



Población y Salud en Mesoamérica

Exceso de mortalidad en México en 2020: una estimación preliminar a nivel nacional y estatal

Eliud Silva, Andrea Peralta y Eric Peralta.

Cómo citar este artículo:

Silva E., Peralta A. y Peralta. E. (2022). Exceso de mortalidad en México en 2020: una estimación preliminar a nivel nacional y estatal. *Población y Salud en Mesoamérica*, 19(2). Doi: 10.15517/psm.v0i19.47247



ISSN-1659-0201 <http://ccp.ucr.ac.cr/revista/>

Revista electrónica semestral
[Centro Centroamericano de Población](#)
[Universidad de Costa Rica](#)

Exceso de mortalidad en México en 2020: una estimación preliminar a nivel nacional y estatal

Excess mortality in Mexico 2020: a preliminary estimate at national and state level

Eliud Silva¹, Andrea Peralta² y Eric Peralta³.

Resumen: Como consecuencia directa o indirecta de la pandemia de COVID-19, junto con otros problemas de salud pública preexistentes, México se ha posicionado como uno de los países más afectados en cuanto al exceso de mortalidad, la cual está prácticamente generalizada, pero es heterogénea según el estado. Por ello, se tiene por objetivo cuantificarla a nivel nacional y estatal por medio del porcentaje de exceso de mortalidad (% EM) y de diferencias en esperanzas de vida (EM_{e_x}) por sexo. En particular, para EM_{e_x} , se construyeron tablas de mortalidad con tasas específicas que se suavizan de manera controlada y por segmentos, con un enfoque no paramétrico. Los resultados mostraron una demasía en la población masculina y en algunos estados del país. Asimismo, respecto a EM_{e_x} , se evidenciaron fuertes retrocesos en la esperanza de vida en ciertos casos, incluida la capital del país: la Ciudad de México.

Palabras clave: exceso de mortalidad, COVID-19, esperanza de vida, suavizamiento, México.

Abstract: As a direct or indirect consequence of the COVID-19 pandemic, joint other public health problems, Mexico is one of the most affected countries in terms of excess mortality, which is generalized and heterogeneous at the state level. That is why, the paper's aim is to quantify it at national and subnational level both through the percentage of excess mortality (% EM) and using differences in life expectancies (EM_{e_x}) by sex. For (EM_{e_x}), mortality tables are constructed with specific rates that are estimated through a non-parametric approach so-called controlled and segmented smoothing. The results show the greatest excesses in male population and for some states of the country. Likewise, regarding EM_{e_x} , strong setbacks in life expectancy can be observed including the Mexico City.

Keywords: mortality excess, COVID-19, life expectancy, smoothing, Mexico.

Recibido: 03 jun, 2021 | **Corregido:** 18 oct, 2021 | **Aceptado:** 21 oct, 2021

¹ Universidad Anáhuac México, Estado de México, MÉXICO. Correo electrónico: jose.silva@anahuac.mx. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0499-0446>

² Universidad Anáhuac México, Estado de México, MÉXICO. Correo electrónico: andrea.peraltala@anahuac.mx. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2491-3149>

³ Universidad Anáhuac México, Estado de México, MÉXICO. Correo electrónico: eric.peraltala@anahuac.mx. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8032-2875>

1. Introducción

Actualmente se vive la pandemia de COVID-19, que ha tenido un impacto inusitado a nivel mundial y nacional en diferentes ámbitos, tales como el económico, el demográfico y el sanitario. Ante su avance, con base en información de la Universidad Johns Hopkins (JHU por sus siglas en inglés), al 12 de mayo de 2021, en el mundo las cifras ascienden a 160 743 894 casos confirmados y 3 338 355 defunciones. Para México, esos números corresponden oficialmente a 2 371 483 y 219 590, respectivamente; de tal modo, es el quinceavo país con más casos positivos, el cuarto con más defunciones y el primero en tasa de letalidad con un 9.3 % (Johns Hopkins University [JHU], 2021).

Desde que fue declarada la emergencia sanitaria por la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2020), esta motivó a las naciones tanto a evaluar sus consecuencias en los sistemas de atención a la salud y la sociedad, como a monitorear las tendencias epidemiológicas a largo plazo; debido a ello, el estudio del impacto de la mortalidad es considerado un aspecto de relevancia (Pou y González, 2020). Cabe destacar que los pacientes contagiados pueden presentar, entre otros síntomas, tos seca, fiebre, neumonía asintomática por completo o neumonía progresiva, con la posibilidad de muerte (Pinzón, 2020).

De acuerdo con Kanter (2020), la Ciudad de México es la entidad con el mayor número de defunciones por COVID-19, con cerca del 22.5 %, seguida por el Estado de México con el 15.3 % y Baja California con el 6.7 %. Dichos estados, junto con Veracruz, Puebla, Sinaloa, Tabasco y Guerrero, concentran el 66.5 % del fenómeno. Así, el exceso de mortalidad es sustantivo en todo el país; por tanto, el objetivo de este trabajo es cuantificarlo a nivel nacional y estatal en 2020, a través de defunciones esperadas versus observadas y de diferencias en esperanzas de vida. Está claro que dicha situación podría ser causada directa o indirectamente por la crisis sanitaria.

2. Antecedentes

2.1 Alrededor del mundo

En Vandoros (2020) se analizó el número de muertes en Inglaterra y Gales y se halló la posibilidad de que algunas originadas por COVID-19 no fueran informadas o se clasificaran erróneamente. De ahí, se deduce la existencia de muertes adicionales a las esperadas por semana. Asimismo, según Nogueira et al. (2020), se estimó un exceso de mortalidad en personas de grupos etarios de 65 años y más, de 3.5 a 5 veces mayor a lo explicable por las muertes a raíz de la pandemia.

Goldstein y Lee (2020) calcularon que la esperanza de vida disminuiría 2.94 años en Estados Unidos. Equipararon los efectos de la COVID-19 con otras crisis sanitarias (opioides, VIH y gripe española), concluyendo que la actual tendrá un impacto similar. Por su parte, Andrasfay y Goldman (2020) indicaron

que los afroamericanos y los latinos en ese país han tenido una mortalidad superior por tal causa e infirieron una reducción en el indicador de 1.13 años, lo cual corresponderá para blancos, negros y latinos a 0.68, 2.10 y 3.05 años, respectivamente. Krieger et al. (2020) evaluaron el exceso de mortalidad de Massachusetts, comparando el período de la pandemia con el de años anteriores. Se observó que para ambos sexos se tuvieron aumentos relativos prácticamente idénticos, aunque la diferencia absoluta en las tasas de mortalidad fue mayor para los hombres.

En González y Pou (2020) se estudió el tema en Argentina con base en el método de años de esperanza de vida perdidos y se obtuvo que será de al menos un 5 %, con más preponderancia en el grupo masculino; así mismo, los más afectados en esperanza de vida serán mujeres de 45 a 54 años y hombres de 35 a 64 años. De su lado, Pesci et al. (2020) analizaron el caso en Buenos Aires, comparando la mortalidad del periodo desde 2015 hasta 2019 con las defunciones ocurridas en 2020. En breve, encontraron un exceso entre el 7.59 % y el 12.15 %, respecto a la base de referencia.

2.2 En México

Específicamente, en México, Kanter (2020) advirtió diferencias por sexo referentes a mortalidad y letalidad por COVID-19, las cuales fueron más significativas para la población masculina y resultan altas en relación con lo observado en otros países. También, Hernández (2020) encontró una asociación inversa entre la mortalidad por COVID-19 con el nivel de escolaridad, además, conforme a las condiciones precarias en la ocupación, se tenía mayor mortalidad.

Domínguez et al., (2020) estimaron diversos indicadores de mortalidad, considerando comorbilidades y sus combinaciones. Hallaron que los altos índices en adultos jóvenes de mediana edad (menores de 65 años) se pueden atribuir a mezclas de comorbilidades. Más adelante, Cárdenas (2021), con información epidemiológica y proyecciones del Consejo Nacional de Población (CONAPO, 2018), examinó patrones de mortalidad y mostró que la enfermedad incide marcadamente en los grupos de 50 años o más, con cantidades superiores de defunciones masculinas en todas las edades, que inclusive duplicaron a la femenina en los siguientes estados: Chiapas, Ciudad de México, Guerrero, Estado de México y Morelos.

En Mejía et al. (2021), se estimó el exceso de mortalidad por todas las causas durante el 2020. Para tal propósito se utilizó la metodología de canales endémicos por semana epidemiológica; se construyó un canal endémico con las defunciones del periodo de 2015 a 2019 y se contrastó con el de 2020. Los resultados arrojaron, entre otros, un índice principal en hombres de 45 a 64 años. Además, el 52.5 % del exceso de las defunciones por todas las causas estaba concentrado en Estado de México, Ciudad de México, Veracruz, Puebla y Guanajuato, mientras que, los de menor porcentaje fueron Chiapas y Oaxaca.

Para Sánchez et al. (2021), México fracasó al responder a la pandemia, en contraste con otros países, dadas las tasas altas de casos y muertes y por ocupar los últimos lugares en aplicar pruebas. De hecho, las tasas de mortalidad entre pacientes hospitalizados con COVID-19 son muy elevadas (alrededor del 50

%, según el Instituto Mexicano del Seguro Social [IMSS]). Afirmaron que lo anterior se ha concentrado en municipios de zonas urbanas con marginación socioeconómica, que se ocupa el cuarto lugar mundial en exceso de mortalidad y se ha tenido una comunicación inapropiada, como concuerdan Ruvalcaba et al. (2020), y un rezago en la vacunación.

Conforme a Cortés y Ponciano (2021), en México, al disminuir la posición socioeconómica, se incrementa la probabilidad de padecer obesidad, hipertensión y diabetes, hecho que sitúa a quienes las sufren en condición de vulnerabilidad ante la COVID-19. Del total de las defunciones, el 72 % implicó alguna comorbilidad. Las tasas más altas surgieron en la Ciudad de México, Baja California y Sonora, en tanto las más bajas, en Chiapas, Oaxaca y Michoacán. Otros factores determinantes para ese exceso resultan ser la baja escolaridad y el bajo nivel socioeconómico, lo cual supone la inviabilidad de quedarse resguardado en casa, dada la naturaleza de los empleos.

El Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) (2020), basado en datos preliminares, estableció que las defunciones por COVID-19 en el periodo de enero a agosto de 2020 ocupaban ya la segunda causa de muerte a nivel nacional. No obstante, a partir de Cortés y Ponciano (2021), dicha enfermedad se ha posicionado como la primera causa, por arriba de las del corazón y la diabetes *mellitus*. Asimismo, hicieron saber que solo el 20 % de personas fallecidas por ella fue atendido en Unidades de Cuidados Intensivos (UCI).

El INEGI, quien de manera oficial junto con la Secretaría de Salud (SS) concentra las estadísticas vitales de mortalidad mexicana, aún no publica las correspondientes a 2020. Por ende, aquí se consideran las de la SS (2020) referentes al exceso de mortalidad. Una limitante de dicha fuente es que probablemente no se captan las muertes por todas las causas ocurridas (por ejemplo, en casa, vía pública o trabajo). Otra la constituye el estado de registro, pues podría presentar sesgos al atribuir a estados aquellas defunciones correspondientes a otros. Para una mejor estimación, lo apropiado sería analizarlo con el estado de residencia habitual, por ello, la presente se concibe como una estimación preliminar. Luego, resulta prácticamente imposible obtener el total de defunciones por COVID-19, en tanto la fuente no brinda dicha certeza; con esto, no es factible estimar las pérdidas de esperanza de vida atribuibles directamente a tal enfermedad. Por último, de la revisión de la literatura, no se encontró algún trabajo que estimara el % EM o las EM_{e_x} ni a nivel nacional o estatal, ni por sexo. En ese sentido, se prevé que este documento aporte en la materia.

3. Metodología

Como se comentó, la cuantificación del exceso de mortalidad se realiza tanto por medio de defunciones como de diferencias de esperanzas de vida al nacer. Al final se presentan las evoluciones de las curvas de mortalidad a nivel nacional y para el caso de la Ciudad de México.

3.1 Exceso de mortalidad a través de defunciones

De acuerdo con el Instituto Nacional de Salud Pública (INSP, 2020), el exceso de mortalidad se define como el número de defunciones observadas menos el número de defunciones esperadas. Bajo esta lógica, el porcentaje de exceso de mortalidad %EM para el año $t = 2020$ se calcula de la siguiente manera:

$$\%EM = [(Muertes\ observadas_t / Muertes\ esperadas_t) - 1] \times 100.$$

Por una parte, las defunciones esperadas se obtuvieron de las Proyecciones de Población de México para las entidades federativas (2016-2050), elaboradas por el CONAPO (2018); de ellas se extrajeron los datos desagregados por edad y sexo a nivel nacional y estatal para 2020. Dado que CONAPO estimó cifras poblacionales por encima de las del Censo de Población y Vivienda (INEGI, 2020a), es posible que esté ocurriendo lo mismo con las defunciones esperadas, lo cual incide directamente en el cálculo del exceso de mortalidad.

Por otra parte, para las defunciones observadas, se consideró la base de datos de exceso de mortalidad que brinda la SS. Se omitieron aquellas defunciones sin los siguientes datos específicos: edad, sexo, estado de registro. En esta base de datos hubo un total de 1 053 473 de muertes, cifra similar a las estimaciones realizadas por Mejía et al. (2021), quienes anotaron que esa cantidad ascendió a 1 050 383 en 2020.

3.2 Exceso de mortalidad a través de esperanza de vida

Otra manera de medir el exceso de mortalidad es por medio de la esperanza de vida esperada versus la observada. Este indicador se define como el promedio de años que esperaría vivir una persona si durante toda su vida estuviera sujeta a las condiciones de mortalidad por edad contempladas en el periodo de estudio (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL], 2007). En torno al exceso de mortalidad se tiene:

$$EM_{e_x} = [e_x^e - e_x^o]$$

donde e_x^e es la esperanza de vida esperada y e_x^o es la esperanza de vida observada, ambas en 2020. Las e_x^e provienen de CONAPO (2018), en tanto las observadas se estimaron a partir de la SS (2020). De igual modo, se optó por considerar adicionalmente lo registrado en el año inmediato anterior, es decir, 2019, y contrastarlo a nivel estatal y por sexo en relación con la e_x^o de 2020. A continuación, se describen los pasos seguidos en dicho procedimiento.

3.3 Suavizamiento controlado y por segmentos (Guerrero y Silva)

Este En primer lugar, se estimaron tasas específicas de mortalidad por edad, sexo, país y estado a través del método de Guerrero y Silva (2015). Este consiste en suavizar series de tiempo, o sea, extraer tendencias de manera controlada y por segmentos definidos por el analista. Cada una de las series de tasas específicas de mortalidad por edad (curvas de mortalidad) es equivalente a una serie de tiempo. En breve, el método de suavizamiento empleado permitió la estimación por medio de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), de lo cual se obtiene el Mejor Estimador Lineal e Insegado (MELI) del vector de tendencias de tamaño N . Para el caso de dos segmentos, es decir, que se segmenta en n_1 sin pérdida de generalidad, se tuvo la siguiente expresión:

$$\hat{\tau} = \begin{pmatrix} I_{n_1} + \lambda_1(K'_1K_1 + k'_1k_1) & \lambda_1k'_1k_2 \\ \lambda_2k'_2k_1 & I_{n_2} + \lambda_{21}(K'_2K_2 + k'_2k_2) \end{pmatrix}^{-1} \mathbf{y} \quad (1)$$

donde I_{n_j} es la matriz identidad de dimensión n_j , $\lambda_j = \sigma_j^2/\sigma_0^2$ para $j=1, 2$ son los parámetros de suavizamiento y \mathbf{y} son las tasas de mortalidad observadas que se disponen en vectores (nótese que $n_2 = N - n_1$). Las matrices K_j son de dimensión $(n_j - 2) \times n_j$ para $j = 1, 2$ y tienen la misma forma que la matriz K de diferencias de orden dos, con:

$$k_1 = \begin{pmatrix} 1 & -2 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \text{ y } k_2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ -2 & 1 \end{pmatrix} \text{ } 0_{2 \times (n_2-2)} \quad (2)$$

A partir de dicha estimación es factible calcular la matriz de varianzas-covarianzas de $\hat{\tau}$, la cual está dada por:

$$\Gamma = Var(\hat{\tau}) = \left[\begin{pmatrix} \sigma_1^{-2}I_{n_1} & 0 \\ 0 & \sigma_2^{-2}I_{n_2} \end{pmatrix} + \sigma_0^{-2} \begin{pmatrix} K'_1K_1 + k'_1k_1 & k'_1k_2 \\ k'_2k_1 & K'_2K_2 + k'_2k_2 \end{pmatrix} \right]^{-1} \quad (3)$$

y se puede demostrar que los estimadores insegados de las varianzas son $\hat{\sigma}_0^2 = \frac{SCR}{N-2}$ y $\hat{\sigma}_j^2 = \lambda_j \hat{\sigma}_0^2$ para $j = 1, 2$, donde SCR es la suma de cuadrados de los residuos. Por medio de $Var(\hat{\tau})$ es posible calcular intervalos en torno a las tendencias estimadas. En términos prácticos, los parámetros de suavizamiento se eligen con base en un porcentaje de suavidad fijado por el analista. Esta se mide a través de índices tanto por segmentos, $S_j(\lambda_1, \lambda_2; N)$ para el j -ésimo, como de manera global, $S(\lambda; N)$. Así, al fijar los valores de los índices, se fijan los porcentajes de suavidad y viceversa. Adicionalmente, los puntos de corte se pueden elegir de manera exógena a partir de lo que sugieren, por ejemplo, algunos modelos paramétricos de mortalidad, como el de Heligman y Pollard (1980), donde se concibe el comportamiento de la (log) mortalidad en tres segmentos: infancia, juventud-adulthood, adulthood-vejez. Para más detalles del método de suavizamiento se sugiere ver Guerrero y Silva (2015).

En segundo lugar, para el caso de México y sus estados, se emplearon los parámetros $n_1 = 10$ y $n_2 = 36$, con una suavidad global de $S(\lambda; N) = 75\%$ y por segmentos $S_1(\lambda_1, \lambda_2; N) = 65\%$, $S_2(\lambda_1, \lambda_2; N) = 75\%$ y $S_3(\lambda_1, \lambda_2; N) = 77.5\%$, como en Silva, Islas-Camargo y Guerrero (en prensa), ello implica que $\lambda_1 = 2.5$, $\lambda_2 = 4.9$ y $\lambda_3 = 8.7$. La suavidad global de $S(\lambda; N) = 75\%$, para estimar tendencias de mortalidad proporciona estimaciones con sentido demográfico, lo cual se plantea en el artículo seminal del método en cuestión. El uso de los valores de los parámetros señalados se justifica por añadidura, pues al reestimar lo publicado por CONAPO (2018) para quinquenios previos, se logra que tales valores estén comprendidos dentro de los intervalos generados con la aplicación del método. De hecho, se tiene en promedio una cobertura ligeramente por arriba del 90%. En otros términos, los intervalos producto de la aplicación del método de suavizado controlado y por segmentos contienen al menos al 90% de las tasas específicas de mortalidad publicadas por CONAPO (2018) a nivel nacional y estatal, por sexo y años de análisis.

En tercer lugar, al observar que tales parámetros funcionaron apropiadamente para los años de 1990 a 2015, se les impusieron a los de 2019 y 2020, con lo que se elaboraron tablas de mortalidad y de ahí se coligieron las respectivas esperanzas de vida e_x^o . De ese modo, en total se generaron 33 (entidades, más el nacional) $\times 8$ (años de 1990 a 2020) $\times 2$ (sexos) $\times 3$ (tendencia y sus dos límites en los intervalos) = 1 386 tablas completas de mortalidad, cuyo algoritmo se desarrolló en el programa R versión 4.1.0.

4. Resultados

4.1 Exceso de mortalidad a través de defunciones

Con fundamento en las estimaciones de los % *EM* para $t = 2020$ (véase tabla 1), se observa un exceso superior de mortalidad en hombres, así como una notable heterogeneidad entre los estados. Para el total de la población, se tuvo un % *EM* = 35.72%, para el caso masculino fue % *EM* = 44.38% y para las mujeres fue % *EM* = 25%. Con ello, pensando en una eventual política oportuna para la recuperación demográfica y sanitaria, se configura la interrogante respecto a cuáles grupos etarios presentaron los mayores excesos de mortalidad por estado y sexo. Asimismo, entender las causas podría ser otro elemento valioso a fin de propiciar la prevención y cuidado de la salud ante futuras crisis sanitarias.

Tabla 1

Exceso de mortalidad por sexo (estatal y nacional)

Estado	SS (2020)			CONAPO (2018)			% EM		
	Hombre	Mujer	Total	Hombre	Mujer	Total	Hombre	Mujer	Total
Aguascalientes	5.660	4.064	9.724	4.117	3.207	7.324	37,48	26,72	32,77
Baja California	22.556	13.177	35.733	10.854	7.570	18.424	107,81	74,07	93,95
Baja California Sur	2.944	1.941	4.885	2.368	1.615	3.983	24,32	20,19	22,65
Campeche	4.228	2.904	7.132	3.348	2.436	5.784	26,28	19,21	23,31
Chihuahua	21.782	14.394	36.176	12.481	9.079	21.560	74,52	58,54	67,79
Chiapas	19.612	14.332	33.944	17.058	12.809	29.867	14,97	11,89	13,65
Ciudad de México	76.844	54.856	131.700	34.726	32.352	67.078	121,29	69,56	96,34
Coahuila	15.610	11.599	27.209	10.444	7.592	18.036	49,46	52,78	50,86
Colima	3.950	2.483	6.433	2.507	2.043	4.550	57,56	21,54	41,38
Durango	7.832	5.716	13.548	6.323	4.768	11.091	23,87	19,88	22,15
Estado de México	78.700	52.099	130.799	52.697	45.093	97.790	49,34	15,54	33,75
Guanajuato	31.175	20.809	51.984	19.702	15.572	35.274	58,23	33,63	47,37
Guerrero	14.273	9.524	23.797	13.794	11.604	25.398	3,47	-17,92	-6,30
Hidalgo	13.031	9.518	22.549	10.669	8.875	19.544	22,14	7,25	15,38
Jalisco	36.664	26.165	62.829	27.763	21.545	49.308	32,06	21,44	27,42
México (país)	620.134	433.339	1.053.473	429.522	346.685	776.207	44,38	25,00	35,72
Michoacán	20.638	14.621	35.259	16.580	14.561	31.141	24,48	0,41	13,22
Morelos	11.161	7.546	18.707	7.354	6.471	13.825	51,77	16,61	35,31
Nayarit	4.528	3.245	7.773	4.385	3.507	7.892	3,26	-7,47	-1,51
Nuevo León	25.449	18.107	43.556	18.078	13.463	31.541	40,77	34,49	38,09
Oaxaca	17.373	12.942	30.315	15.601	13.697	29.298	11,36	-5,51	3,47
Puebla	32.428	24.354	56.782	21.536	18.286	39.822	50,58	33,18	42,59
Querétaro	9.058	6.495	15.553	6.652	5.060	11.712	36,17	28,36	32,80
Quintana Roo	6.771	3.897	10.668	4.603	2.922	7.525	47,10	33,37	41,77
San Luis Potosí	12.410	9.112	21.522	10.564	8.682	19.246	17,47	4,95	11,83
Sinaloa	13.616	9.103	22.719	11.544	8.702	20.246	17,95	4,61	12,21
Sonora	17.183	11.094	28.277	10.460	7.609	18.069	64,27	45,80	56,49
Tabasco	12.577	8.922	21.499	8.332	5.930	14.262	50,95	50,46	50,74
Tamaulipas	16.259	11.596	27.855	12.758	9.863	22.621	27,44	17,57	23,14
Tlaxcala	6.646	4.593	11.239	4.393	3.523	7.916	51,29	30,37	41,98
Veracruz	40.537	30.504	71.041	33.339	27.307	60.646	21,59	11,71	17,14
Yucatán	10.050	7.726	17.776	8.417	6.335	14.752	19,40	21,96	20,50
Zacatecas	8.589	5.901	14.490	6.075	4.607	10.682	41,38	28,09	35,65

Según el estado, la Ciudad de México es la más afectada, con un % EM = 96.34 % para su población total (un 121.29 % para los hombres y un 69.56 % para las mujeres), esto equivale al doble de defunciones esperadas. También resultan inquietantes las cifras de los estados que le siguen: Baja California y Chihuahua con % EM de 93.95 % y 67 %, respectivamente. Tras ellos se sitúan los siguientes tres, de los cuales, dos limitan con los Estados Unidos: Sonora (56.49 %), Tabasco (50.74 %) y Coahuila (50.86 %). En contraste, tres tuvieron los menores excesos de mortalidad: Oaxaca (3.47 %), Nayarit (-1.51 %) y Guerrero (-6.30 %). En particular, los dos últimos son negativos, eso significa que hubo menos defunciones observadas que esperadas para 2020.

Al margen de analizar información más específica sobre los estados para tratar de aclarar el porqué de tal comportamiento, se tiene que la edad mediana de la población, proveniente del Censo de Población 2020 (INEGI, 2020a), tiene una correlación positiva y significativa con el exceso de mortalidad ($\rho = 0.466$, $p\text{-valor} = 0.006$). En otras palabras, el % EM es parcialmente explicado por la edad mediana de la población expuesta al riesgo para el caso de México. En específico, la Ciudad de México, estado más envejecido y afectado, cuenta con una edad mediana de 35 años.

Los resultados obtenidos son coherentes con Vandomos (2020), Nogueira et al. (2020) y Krieger et al. (2020), en cuanto al excedente de fallecimientos con un predominio de hombres. Cabe notar que, entre otros, Kanter (2020) y Cárdenas (2021) dedujeron que para México la mortalidad es más elevada en la población masculina. Los hallazgos descritos también están en línea con aquellos de Mejía et al. (2021). Tampoco resulta extraño la alta magnitud de la mortalidad en la Ciudad de México, si bien Sánchez et al. (2021) sostuvieron que las muertes se concentran en zonas urbanas. Además, tres de los cuatro estados con más altos % EM coinciden con los estados identificados por Cortés y Ponciano (2021).

Ahora bien, aunque lo mismo fue encontrado en Argentina y su capital, contrastan sus respectivos % EM con los de México. Por ejemplo, las cifras nacionales distan por mucho de las de González y Pou (2020), donde se tuvo como referencia un 5 % de exceso, así como los de Buenos Aires que, según Pesci et al. (2020), están entre el 7.59 % y el 12.15 % para mujeres y hombres.

4.2 Exceso de mortalidad a través de esperanza de vida

En las tablas 2 y 3 se muestran las esperanzas de vida del CONAPO (2018) en los últimos 30 años, la estimación de la esperanza de vida para 2019 y 2020 de hombres y mujeres, así como el EM_{ex} calculado. Si se considera el EM_{ex} en relación con lo esperado en 2020 por el CONAPO (2018), resulta evidente una expectativa demasiado alta y, por tanto, un EM_{ex} del mismo orden. En consecuencia, se piensa más apropiado determinarlo en virtud de la mortalidad de 2019, así, se logra una mejor perspectiva con base en una mortalidad ya observada, similar a lo realizado por Aburto et al. (2021), quienes estimaron la pérdida de esperanza de vida atribuible a la pandemia de COVID-19, tomando como referencia el año 2019.

De cualquier modo, se presentan ambas estimaciones en las tablas, a fin de que el lector elija la que considere más oportuna. Bajo tal acotación, se puede observar que el exceso de mortalidad por estado sí afectó directamente la esperanza de vida, pues en todos ellos existieron disminuciones en el indicador para ambos sexos. Es claro que las afectaciones son diferenciadas y pueden obedecer a distintos factores (y/o a la interacción entre ellos: comorbilidades, movilidad, densidad demográfica, escolaridad, marginación, etcétera) dignos de estudiarse más adelante.

Como se ilustra de manera generalizada, al lado de los resultados heterogéneos, la mayor disminución en la esperanza de vida se da en la población masculina. Dicho exceso podría ser advertido a través del

% EM . Sin embargo, desde el punto de vista de los autores, una manera más entendible de medir el impacto de 2020 equivale al EM_{e_x} , por cuanto se trata de la diferencia de indicadores resúmenes, bastante utilizados en la demografía. Debe recordarse que la esperanza de vida proporciona una imagen clara y comparable de la mortalidad tanto en el tiempo como en el espacio (Yusuf et al., 2014). Al recurrir a los resultados, una razón que podría ayudar a comprender la sobremortalidad masculina responde a la sobreexposición de este segmento poblacional, porque el quedarse confinado en casa es un hecho que generalmente escapa a la realidad mexicana por cuestiones de supervivencia.

El estado con mayor disminución en la esperanza de vida masculina fue la Ciudad de México (-7.10) y el de menor fue Nayarit (-0.31). A nivel nacional, la pérdida de este grupo fue de 3.99 años. Mientras tanto, el estado con mayor disminución en la esperanza de vida femenina fue Tlaxcala (-3.70) y el de menor fue Oaxaca (-0.53). En el contexto nacional las féminas perdieron 2.30 años. Los resultados apuntan a un retroceso de 30 años en el indicador de esperanza de vida en 16 estados para los hombres y de 5 años para las mujeres en solo tres estados. Bajo este escenario, luce apremiante el tomar decisiones en pro de ir recuperando gradualmente los niveles que se tenían previo al año de la pandemia, sobre todo, en el caso de la población masculina.

Tabla 2

Esperanzas de vida y exceso de mortalidad masculina (estatal y nacional)

Estado	e_x (CONAPO, 2018)								e_x propias		EM_{e_x}	
	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2019	2020 (1)	2019	2020 (3)	(3)-(1)	(3)-(2)
Aguascalientes	69,81	70,80	73,19	73,47	71,87	72,47	72,85	72,96	72,34	68,76	-4,20	-3,58
Baja California	68,47	69,67	72,62	73,12	71,85	72,46	72,84	72,95	67,31	64,25	-8,70	-3,06
Baja California Sur	68,42	69,53	72,21	73,23	72,33	72,38	72,80	72,89	72,75	69,81	-3,08	-2,94
Campeche	67,89	69,06	71,41	72,75	71,77	71,36	71,78	71,91	72,56	68,91	-3,00	-3,65
Chihuahua	68,14	69,61	72,40	72,83	71,47	71,89	72,27	72,39	67,35	63,97	-8,42	-3,38
Chiapas	68,67	69,29	71,00	72,14	71,59	71,08	71,48	71,62	71,74	69,33	-2,29	-2,41
Ciudad de México	68,40	69,47	72,42	72,93	72,09	73,14	73,44	73,55	69,16	62,06	-11,49	-7,10
Coahuila	68,33	69,71	72,55	73,13	71,74	72,21	72,58	72,70	71,97	67,59	-5,11	-4,38
Colima	68,23	69,67	72,30	73,11	72,26	72,66	73,07	73,14	68,36	65,90	-7,24	-2,46
Durango	68,11	69,36	71,93	72,54	71,22	71,60	71,98	72,11	72,58	69,81	-2,30	-2,77
Estado de México	69,18	70,49	72,79	72,75	72,03	72,65	73,00	73,12	73,15	66,97	-6,15	-6,18
Guanajuato	68,35	69,65	72,10	73,13	72,06	71,66	70,04	72,17	69,30	65,35	-6,82	-3,95
Guerrero	68,05	69,27	71,49	72,33	70,70	69,65	70,10	70,25	71,43	69,27	-0,98	-2,16
Hidalgo	67,22	69,34	71,87	72,60	71,94	71,81	72,20	72,33	72,88	69,41	-2,92	-3,47
Jalisco	69,08	70,32	72,80	72,90	71,84	71,97	72,35	72,47	70,41	68,63	-3,84	-1,78
México (país)	67,97	69,50	72,04	72,62	71,64	71,85	72,24	72,37	71,02	67,03	-5,34	-3,99
Michoacán	68,00	69,35	72,37	72,65	71,15	72,04	72,40	72,52	70,49	68,92	-3,60	-1,57
Morelos	68,01	69,68	72,54	73,00	71,38	72,16	72,56	72,67	69,85	65,98	-6,69	-3,87
Nayarit	67,72	69,15	72,09	72,85	71,68	72,42	72,78	72,90	72,66	72,35	-0,55	-0,31
Nuevo León	68,38	69,70	72,75	73,28	71,86	72,44	72,81	72,92	71,82	68,88	-4,04	-2,94
Oaxaca	66,39	67,90	70,39	71,56	70,84	70,85	71,26	71,39	71,82	69,42	-1,97	-2,40
Puebla	67,62	69,84	71,99	72,33	71,44	71,21	71,61	71,74	70,88	65,46	-6,28	-5,42
Querétaro	68,94	70,54	72,69	72,92	72,20	72,20	72,60	72,72	72,14	69,06	-3,66	-3,08
Quintana Roo	70,21	71,09	73,18	73,21	72,25	72,09	72,52	72,64	70,42	67,22	-5,42	-3,20
San Luis Potosí	67,32	69,57	71,69	72,36	71,75	71,76	72,15	72,27	72,29	69,16	-3,11	-3,13
Sinaloa	67,71	69,19	72,07	72,63	71,26	71,62	72,01	72,13	72,30	69,73	-2,40	-2,57
Sonora	68,00	69,32	72,15	72,74	71,47	71,88	72,27	72,39	69,57	65,39	-7,00	-4,18
Tabasco	68,57	69,30	71,82	72,52	71,34	71,52	71,91	72,04	70,16	65,34	-6,70	-4,82
Tamaulipas	67,38	69,10	71,94	72,70	71,46	71,71	72,09	72,23	71,64	68,40	-3,83	-3,24
Tlaxcala	67,90	69,57	72,11	73,23	72,28	71,95	72,33	72,44	73,03	66,60	-5,84	-6,43
Veracruz	66,43	68,83	70,83	71,92	71,47	70,96	71,37	71,51	71,27	68,31	-3,20	-2,96
Yucatán	67,00	69,05	71,33	72,08	71,50	71,12	71,55	71,68	71,89	70,33	-1,35	-1,56
Zacatecas	67,95	69,48	71,90	72,56	71,72	71,54	71,91	72,06	71,15	66,68	-5,38	-4,47

Tabla 3

Esperanzas de vida y exceso de mortalidad femenina (estatal y nacional)

Estado	e_x (CONAPO, 2018)								e_x propias		EM_{e_x}	
	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2019	2020 (1)	2019	2020 (3)	(3)-(1)	(3)-(2)
Aguascalientes	74,66	76,20	78,72	78,55	78,79	78,37	78,77	78,89	76,37	74,69	-4,20	-1,68
Baja California	74,74	75,93	78,63	78,71	78,71	78,68	79,05	79,18	75,50	72,14	-7,04	-3,36
Baja California Sur	74,85	75,77	78,41	78,18	78,28	78,61	79,02	79,13	77,45	75,27	-3,86	-2,18
Campeche	74,05	74,68	76,93	76,99	77,44	77,25	77,73	77,83	76,73	73,86	-3,97	-2,87
Chihuahua	74,36	75,82	78,35	78,32	78,32	78,11	78,48	78,61	74,65	72,07	-6,54	-2,58
Chiapas	75,62	75,79	77,31	77,31	77,56	76,46	76,90	77,05	74,69	73,66	-3,39	-1,03
Ciudad de México	74,35	75,53	78,18	78,32	78,75	79,04	79,37	79,48	74,42	70,75	-8,73	-3,67
Coahuila	74,56	75,89	78,49	78,49	78,38	78,37	78,74	78,86	75,44	72,46	-6,40	-2,98
Colima	74,49	75,73	78,22	78,14	77,71	77,37	77,78	77,96	75,68	74,39	-3,57	-1,29
Durango	74,14	75,42	77,86	77,99	78,07	77,76	78,15	78,27	76,21	74,57	-3,70	-1,64
Estado de México	75,39	75,54	77,95	78,47	78,00	77,26	77,68	77,81	77,31	74,13	-3,68	-3,18
Guanajuato	74,12	75,55	77,99	77,54	77,52	77,77	78,15	78,28	75,97	73,60	-4,68	-2,37
Guerrero	73,08	73,55	75,58	76,13	76,54	75,71	76,18	76,33	77,13	76,01	-0,32	-1,12
Hidalgo	72,77	74,15	76,91	77,62	77,27	77,26	77,69	77,82	77,24	75,34	-2,48	-1,90
Jalisco	74,59	75,21	77,76	78,47	78,28	78,10	78,48	78,61	75,94	74,85	-3,76	-1,09
México (país)	73,94	75,00	77,41	77,80	77,89	77,56	77,98	78,11	76,06	73,76	-4,35	-2,30
Michoacán	73,88	75,03	76,61	77,17	77,74	76,60	77,03	77,18	76,87	75,52	-1,66	-1,35
Morelos	73,47	75,15	77,03	77,47	78,13	77,23	77,66	77,81	76,38	74,32	-3,49	-2,06
Nayarit	73,84	75,32	77,37	77,75	78,09	77,34	77,77	77,90	77,16	76,53	-1,37	-0,63
Nuevo León	74,64	75,96	78,40	78,56	78,82	78,61	78,98	79,10	76,28	74,39	-4,71	-1,89
Oaxaca	72,13	73,81	76,13	76,51	76,79	76,24	76,69	76,84	76,27	75,74	-1,10	-0,53
Puebla	73,51	74,31	76,78	77,57	77,57	77,28	77,69	77,83	75,65	72,50	-5,33	-3,15
Querétaro	74,92	75,22	77,72	78,16	78,03	78,10	78,51	78,65	76,71	74,90	-3,75	-1,81
Quintana Roo	77,82	76,76	79,08	79,09	78,57	78,12	78,54	78,64	75,88	73,76	-4,88	-2,12
San Luis Potosí	73,15	74,19	76,65	77,42	77,44	76,98	77,41	77,56	76,66	75,06	-2,50	-1,60
Sinaloa	74,14	75,27	77,50	77,90	78,27	77,78	78,18	78,29	77,92	75,67	-2,62	-2,25
Sonora	74,41	75,60	78,13	78,26	78,32	78,08	78,46	78,58	76,05	72,92	-5,66	-3,13
Tabasco	75,22	75,75	77,93	78,08	78,26	77,70	78,10	78,24	74,73	71,05	-7,19	-3,68
Tamaulipas	73,58	75,29	77,83	78,17	78,28	77,87	78,25	78,39	76,26	74,20	-4,19	-2,06
Tlaxcala	73,97	75,32	77,91	77,65	77,40	77,54	77,94	78,08	77,09	73,39	-4,69	-3,70
Veracruz	72,72	73,82	76,10	76,94	77,25	77,07	77,49	77,63	75,78	74,26	-3,37	-1,52
Yucatán	73,29	74,08	76,57	77,22	77,29	77,29	77,73	77,86	75,61	74,57	-3,29	-1,04
Zacatecas	73,33	74,51	77,26	77,60	77,58	77,64	78,04	78,16	76,85	74,08	-4,08	-2,77

Si se observan directamente las tasas específicas de mortalidad por entidad y sexo, a partir de las cuales se estiman las esperanzas de vida, se observa que a través del tiempo hasta 2015, las curvas de mortalidad muestran una lógica demográfica. Es decir, un descenso paulatino de 1990 a 2015 (véanse las figuras 1, 2, 3 y 4 correspondientes a México [país] y a la Ciudad de México) tanto para hombres como para mujeres.

Con todo, para 2020 ocurre un fenómeno extraño y concordante frente a crisis sanitarias, claramente observable en las curvas de mortalidad. Este consiste en que la *jobroba* de mortalidad deja de ser percibida como un exceso de mortalidad. Mejor dicho, se tiene un *des-jobobamiento* de la mortalidad y los

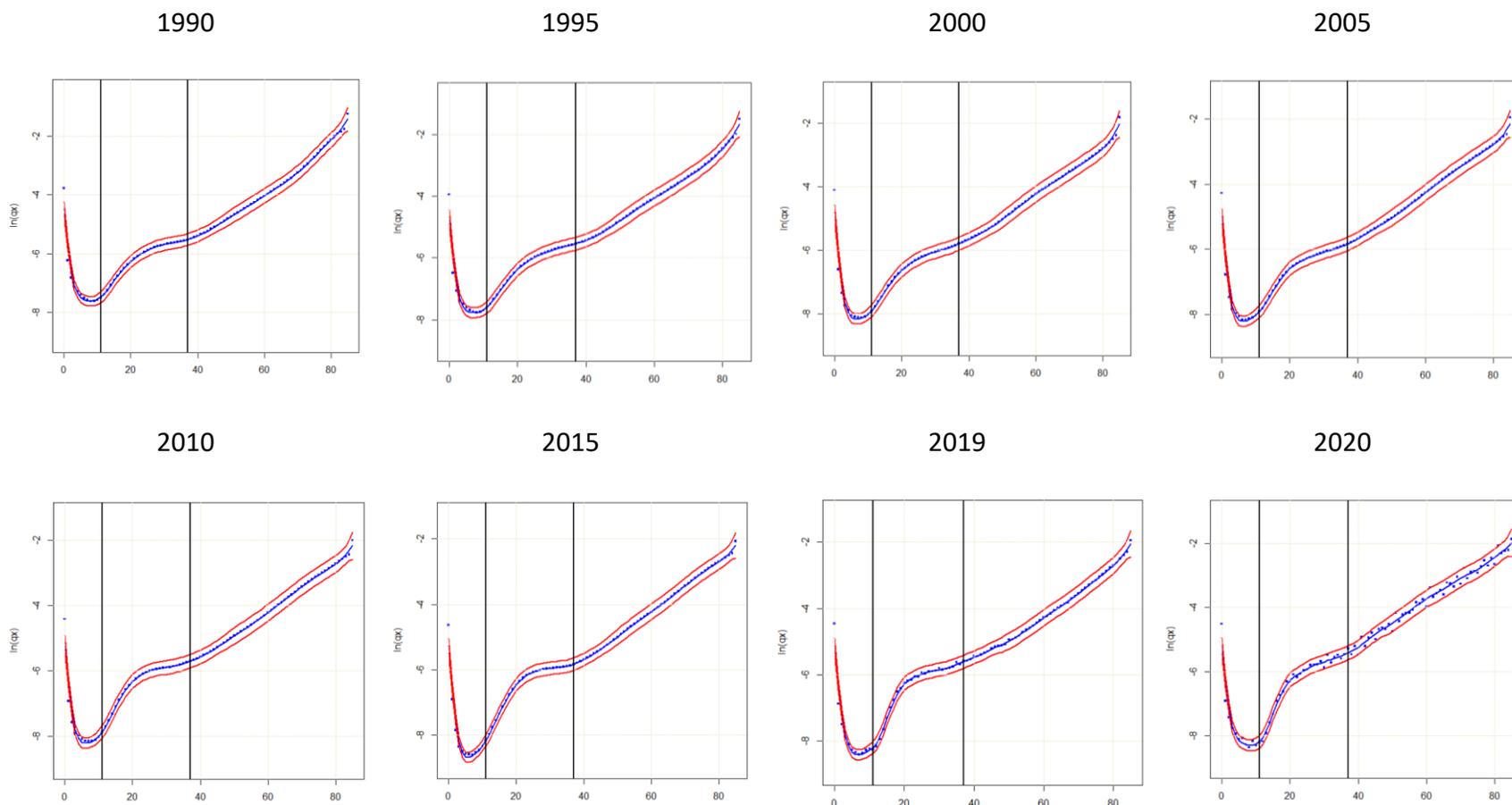
excedentes hacen que deje de ser notoria, pues se incrementan las tasas específicas en todas las edades. Tales patrones, similares y con distintas intensidades en los estados del país, conllevan a que la esperanza de vida para el caso de México experimente un comportamiento descendente no visto desde aproximadamente la conclusión de la Revolución mexicana (1910-1920) (véase Peláez, 2009).

En lo concerniente a la Ciudad de México en 2020, cuyas esperanzas de vida fueron 62.06 y 70.75, las estimaciones revelan que sus valores son incluso inferiores a los de Argentina durante el quinquenio de 1975 a 1980, de 66.1 y 72.9, respectivamente (Narro et al., 1984). La esperanza de vida para México (país) en 2020 se calculó en 67.03 y 73.76 y sus pérdidas en 3.99 y 2.30. Al comparar la masculina con la respectiva de Estados Unidos, dada por Goldstein y Lee (2020), es mayor la nuestra por casi un año. A la vez, la femenina está por debajo de la pérdida general pero, de acuerdo con Andrasfay y Goldman (2020), solo está por debajo de la de los latinos.

En relación con Aburto et al. (2021), quienes también comprobaron que la esperanza de vida disminuyó en 27 de 29 países analizados entre 2019 y 2020, es coincidente que la población masculina fue la más afectada. De hecho, la máxima pérdida (en Estados Unidos, 2.1 años) fue casi duplicada por el caso mexicano. A diferencia de tal estudio, en el presente hubo reducciones no tan solo menores a las esperanzas de vida registradas para 2015, sino incluso a las de 1990 en algunos estados.

Figura 1

Evolución de curvas de mortalidad, $\ln(q_x)$'s, para hombres en México (país), 1990-2020

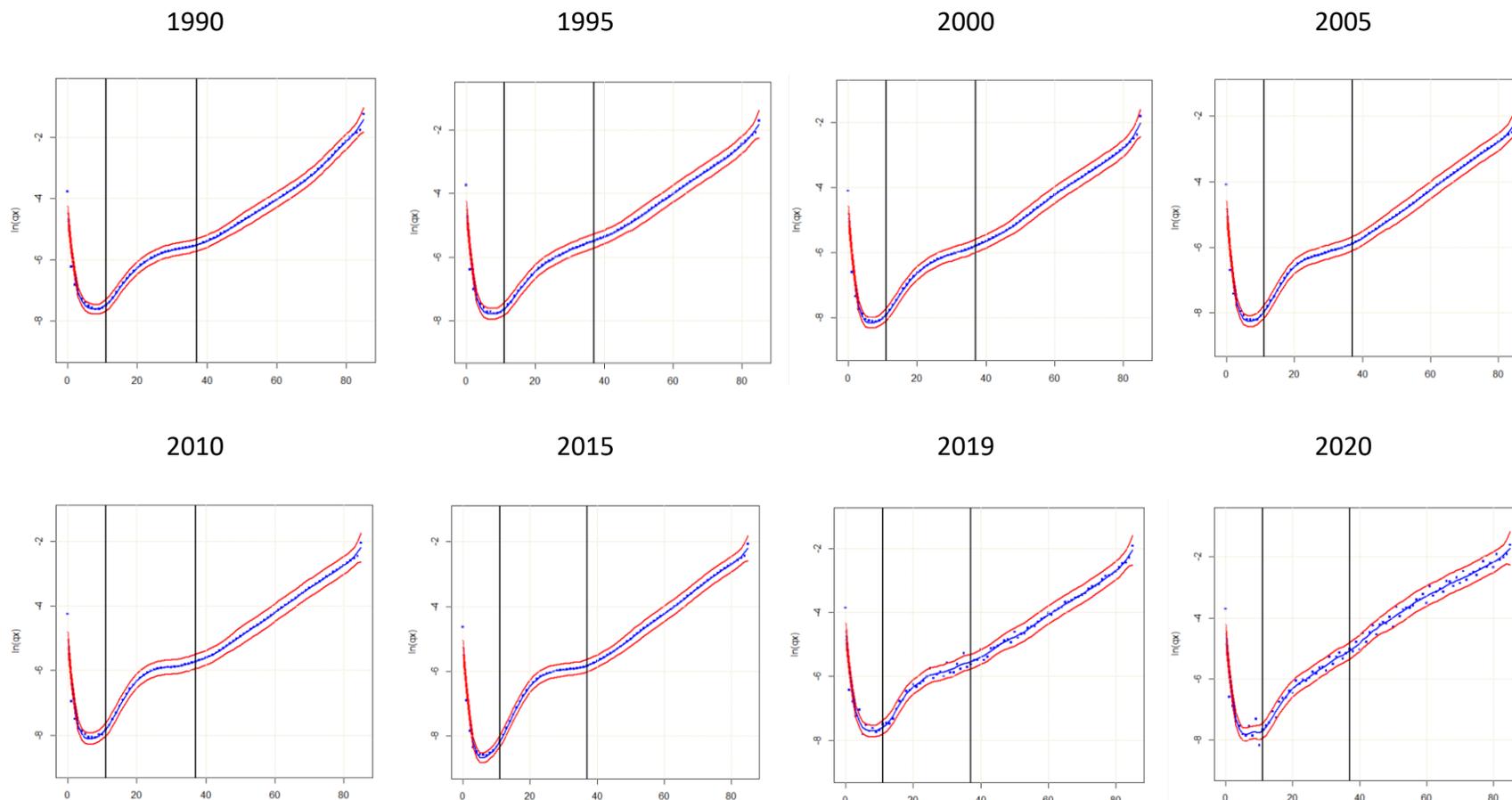


Nota. (a) Las series de puntos azules son extraídas de CONAPO (2018) para 1990-2015 y son estimaciones propias para 2019-2020; (b) las líneas azules continuas suavizadas son las reestimaciones de las curvas de mortalidad para 1990-2015 y estimaciones propias para 2019-2020; (c) las líneas rojas son el intervalo de estimación de dichas curvas para todos los años con 2 desviaciones estándar. Tanto (b) como (c) son obtenidos con el método de Guerrero y Silva (2015).

Fuente: Elaboración con datos de CONAPO y estimaciones propias.

Figura 2

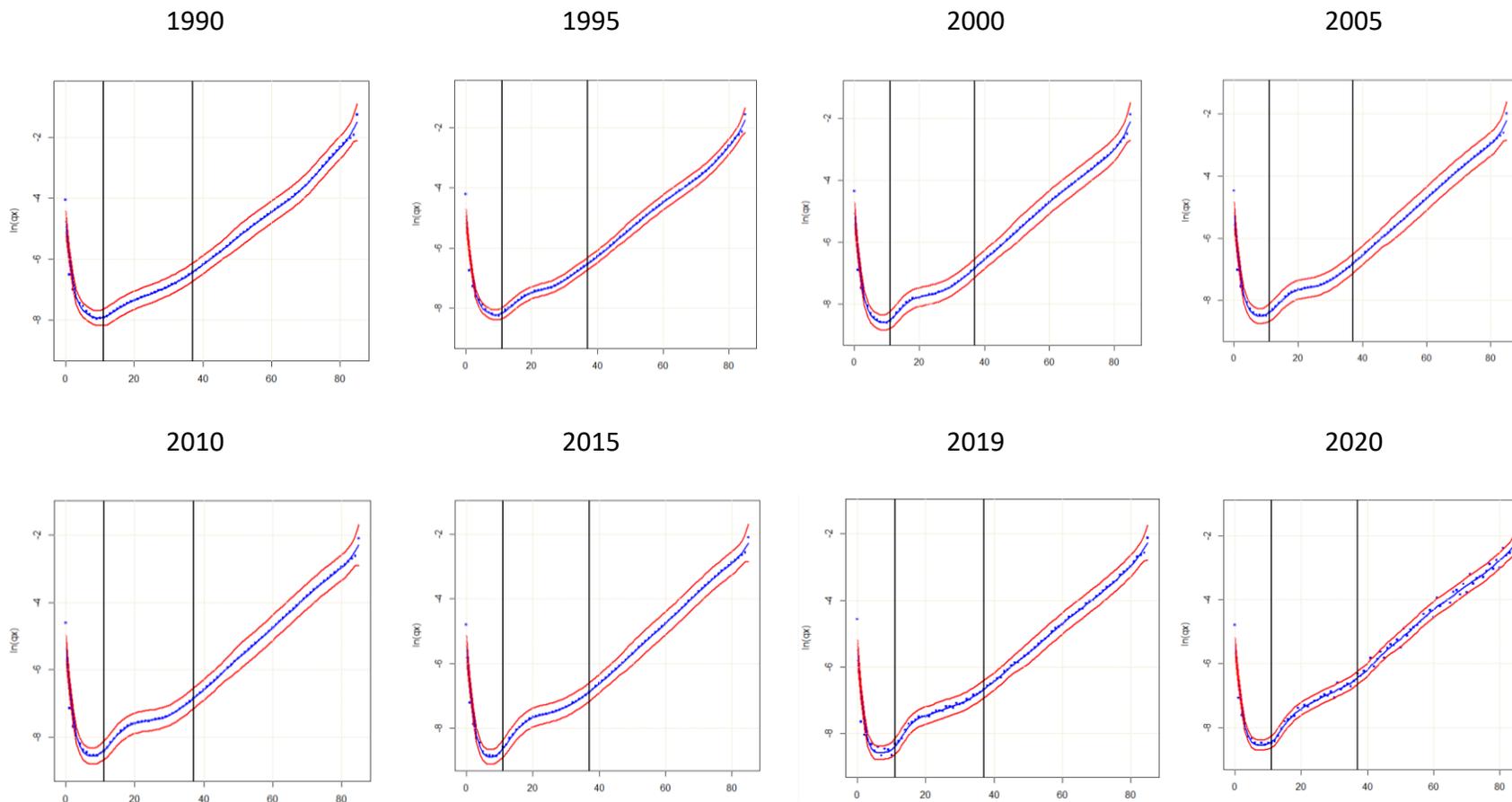
Evolución de curvas de mortalidad, $\ln(q_x)$'s, para hombres en la Ciudad de México, 1990-2020



Nota. (a) Las series de puntos azules son extraídas de CONAPO (2018) para 1990-2015 y son estimaciones propias para 2019-2020; (b) las líneas azules continuas suavizadas son las reestimaciones de las curvas de mortalidad para 1990-2015 y estimaciones propias para 2019-2020; (c) las líneas rojas son el intervalo de estimación de dichas curvas para todos los años con 2 desviaciones estándar. Tanto (b) como (c) son obtenidos con el método de Guerrero y Silva (2015). **Fuente:** Elaboración con datos de CONAPO y estimaciones propias.

Figura 3

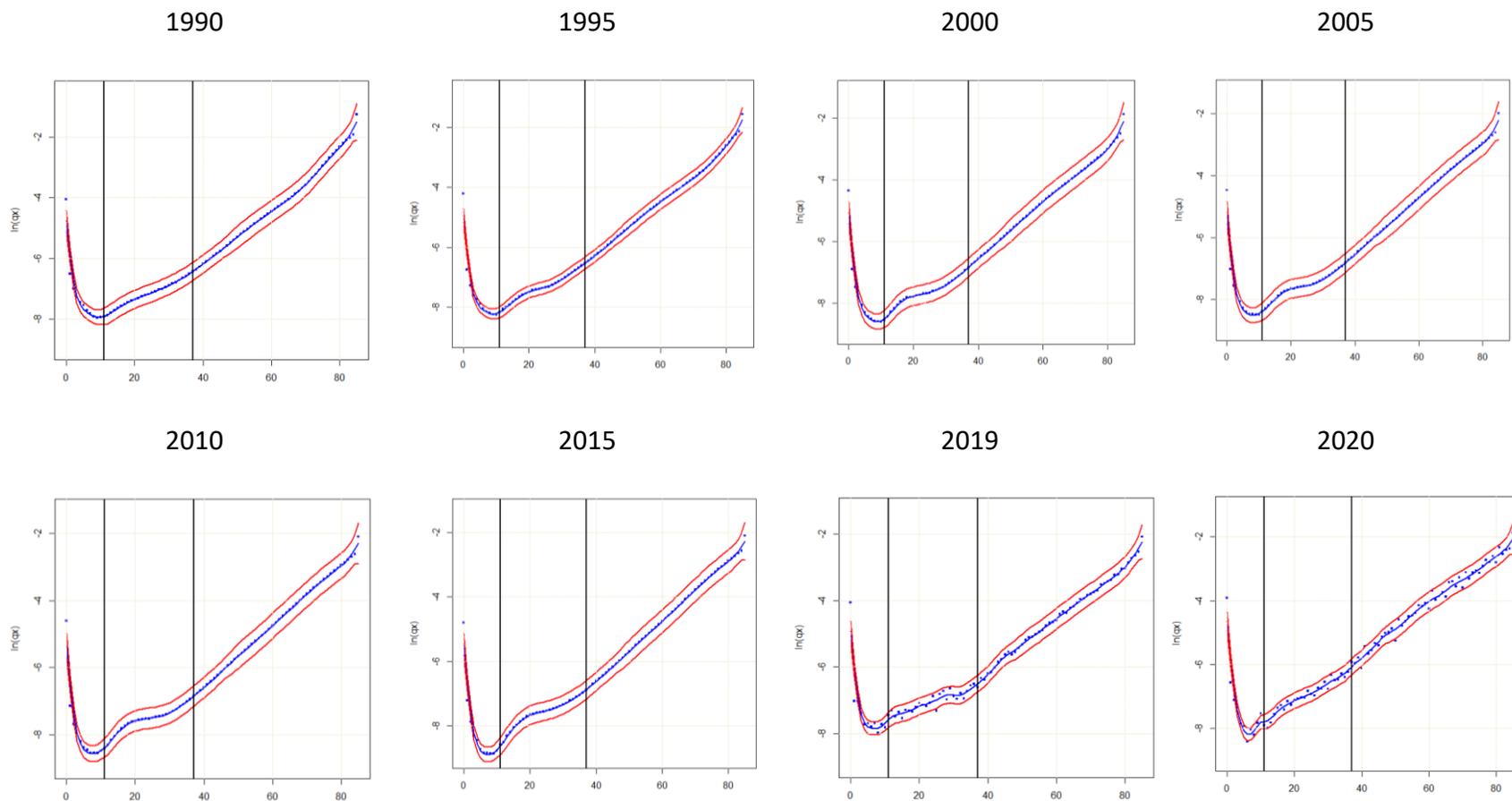
Evolución de curvas de mortalidad, $\ln(qx)$'s, para mujeres en México (país), 1990-2020



Nota. (a) Las series de puntos azules son extraídas de CONAPO (2018) para 1990-2015 y son estimaciones propias para 2019-2020; (b) las líneas azules continuas suavizadas son las reestimaciones de las curvas de mortalidad para 1990-2015 y estimaciones propias para 2019-2020; (c) las líneas rojas son el intervalo de estimación de dichas curvas para todos los años con 2 desviaciones estándar. Tanto (b) como (c) son obtenidos con el método de Guerrero y Silva (2015). Fuente: Elaboración con datos de CONAPO y estimaciones propias.

Figura 4

Evolución de curvas de mortalidad, $\ln(q_x)$'s, para hombres en la Ciudad de México, 1990-2020



Nota: (a) Las series de puntos azules son extraídas de CONAPO (2018) para 1990-2015 y son estimaciones propias para 2019-2020; (b) las líneas azules continuas suavizadas son las reestimaciones de las curvas de mortalidad para 1990-2015 y estimaciones propias para 2019-2020; (c) las líneas rojas son el intervalo de estimación de dichas curvas para todos los años con 2 desviaciones estándar. Tanto (b) como (c) son obtenidos con el método de Guerrero y Silva (2015). Fuente: Elaboración con datos de CONAPO y estimaciones propia

5. Conclusiones

El presente trabajo demostró que el exceso de mortalidad en México es alto y heterogéneo tanto a nivel nacional y estatal como por sexo; esto podría explicarse por diversos factores, entre ellos, los segmentos de la población hasta ahora menos expuestos al riesgo de contagio y, por ende, al de defunción, y las comorbilidades de intensidades distintas presentes en los grupos estudiados. Al momento, existe una mayor afectación principalmente a las personas adultas jóvenes y adultos mayores. A partir de dichos resultados, parece que la joroba de mortalidad se ha extendido a toda la población en ciertos casos.

En ese sentido, se configura como un aspecto importante el tratar de explicar el fenómeno por medio de índices de desarrollo humano o de marginación sociodemográfica, estatal y municipal para México, con base en la nueva realidad y tras un año de pandemia. El saldo de esta última para 2020 resulta bastante negativo para algunos estados del país y las diferencias son diametrales, razón por la cual se vuelve apremiante buscar los medios para el mejoramiento, en el corto o mediano plazo, de los recuperados y de las condiciones de vida de las familias afectadas. La pérdida de esperanza de vida implica, entre otras cosas, un menoscabo de capital humano y años de vida productiva y, por consiguiente, de la eventual generación de riqueza; de ahí su importancia.

Se aprecia un patrón de exceso de mortalidad mayor en los estados donde se supone existen mejores condiciones de vida y acceso a la salud, lo cual resulta paradójico. Ante ello, según Lawal (2020), en entornos con condiciones más precarias respecto a países más desarrollados (en particular se enfoca en África), se han experimentado menores tasas de mortalidad por COVID-19, debido a los siguientes factores: menor edad media de la población, menor esperanza de vida, menor tasa de mortalidad de más de 65 años en la era pre-COVID-19 y menor incidencia de enfermedades cardiovasculares. Dichas características en general coinciden con las de las poblaciones de los estados que menos exceso de mortalidad están presentando en México. Al respecto, esto podría erigirse como una nueva línea de investigación.

Asimismo, sería importante a nivel estatal y/o municipal verificar las relaciones entre mortalidad por COVID-19 y las variables escolaridad y condición en el trabajo, como lo hicieron Cortés y Ponciano (2021) y Hernández (2020), y marginación socioeconómica, como en Cortés y Ponciano (2021) y Sánchez et al. (2021), así como efectuar un análisis similar a través de esperanzas de vida temporales por entidad y sexo, tomando en cuenta las segmentaciones establecidas por Domínguez et al. (2020) y Mejía et al. (2021), con el objeto de entender más claramente qué expectativas han sido las más trastocadas y actuar en respuesta.

Las muertes confirmadas por COVID-19 son sólo una fracción del exceso observado desde el comienzo de la pandemia. México se ha distinguido, en especial, por haber practicado pocas pruebas para la detección oportuna del virus y por la ausencia de una comunicación nítida desde el principio de la crisis. Es probable que muchas de las muertes ocurridas dentro de ese contexto sean atribuibles a dicha enfermedad, a pesar de no haber sido registradas como tales; en diversos casos no hubo pruebas ni antes ni después de la defunción. Difícilmente se podrá medir el efecto directo de esas muertes en la esperanza de vida, por ahora, solo se aproxima a través del exceso de mortalidad.

6. Agradecimientos

Los autores del trabajo agradecen los valiosos comentarios de los dos árbitros asignados y del editor de la revista para la mejora del presente documento. Asimismo, el primer autor dedica este trabajo a Jesús y Ángeles, a su familia y a la memoria de todos aquellos mexicanos que se marcharon en 2020.

7. Referencias

- Aburto, J. M., Schöley, J., Zhang, L., Kashnitsky, I., Rahal, C., Missov, T. I., ... y Kashyap, R. (2021). *Quantifying impacts of the COVID-19 pandemic through life expectancy losses. Int J Epidemiol* [Online ahead of print]. DOI:10.1093/ije/dyab207
- Andrasfay, T. y Goldman, N. (2020). Reductions in 2020 US life expectancy due to COVID-19 and the disproportionate impact on the Black and Latino populations. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 118(5). DOI:<https://doi.org/10.1073/pnas.2014746118>
- Cárdenas, R. (2021). Una mirada de factores y un desenlace funesto: la mortalidad por COVID-19 en México. *Coyuntura Demográfica. Revista sobre los procesos demográficos en México hoy*, 1(19). <http://coyunturademografica.somede.org/una-mirada-de-factores-y-un-desenlace-funesto-la-mortalidad-por-covid-19-en-mexico/>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (2007). *Esperanza de vida al nacer. Estimaciones y proyecciones del CELADE. División de Población de la Comisión Económica para América*

Latina y el Caribe, Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía. https://celade.cepal.org/redatam/PRYESP/CAIRO/WebHelp/Metalatina/cairohelp.htm#espeanza_de_vida_al_nacer.htm

Consejo Nacional de Población (2018). *Proyecciones de la Población de México y de las Entidades Federativas 2016-2050.* <https://datos.gob.mx/busca/dataset/proyecciones-de-la-poblacion-de-mexico-y-de-las-entidades-federativas-2016-2050>

Cortés-Meda, A., y Ponciano-Rodríguez, G. (2021). Impacto de los determinantes sociales de la COVID-19 en México. *Salud pública y Epidemiología*, 2(17), 1-13.

Domínguez, L., Rodríguez, F., Sosa, F., Santos, G., y Cortés, P. (2020). The role of metabolic comorbidity in COVID-19 mortality of middle-aged adults. *Medrxiv, The preprint server for health sciences.* DOI:<https://doi.org/10.1101/2020.12.15.20244160>

Goldstein, J. R. y Lee R. D. (2020). Demographic perspectives on the mortality of COVID-19 and other epidemics. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 137(36). DOI:<https://doi.org/10.1073/pnas.2006392117>

González, L. M., y Pou, S. A. (2020). Estimación del exceso de mortalidad por COVID-19 mediante los años de vida perdidos: impacto potencial en la Argentina en 2020. *Notas de Población*, 47(111), 85-104.

Guerrero, V. M. y Silva, E. (2015). Smoothing a Time Series by Segments of the Data Range. *Communications in Statistics - Theory and Methods*, 44(21), 4568-4585. DOI: <https://doi.org/10.1080/03610926.2014.901372>

Heligman, L. y Pollard, J. H. (1980). The age pattern of mortality. *Journal of the Institute of Actuaries (1886-1994)*, 107(1), 49-80.

Hernández, H. (2020). Mortalidad por COVID-19 en México. Notas preliminares para un perfil sociodemográfico. *Notas de coyuntura del CRIM* (36). https://web.crim.unam.mx/sites/default/files/2020-06/crim_036_hector-hernandez_mortalidad-por-covid-19_0.pdf

- Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática (2020). *Características de las defunciones registradas en México durante enero a agosto 2020* [Archivo PDF]. https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/boletines/2021/EstSociodemo/DefuncionesRegistradas2020_Pnles.pdf
- Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática (2020a). *Censo de Población y Vivienda 2020*. <https://www.inegi.org.mx/sistemas/Olap/Proyectos/bd/censos/cpv2020/pt.asp>
- Instituto Nacional de Salud Pública (2020). Grupo Interinstitucional para la estimación del exceso de mortalidad por todas las causas. *Boletín Estadístico sobre el exceso de mortalidad por todas las causas durante la emergencia por COVID-19* 45(7). [https://coronavirus.gob.mx/wp-content/uploads/2020/12/Boletin VII Exceso Mortalidad SE45 MX.pdf](https://coronavirus.gob.mx/wp-content/uploads/2020/12/Boletin_VII_Exceso_Mortalidad_SE45_MX.pdf)
- Johns Hopkins University. (2021). *COVID-19 Data in Motion: Wednesday, May 12, 2021*. <https://coronavirus.jhu.edu>
- Kanter, I. (2020). Muertes por COVID-19 en México. *Mirada Legislativa* (190). http://www.bibliodigitalibd.senado.gob.mx/bitstream/handle/123456789/4927/ML_190.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Krieger, N., Chen, J. T. y Waterman, P. D. (2020). Excess mortality in men and women in Massachusetts during the COVID-19 pandemic. *The Lancet*, 395(1829). [https://www.thelancet.com/pdfs/journals/lancet/PIIS0140-6736\(20\)31234-4.pdf](https://www.thelancet.com/pdfs/journals/lancet/PIIS0140-6736(20)31234-4.pdf)
- Lawal, Y. (2021). Africa's low COVID-19 mortality rate: A paradox?. *International journal of infectious diseases*, 102, 118-122.
- Mejía, L. S. P., Fernández, J. L. W., Hernández, I. O., Ridaura, R. L., Ramírez, H. L. G., Ávila, M. H., y Ávila, J. E. H. (2021). Estimación del exceso de mortalidad por todas las causas durante la pandemia del COVID-19 en México. *Salud Pública de México*, 63(2), 211-224. DOI:<https://doi.org/10.21149/12225>
- Narro, J., Urbina, M., Castro, R., Palma, J y Palma, Y. (1984). Evolución reciente de la mortalidad en México. *Comercio Exterior*, 34(7), 636-646.

- Nogueira, P. J., Nobre, M. D. A., Nicola, P. J., Furtado, C. y Carneiro, A. V. (2020). Excess Mortality Estimation During the COVID-19 Pandemic: Preliminary Data from Portugal. *Acta Médica Portuguesa*, 33(6), 376-383. DOI:<https://doi.org/10.20344/amp.13928>
- Organización Mundial de la Salud (2020). *Según una encuesta mundial de la OMS, el 90 % de los países han sufrido interrupciones de sus servicios de salud esenciales desde el inicio de la pandemia de COVID-19* [Mensaje en un blog]. <https://www.who.int/es/news/item/31-08-2020-in-who-global-pulse-survey-90-of-countries-report-disruptions-to-essential-health-services-since-covid-19-pandemic>
- Peláez, Ó. (2009). Descripción y proyección de la esperanza de vida al nacimiento en México (1900-2050). *Estudios demográficos y urbanos*, 24(2), 469-492.
- Pesci, S., Marín, L., Wright, R., Kreplak, N., Ceriani, L., Bolzán, ... y Varela, T. (2021). Exceso de mortalidad por la pandemia de COVID-19 durante 2020 en la provincia de Buenos Aires, Argentina. *Revista Argentina de Salud Pública*, 13(1), 13. http://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1853-810X2021000200013&lng=es&tlng=es.
- Pinzón, J. E. D. (2020). Estimación de las tasas de mortalidad y letalidad por COVID-19 en Colombia. *Revista Repertorio de Medicina y Cirugía*, 29(1), 89-93. <https://revistas.fucsalud.edu.co/index.php/repertorio/article/view/1103/1341>
- Ruvalcaba, J. C., Beltrán, M. G., Benítez, A., Santiago, D., García, F., Toribio, J., ... y Peña, E. M. (2020). Una reflexión en torno a atención primaria en salud y la pandemia por SARS COVID-2; COVID-19 en México ante la confusión en la comunicación. *Journal of Negative and No Positive Results*, 5(6), 631-643.
- Sánchez, M., González, E., Sepúlveda, J., Abascal, L., Fieldhouse, J., Del Río, C. y Gallalee, S. (2021). *Mexico's response to COVID-19: A case study* [Archivo PDF]. <https://globalhealthsciences.ucsf.edu/sites/globalhealthsciences.ucsf.edu/files/mexico-covid-19-case-study-english.pdf>
- Silva, E., Islas-Camargo, A. y Guerrero, M. V. (in press) Esperanza de vida en torno a la joroba de mortalidad masculina en México con suavizamiento controlado por segmentos. *Estudios Demográficos y Urbanos*.

Secretaría de Salud (2020). *Base de datos de Exceso de mortalidad*. México.

Vandoros, S. (2020). Excess Mortality during the COVID-19 pandemic: Early evidence from England and Wales. *Medrx The preprint server for health sciences*. DOI:<https://doi.org/10.1101/2020.04.14.20065706>

Yusuf, F., Martins, J. M., Swanson, D. A., Martins, J. M. y Swanson, D. A. (2014). *Methods of demographic analysis*. Springer.

Población y Salud en Mesoamérica

¿Quiere publicar en la revista?

Ingrese [aquí](#)

O escribanos:

revista@ccp.ucr.ac.c



Población y Salud en Mesoamérica (PSM) es la revista electrónica que cambió el paradigma en el área de las publicaciones científicas electrónicas de la UCR. Logros tales como haber sido la primera en obtener sello editorial como revista electrónica la posicionan como una de las más visionarias.

Revista PSM es la letra delta mayúscula, el cambio y el futuro.

Indexada en los catálogos más prestigiosos. Para conocer la lista completa de índices, ingrese [aquí](#).



DOAJ

latindex



Dialnet

e-revist@s



Revista Población y Salud en Mesoamérica -

Centro Centroamericano de Población
Universidad de Costa Rica

