

Índice

Presentación	7
Egresos hospitalarios de nacionales y migrantes internacionales asentados y emergentes en Chile antes de la pandemia (2015-2019)	11
<i>Báltica Cabieses, Florencia Darrigrandi, Marcela Oyarte, Manuel Espinoza, Manuel Ortiz, Edward Mezones-Holguin</i>	
Migración y género: factores de vulnerabilidad de las mujeres migrantes venezolanas en Colombia	43
<i>Karen Viviana Sánchez Hidalgo</i>	
Desagregación de la esperanza de vida en México desde el nivel estatal hasta el municipal y sus respectivas visualizaciones, 1990-2020	71
<i>Eliud Silva, Brulio Ortiz, Erika Carrasco</i>	
Medición del desempleo y su intersección con el trabajo y la inactividad en el Brasil	95
<i>Vitor Matheus Oliveira de Menezes</i>	
Viviendas repetidas en el censo de 2010 de la Argentina: una exploración empírica	119
<i>Pablo De Grande</i>	
La migración y sus efectos en la composición etaria y por sexo de la población de La Altagracia en la República Dominicana	145
<i>Nicole Estefany Aponte Cueto, José Irineu Rangel Rigotti</i>	
Dinámica demográfica y desigualdad étnica en la zona fronteriza entre Bolivia (Estado Plurinacional de), Chile y el Perú	173
<i>José Edmundo Álvarez Maldonado</i>	

Desagregación de la esperanza de vida en México desde el nivel estatal hasta el municipal y sus respectivas visualizaciones, 1990-2020

Eliud Silva¹
Braulio Ortiz²
Erika Carrasco³

Recibido: 10/07/2023
Aceptado: 07/09/2023

Resumen

En algunos países desarrollados, es habitual conocer la esperanza de vida al nacer a lo largo del tiempo y el espacio. Sin embargo, cuanto más desagregado deba ser el índice (por circunscripciones electorales, comarcas o municipios), más difícil será disponer de esas estimaciones, sobre todo en los países en desarrollo. En México, si bien existen cifras oficiales a nivel nacional y estatal, no se dispone de esta información a nivel municipal. En este artículo se describe una estrategia para obtenerla, empleando variables sociodemográficas extraídas de censos y conteos y utilizando modelos de regresión lineal. Además, se realizan pruebas no paramétricas sobre las estimaciones municipales y se comprueba la coherencia de los cálculos reconstruyendo la esperanza de vida y comparándola con las cifras oficiales. Asimismo, se presentan visualizaciones dinámicas que ilustran los resultados obtenidos, los cuales están en consonancia con las cifras estatales, y las estimaciones municipales resultan igualmente plausibles.

Palabras clave: promedio de vida, mortalidad, medición, análisis demográfico, dinámica de la población, modelos matemáticos, estadísticas demográficas, México.

- ¹ Licenciado en Actuaría, Máster en Demografía, Doctor en Ingeniería Matemática y Profesor-Investigador de la Facultad de Ciencias Actuariales de la Universidad Anáhuac México. Correo electrónico: jose.silva@anahuac.mx.
- ² Licenciado en Actuaría de la Facultad de Ciencias Actuariales de la Universidad Anáhuac México. Correo electrónico: braulio.ortizar@anahuac.mx.
- ³ Licenciada en Actuaría y maestranda en Estadísticas de la Facultad de Ciencias Actuariales de la Universidad Anáhuac México. Correo electrónico: erika.carrascoji@anahuac.mx.

Abstract

In some developed countries, it is common to know life expectancy at birth in relation to time and space. However, the greater the disaggregation needed (by electoral districts, counties or municipalities), the more difficult it is to produce estimates, especially in developing countries. In Mexico, although there are official figures for the whole country and for each state, information is not available at the municipal level. This article describes a strategy to obtain that information, using sociodemographic variables extracted from censuses and counts and applying linear regression models. In addition, non-parametric tests are performed on the municipal estimates and the consistency of the calculations is checked by reconstructing life expectancy and comparing it with official figures. Dynamic visual representations are also included, to illustrate the results, which are in line with the state figures, and the municipal estimates are equally plausible.

Keywords: life expectancy, mortality, measurement, demographic analysis, population dynamics, mathematical models, demographic statistics, Mexico.

Résumé

Dans certains pays développés, il est courant de déterminer l'espérance de vie à la naissance dans le temps et dans l'espace. Toutefois, plus l'indice doit être désagrégé (par circonscription, région ou municipalité), plus il est difficile d'obtenir de telles estimations, en particulier dans les pays en développement. Au Mexique, bien qu'il existe des chiffres officiels au niveau national et au niveau des états, ces informations ne sont pas disponibles au niveau municipal. Cet article propose une stratégie pour obtenir cette information, à partir de variables sociodémographiques extraites des recensements et des comptages, et en utilisant des modèles de régression linéaire. En outre, des tests non paramétriques ont été effectués sur la base des estimations municipales et la cohérence des calculs a été vérifiée en reconstituant l'espérance de vie et en la comparant aux chiffres officiels. Les résultats obtenus sont illustrés par des visualisations dynamiques confirmant que ces chiffres sont conformes à ceux de l'État et que les estimations des municipalités sont tout aussi plausibles.

Mots clés : espérance de vie moyenne, mortalité, mesure, analyse démographique, dynamique de la population, modèles mathématiques, statistiques démographiques, Mexique.

Introducción

Un índice fundamental para plasmar la mortalidad humana en una determinada ubicación geográfica es la llamada esperanza de vida al nacer (en adelante, esperanza de vida), habitualmente denotada mediante e_0 . Este parámetro y sus variaciones —como la esperanza de vida temporal o por edad (Arriaga, 1984)— pueden utilizarse para comparar la evolución de la mortalidad por sexo y edad a lo largo del tiempo y el espacio (Yusuf, Swanson y Martins, 2014). La esperanza de vida también sirve como indicador del bienestar social, y se utiliza para estimar el índice de desarrollo humano (IDH) en países y regiones específicas (PNUD, 2020). Asimismo, a fin de estimar el exceso de mortalidad causado por los desastres, como la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19), este parámetro también se ha utilizado como índice habitual para medir los efectos negativos (véanse, por ejemplo, García y Beltrán, 2021; Aburto y otros, 2022, y Silva, Islas-Camargo y Guerrero, 2023).

En lo que respecta a México, hay datos que indican que el índice de esperanza de vida reviste especial importancia en la formulación de políticas públicas. Por ejemplo, los estados o municipios que registran una baja esperanza de vida a raíz de las elevadas tasas de mortalidad de menores de 5 años son susceptibles de recibir ayudas económicas a través de programas nacionales. De hecho, durante el Gobierno del Presidente Peña (2012-2018), se puso en marcha un programa social llamado Cruzada Nacional contra el Hambre (Cejudo y Michel, 2015), que tuvo por objeto, entre otras cosas, reducir la pobreza. Sin embargo, a la hora de asignar los recursos, se pasaron por alto diversos municipios. Una de las razones fue que no existían índices oficiales, como la esperanza de vida, a nivel municipal. De hecho, en la actualidad no se dispone de cifras oficiales sobre el índice sintético para los municipios de México, y no es difícil imaginar que esta situación pueda repetirse en otros países en desarrollo, como los de América Latina.

México está conformado por 32 estados (incluida su capital, la Ciudad de México). A su vez, cada estado se divide en municipios y, según el censo de población de 2020, existen 2.469 municipios (INEGI, 2021). Por su parte, estos se dividen en cerca de 190.000 localidades, y así sucesivamente, por lo que constituye un desafío calcular la esperanza de vida más allá del plano municipal, que es la menor instancia decisoria de la estructura de gobernanza local. Así pues, se pretende estimar la esperanza de vida a nivel municipal a partir de las variables sociodemográficas extraídas de los conteos y censos de población nacionales, así como de otras fuentes oficiales y modelos lineales válidos. Se cuida, por lo tanto, la coherencia estadística entre las estimaciones a nivel estatal y municipal.

Este artículo se estructura de la siguiente manera. En la sección que figura a continuación, se presentan varios trabajos en los que se proponen una serie de métodos para estimar la esperanza de vida, desde el nivel subestatal hasta el municipal. Luego, se explica la metodología empleada y se examinan algunos aspectos específicos relativos al cálculo de los modelos y el manejo de los datos. Posteriormente, se ilustran los principales resultados a nivel municipal para todos los años seleccionados, así como su coherencia con respecto a las cifras oficiales. Además del punto de vista puramente estadístico ligado a la validez de los

modelos y su interpretación, también se exploran otras inferencias estadísticas. En cuanto a la visualización, la esperanza de vida queda plasmada en mapas nacionales dinámicos a nivel estatal y municipal. Por último, se exponen las conclusiones principales.

A. Antecedentes

Es de sobra sabido que la tasa de mortalidad constituye la herramienta convencional para estimar la esperanza de vida de manera directa (véase información más detallada en Sanders, 2019). Tiene sentido utilizarla cuando la cantidad de unidades a nivel subnacional (o inferior) es relativamente baja. De otro modo, la recopilación de datos y su manejo podrían resultar demasiado tediosos y laboriosos. Se considera que este podría ser el caso en México, dado que existen más de 2.400 municipios por cada año seleccionado. Del mismo modo, el segundo obstáculo que es preciso superar una vez que se dispone de toda la información necesaria radica en la coherencia estadística. Es decir, la esperanza de vida a nivel municipal deberá estar en consonancia con las estimaciones estatales y oficiales.

Algunas bibliotecas del *software* estadístico R permiten estimar fácilmente tablas de mortalidad, como *MortalityTables* (Kainhofer, 2021) y *LifeTables* (Sharro y Sevcikova, 2015). A pesar del largo tiempo necesario para procesar todos los datos —habida cuenta de la gran cantidad de municipios que, como se ha mencionado, existen en México—, es posible generar tablas de vida y determinar las cifras de esperanza de vida. Evidentemente, la disponibilidad y la calidad de los datos son fundamentales para obtener estimaciones razonables. Dando por sentado que esto no suponía un inconveniente informativo para los municipios mexicanos en los años seleccionados, la coherencia estadística entre los niveles estatal y municipal se convirtió en un reto considerable. El mismo argumento se aplica a otras alternativas, como los modelos paramétricos de mortalidad que se señalan en Pascariu (2018).

Otra posibilidad es el modelo de Swanson (1989), en el que el tiempo necesario para procesar la información demográfica y estimar así la esperanza de vida es menor. En este modelo, es preciso conocer tanto la tasa bruta de mortalidad como el porcentaje de población de 65 años o más. Del mismo modo, deben mantenerse algunos requisitos, como evitar poblaciones que residan en zonas pequeñas; en particular, aquellas en las que más del 20% de la población tenga 65 años o más y aquellas que hayan registrado pocas muertes (50 o menos). Este modelo se ha empleado a escala nacional y subestatal (o regional). Por otro lado, en una serie de trabajos, como Swanson (1989), Swanson, McGehee y Hoque (2009), Paredes y Silva (2017) y Picazzo, Flores y Cruz (2020), se considera que este modelo tiene la ventaja de que es parsimonioso y preciso para estimar esperanzas de vida. Lamentablemente, en muchos municipios de México no se dispone de la información necesaria, por lo que no es posible emplear esta alternativa, y el método tampoco hace hincapié en la coherencia estadística.

En Paredes y Silva (2017), se aplicó el modelo de Swanson al caso mexicano en 2010, y los autores calcularon la esperanza de vida a nivel estatal, municipal y por grado de marginación. Sin embargo, en el caso de varios municipios, no se cumplían las hipótesis establecidas por

Swanson, por lo que fue necesario agrupar algunos de ellos y utilizar la misma esperanza de vida a nivel estatal. El comportamiento de este indicador destacó negativamente en el caso de Chihuahua, uno de los estados más afectados por la violencia ese año. En consecuencia, se evaluó la precisión de las estimaciones municipales mediante la reconstrucción de la esperanza de vida por grado de marginación y la comparación de las estimaciones a nivel estatal con los datos oficiales. En efecto, esta vía podría abordarse de nuevo en el presente estudio. Sin embargo, se observan dos inconvenientes principales: i) el comportamiento de las variables sociodemográficas fue muy diferente durante la pandemia y ii) es imposible cotejar de manera directa la precisión estadística a nivel municipal.

Un enfoque reciente para diseñar tablas de mortalidad y estimar la esperanza de vida se encuentra en Esparza y Baltazar (2018), quienes proponen un nuevo modelo de mortalidad. Estos autores reconocen que se trata de una ampliación del modelo de Lin y Liu (2007) basado en el proceso de envejecimiento de Markov. Desde este punto de vista, en ambos trabajos se emplea el interesante concepto de la edad fisiológica, con una distribución particular (por fases). En resumen, en su estudio sostienen que este método resulta apropiado para estimar la mortalidad. A pesar de todas sus ventajas, estos modelos no parecen adecuados para el objetivo del presente trabajo, dado que pasan por alto uno de los aspectos más relevantes, a saber, la coherencia estadística.

En la actualidad, algunos trabajos evalúan el desempeño de las herramientas de aprendizaje automático a la hora de predecir la esperanza de vida y determinar los factores más importantes que influyen en ella. Por ejemplo, Ali y otros (2022) las emplean en relación con las personas con hepatitis B. Los autores tienen en cuenta el análisis del área bajo la curva ROC (*receiver operating characteristic*) para comparar modelos y demuestran que el modelo denominado ADT (*alternative decision tree*) obtiene la mejor puntuación. Del mismo modo, Pisal y otros (2022) hacen predicciones sobre la esperanza de vida de la población asiática. Para ello, emplean criterios de validación cruzada de k iteraciones (*k-fold*) y, según los resultados obtenidos, el modelo que obtiene un mejor desempeño es el bosque aleatorio (*random forest*). En ambos casos, los estudios se centran en explicar la esperanza de vida a través de variables clave, lo que contrasta con el objetivo de este estudio, que es la desagregación del índice sintético.

Dentro del mismo marco espacial, existen otros enfoques que podrían clasificarse como técnicas de desagregación espacial. Gracias a ellos, es posible realizar estimaciones poblacionales en una zona geográfica determinada dividiéndola en unidades espaciales más pequeñas a fin de obtener estimaciones más detalladas. En estos enfoques se combinan diversas fuentes, como datos demográficos, información geoespacial y técnicas estadísticas. Uno de ellos es el propuesto por Sorichetta y otros (2015), que proporciona una distribución detallada de la población de un conjunto de países de América Latina. Otro trabajo que aborda esta cuestión es el de Leyk y otros (2019), donde se comparan y examinan un grupo de conjuntos de datos detallados a gran escala que representan conteos de población y se brinda información adicional sobre la idoneidad de los datos disponibles. Estas técnicas se centran principalmente en la población y no en las muertes ni la esperanza de vida.

Otra posibilidad radica en estimar la esperanza de vida a nivel municipal a través de la perspectiva de áreas pequeñas. Por ejemplo, Eayres y Williams (2004) comparan varias propuestas, y una de las conclusiones es que los modelos brindan estimaciones similares de la esperanza de vida con su respectivo error estándar. Según los autores, la esperanza de vida se sobrestimaba cada vez más a medida que disminuía el tamaño de la población simulada, de modo que el grado de sobrestimación dependía en gran medida del intervalo de edad final escogido. Además, destacan que una población de 5.000 o más habitantes es un excelente punto de corte para estimar una esperanza de vida razonable. A la hora de aplicar esta perspectiva a México, se constató que había municipios con una población inferior a 5.000 habitantes y, también, que la coherencia estadística se perdía.

Existen varios estudios en los que se examinan diversas cuestiones relacionadas con la esperanza de vida, como los pronósticos de tasas de mortalidad y la esperanza de vida (Shang, Booth y Hyndman, 2011), el nivel de ingresos y la esperanza de vida (Chetty y otros, 2016) o la actividad física y la esperanza de vida (Knapp y Reimers, 2012), entre otras. Aunque algunas propuestas se centran en estimar la esperanza de vida con hipótesis alternativas y en sus distintas variantes, no se encuentra ninguna técnica ni enfoque apropiado para desagregar la esperanza de vida que cuide la coherencia estadística entre las estimaciones a nivel municipal y estatal cuando la información demográfica es limitada. Por tanto, esta se considera una buena justificación para llevar a cabo el presente estudio.

Algunos trabajos de investigación muestran una relación lineal significativa entre la esperanza de vida y otras variables. Por ejemplo, Duque y otros (2018) confirmaron la relación entre la esperanza de vida y una serie de determinantes sociales en el Brasil, para lo que emplearon modelos de regresión lineal múltiple. Entre otros hallazgos, observaron que la tasa de analfabetismo repercutía negativamente en la esperanza de vida. Según Girum, Muktar y Shegaze (2018), la regresión lineal bivariada demuestra que la esperanza de vida tiene una relación lineal inversa y significativa con la tasa de mortalidad infantil, entre otras variables, así como una relación positiva con el índice de desarrollo humano (IDH) y la tasa de alfabetización de adultos. En el presente estudio se emplean, entre otras, aquellas variables sociodemográficas que constituyen el llamado índice de marginación elaborado por el Consejo Nacional de Población (CONAPO), el cual guarda una relación lineal inversa y significativa con el IDH.

B. Materiales y métodos

1. Datos

Las variables fueron tomadas de fuentes oficiales como el CONAPO (s.f. y 2021), que se basa en los censos y conteos nacionales de 1990, 1995, 2000, 2005, 2010, 2015 y 2020 elaborados por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía de México (INEGI). También se recurrió al Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL) —para

la consulta de diversos índices sociales, sanitarios y económicos— y a la Secretaría de Salud (SS)—fundamentalmente para la obtención de datos relacionados con la pandemia de COVID-19—. Todas estas fuentes cuentan con variables a nivel tanto estatal como municipal para cada año. En el cuadro 1, se presentan las variables que fueron consideradas en los respectivos modelos (las de las fuentes restantes no fueron significativas). Finalmente, cabe señalar que todas las estimaciones se realizaron utilizando la versión 4.3.0 del programa estadístico R (2023).

Cuadro 1
Variables y fuentes conexas

Variable	Descripción	Fuente
ANALF	Porcentaje de analfabetismo	Consejo Nacional de Población (CONAPO)
SPRIM	Porcentaje de población sin estudios primarios	
OVSDE	Porcentaje de población sin drenaje ni excusado	
OVSEE	Porcentaje de población sin energía eléctrica	
OVSAAE	Porcentaje de población sin agua entubada	
VHAC	Porcentaje de viviendas con algún nivel de hacinamiento	
OVPT	Porcentaje de viviendas con piso de tierra	
PL5000	Porcentaje de población en zonas rurales	
PO2SM	Porcentaje de población con salarios bajos	
CONF/POB	Casos confirmados de COVID-19/población total	

Fuente: Elaboración propia.

En 2020, la pandemia de COVID-19 representó una perturbación exógena que hizo que un conjunto de variables influyera significativamente en los datos, como se observa en las variables sociodemográficas del cuadro 1. Ese año, el censo de población mexicana se llevó a cabo antes de que comenzara la pandemia, por lo que las variables sociodemográficas no presentan ningún comportamiento anómalo. Por lo tanto, explicar la esperanza de vida en 2020 únicamente a través de estas variables y de los propios modelos estimados resultaba limitado. En consecuencia, fue necesario añadir al menos una variable que midiera los dos parámetros siguientes: i) los efectos de la pandemia y ii) los datos registrados a nivel estatal y municipal. Según los datos disponibles, una variable que ofrecía ambas mediciones era la denominada prevalencia de casos confirmados de COVID-19 (CONF/POB).

La esperanza de vida a nivel estatal no se estima directamente, sino que ese dato se toma de otras fuentes publicadas. No obstante, cabe destacar la calidad de esta información. Tanto CONAPO (s.f. y 2021) como García y Beltrán (2021) se basan en los registros del INEGI, el cual sigue un proceso exhaustivo para publicar el número total de registros de defunciones en México. En el cuadro 2 se especifican los datos faltantes en los años seleccionados, que corresponden a sexos y edades no especificados.

Cuadro 2
**México: datos faltantes en los registros de mortalidad
 del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), 1990-2020**

Año	Edades	Sexo			
		Total	Hombres	Mujeres	No se especifica
1990	Todas	422 803	239 040	182 696	1 067
	Datos faltantes	2 831	1 711	997	123
1995	Todas	430 278	242 408	187 693	177
	Datos faltantes	2 334	1 518	759	57
2000	Todas	437 667	244 302	193 253	112
	Datos faltantes	2 216	1 425	757	34
2005	Todas	495 240	273 126	221 968	146
	Datos faltantes	2 119	1 512	557	50
2010	Todas	592 018	332 027	259 669	322
	Datos faltantes	2 813	2 195	459	159
2015	Todas	655 688	363 732	291 637	319
	Datos faltantes	2 989	2 525	296	168
2020	Todas	1 086 743	639 277	446 709	757
	Datos faltantes	5 612	4 515	527	570

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI).

2. Método

En primer lugar, para explicar las esperanzas de vida a nivel estatal, $e_{x,t,s}$, para $t = 1990, 1995, \dots, 2020$, que figuran en CONAPO (2017 y 2019) y, en el caso de 2020, en García y Beltrán (2021), se aplicó el siguiente modelo estadístico, independientemente del método empleado originalmente para su estimación:

$$e_{x,t,s} = \beta_{0,t} + \beta_{1,t}x_{1,t} + \beta_{2,t}x_{2,t} + \beta_{3,t}x_{3,t} + \dots + \beta_{k,t}x_{k,t} + u_t \quad (1)$$

donde $\beta_{0,t}, \beta_{1,t}, \beta_{2,t}, \beta_{3,t}, \dots, \beta_{k,t}$ son los coeficientes por estimar; $x_{1,t}, x_{2,t}, x_{3,t}, \dots, x_{k,t}$ son el conjunto de variables explicativas disponibles a nivel estatal, y u_t representa un error aleatorio, todos ellos en el tiempo t . A continuación, para obtener los mejores modelos, se empleó el algoritmo por pasos *stepwise*: uno por año, de modo que se estimaron siete modelos (con un $\alpha = 15\%$, para la significación de los parámetros). Para cada uno de ellos, se calcularon los siguientes estadísticos: R^2 , R^2 ajustado y el factor de inflación de la varianza (FIV) para la no multicolinealidad. Cuando los estadísticos de R^2 o R^2 ajustado eran demasiado bajos para los objetivos de este trabajo (inferiores al 50%), se detectaron los valores atípicos a nivel estatal y, posteriormente, se incluyeron variables binarias para su estimación. De ese modo, se volvieron a hacer reestimaciones hasta que se obtuvieron modelos adecuados. Los modelos finales cumplían las hipótesis estándar relativas a los residuos, a saber: la normalidad, comprobada con la prueba de Shapiro-Wilk; la no autocorrelación, mediante la prueba de Durbin-Watson, y la homocedasticidad, con la prueba de Breusch-Pagan.

En segundo lugar, se calculó la esperanza de vida a nivel municipal, $\hat{e}_{x,t,m}$, del siguiente modo:

$$\hat{e}_{x,t,m} = \hat{\beta}_{0,t} + \hat{\beta}_{1,t} X_{1,t,m} + \hat{\beta}_{2,t} X_{2,t,m} + \hat{\beta}_{3,t} X_{3,t,m} + \dots + \hat{\beta}_{k,t} X_{k,t,m} \quad (2)$$

donde $\hat{\beta}_{0,t}, \hat{\beta}_{1,t}, \hat{\beta}_{2,t}, \hat{\beta}_{3,t}, \dots, \hat{\beta}_{k,t}$ son los coeficientes estimados a partir de (1); $X_{1,t,m}, X_{2,t,m}, X_{3,t,m}, \dots, X_{k,t,m}$ son las mismas variables independientes, pero a nivel municipal, y m es el número de municipios. Dado que se trata de un modelo estimado, se omite el error aleatorio. En otras palabras, la ecuación (1) ayuda a estimar la esperanza de vida a nivel municipal.

En tercer lugar, se reconstruyó la esperanza de vida a nivel estatal, $\bar{e}_{x,t,s}$ para cada año según la fórmula aplicable a cada estado, a saber:

$$\bar{e}_{x,t,s} = \alpha_1 \hat{e}_{x,t,1} + \alpha_2 \hat{e}_{x,t,2} + \dots + \alpha_m \hat{e}_{x,t,m} = \sum_{i=1}^m \alpha_i \hat{e}_{x,t,i} \quad (3)$$

donde, sin pérdida de generalidad, se presupone que m es el número de municipios en cada estado y α_m , la relación (ponderación) dada por:

$$\alpha_m = \frac{\text{Población total en el municipio } m \text{ del estado } s \text{ en el año } t}{\text{Población total en el estado } s \text{ en el año } t}$$

Por último, a fin de validar la coherencia estadística de las esperanzas de vida a ambos niveles, se calculó la correlación de Spearman entre $e_{x,t,s}$ y $\bar{e}_{x,t,s}$, con la intención de obtener una relación y significación estadística sólidas que permitieran validar las estimaciones obtenidas. Además, $e_{x,t,s}$ y $\bar{e}_{x,t,s}$ se compararon a través de los errores individuales al cuadrado, $(e_{x,t,s} - \bar{e}_{x,t,s})^2$, y, a modo de resumen, utilizando la raíz del error cuadrático

medio, dada por $\sqrt{\frac{\sum (e_{x,t,s} - \bar{e}_{x,t,s})^2}{32}}$ para cada año.

Tras seguir estos pasos, se obtuvieron las estimaciones en un archivo .xls⁴. Cabe señalar que se valoró oportuno realizar una serie de inferencias sobre la distribución muestral de las estimaciones, considerando también que $t = 2020$. Para este último año, conviene tomar con cautela las estimaciones de unos cuantos municipios (194, es decir, menos del 8%), pues muestran un incremento de la esperanza de vida incluso tras la pandemia, lo que resulta inverosímil. Lo que sucede es que el registro de la variable explicativa relativa a la prevalencia (CONF/POB) es muy bajo en esos casos y, por lo tanto, su coeficiente negativo en el modelo tiene un impacto casi nulo en las estimaciones. Asimismo, se emplean histogramas, como sugieren Silcocks, Jenner y Reza (2001), así como pruebas de bondad del ajuste y de Kolmogorov-Smirnov para dos muestras, además de otras pruebas no paramétricas.

3. Visualización

Habida cuenta de que uno de los ejes fundamentales del estudio consistía en ilustrar las estimaciones, se decidió buscar la mejor forma de hacerlo más allá de la representación tabular. Para poder visualizar de manera clara y accesible la esperanza de vida estimada para

⁴ Véase [en línea] <https://shorturl.at/jzAKT>.

cerca de 2.500 municipios a lo largo de los años seleccionados, se consideró conveniente crear mapas interactivos nacionales que resumieran de forma eficaz los resultados obtenidos.

Todas las visualizaciones se crearon utilizando la biblioteca JavaScript de código abierto denominada *leaflet*, disponible en R. Esta biblioteca trabaja con archivos en formato shapefile o estructuras de datos GeoJSON, que codifican información geográfica. Por lo tanto, utilizando los datos del territorio mexicano obtenidos a través de la Infraestructura de Datos Espaciales Abiertos (IDEA)⁵ y mezclando diferentes tipos de capas, como polígonos, fue posible crear los mapas dinámicos mencionados. Aunque los datos no están disponibles en formato GeoJSON o shapefile para todos los años analizados, se ha intentado que todos los municipios queden debidamente representados en los mapas.

De ese modo, empleando el conjunto de esperanzas de vida estimadas, se creó una paleta de colores interpolada para reflejar el abanico de datos disponibles, que se fijó en función de las distribuciones de la esperanza de vida. A continuación, se crearon mapas coropléticos para cada año utilizando la misma paleta de colores para comparar los mapas a lo largo del tiempo. Por último, se combinaron todos los años en visualizaciones interactivas únicas a nivel estatal y municipal desde 1990 hasta 2020⁶. En ellas, se observa la evolución de la esperanza de vida con diferentes niveles de desagregación.

C. Resultados

Como se ha explicado anteriormente, en algunos estudios se pone de relieve el uso de los modelos lineales para explicar la esperanza de vida y las relaciones observadas con distintas variables. En el presente trabajo ilustramos las correlaciones de Spearman (lineales) entre las variables que figuran en el cuadro 1 y la esperanza de vida oficial estatal para cada año (véase el cuadro 3). Se utilizó la correlación de Spearman porque los datos de las variables no se distribuían normalmente a lo largo del tiempo. Por otro lado, se aplicó la prueba de Shapiro-Wilk con $\alpha = 5\%$.

A continuación, se presenta una aplicación de nuestra propuesta al caso mexicano, para lo que se utilizan las esperanzas de vida oficiales, $e_{x,t,s}$, extraídas de CONAPO (2017 y 2019) y García y Beltrán (2021), como variables de resultado. Los modelos estimados que las explican para $t = 1990, 1995, \dots, 2020$, por orden cronológico, son los siguientes:

$$\hat{e}_{x,1990,s} = 71,397 - 0,01760 OVPT + 2,481 I_{Qr} - 1,233 I_{Oax} + 1,0988 I_{Mx} - 1,266 I_{Ver}$$

$$\hat{e}_{x,1995,s} = 72,703 - 0,02880 OVSAE + 1,237 I_{Qr} + 0,833 I_{Ags} - 0,906 I_{Oax}$$

$$\hat{e}_{x,2000,s} = 76,704 - 0,0842 OVSEE - 0,02882 PO2SM$$

$$\hat{e}_{x,2005,s} = 76,519 - 0,0246 PRIM - 0,0822 OVSEE - 0,00959 PO2SM$$

$$\hat{e}_{x,2010,s} = 73,874 - 0,03 PRIM - 0,0343 OVPT - 0,00967 PO2SM$$

⁵ Véase [en línea] <https://www.gits.igg.unam.mx/idea/descarga>.

⁶ Véase [en línea] https://rpubs.com/SilvaE_OrtizB_CarrascoE.

$$\hat{e}_{x,2015,s} = 76,645 - 0,0584 \text{ SPRIM} - 0,1171 \text{ OVSEE} - 0,0332 \text{ VHAC}$$

$$\hat{e}_{x,2020,s} = 73,569 + 0,1054 \text{ OVPT} - 0,0691 \text{ VHAC} - 18,8 \frac{\text{CONF}}{\text{POB}} - 1,288 I_{BC} - 1,458 I_{Gro}$$

$$+ 1,077 I_{Chis} + 0,774 I_{Mor}$$

Cuadro 3

México: correlaciones de Spearman entre la esperanza de vida y las variables sociodemográficas, 1990-2020

Año	Estadístico	ANALF	SPRIM	OVSDE	OVSEE	OVSAE	VHAC	OVPT	PL5000	PO2SM	CONF/POB
1990	ro	-0,437	-0,487	-0,470	-0,385	-0,517	-0,361	-0,579	-0,441	-0,473	-
	Valor <i>p</i>	0,012	0,005	0,007	0,029	0,002	0,042	0,001	0,012	0,006	-
1995	ro	-0,604	-0,703	-0,519	-0,602	-0,730	-0,557	-0,777	-0,636	-0,706	-
	Valor <i>p</i>	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	-
2000	ro	-0,838	-0,864	-	-0,725	-0,789	-0,714	-0,795	-0,779	-0,897	-
	Valor <i>p</i>	0,000	0,000	-	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
2005	ro	-0,828	-0,878	-0,676	-0,713	-0,752	-0,683	-0,772	-0,786	-0,851	-
	Valor <i>p</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
2010	ro	-0,787	-0,870	-0,657	-0,669	-0,658	-0,662	-0,707	-0,727	-0,841	-
	Valor <i>p</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
2015	ro	-0,893	-0,916	-0,697	-0,657	-0,688	-0,770	-0,745	-0,787	-0,883	-
	Valor <i>p</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
2020	ro	0,228	0,252	0,054	-0,004	0,133	-0,050	0,251	0,260	0,000	-0,409
	Valor <i>p</i>	0,210	0,165	0,769	0,983	0,468	0,788	0,166	0,150	0,998	0,020

Fuente: Elaboración propia.

Nota: ANALF: porcentaje de analfabetismo; SPRIM: porcentaje de población sin estudios primarios; OVSDE: porcentaje de población sin drenaje ni excusado; OVSEE: porcentaje de población sin energía eléctrica; OVSAE: porcentaje de población sin agua entubada; VHAC: porcentaje de viviendas con algún nivel de hacinamiento; OVPT: porcentaje de viviendas con piso de tierra; PL5000: porcentaje de población en zonas rurales; PO2SM: porcentaje de población con salarios bajos; CONF/POB: casos confirmados de COVID19/población total; ro: coeficiente de correlación de Spearman; -: dato no disponible.

Se utilizaron pruebas *t* individuales para determinar si una variable concreta resultaba estadísticamente significativa en los modelos. Sobre la base de los resultados obtenidos, las pruebas *t* indicaron que todos los coeficientes eran significativos, con un valor *p* inferior al 10%. Asimismo, las pruebas F también fueron significativas con $\alpha = 5\%$. Los modelos más y menos parsimoniosos fueron los empleados para $t = 2000$ y $t = 2020$, respectivamente. De hecho, fue necesario incluir variables binarias para este último año y para $t = 1990, 1995$. En el primer año, ese tipo de variables se empleó para Quintana Roo (Qr), Oaxaca (Oax), Estado de México (Mx) y Veracruz (Ver); el segundo, para Quintana Roo (Qr), Aguascalientes (Ags) y Oaxaca (Oax), y, el último, para Baja California (BC), Guerrero (Gro), Chiapas (Chis) y Morelos (Mor). Los interceptos representan la esperanza de vida de referencia que cabe esperar cuando las variables predictoras son cero para todos los años. En el cuadro 4 figura un resumen de los estadísticos relativos a los modelos.

Cuadro 4
Resumen estadístico de los modelos analizados

Año	R^2 (En porcentajes)	R^2 (En porcentajes)	Estadístico C_p de Mallows
1990	62,99	55,87	6
1995	71,30	67,05	5
2000	82,01	80,77	3
2005	83,09	81,28	4
2010	80,44	77,49	4
2015	85,56	84,02	4
2020	65,10	54,92	8

Fuente: Elaboración propia.

Según el cuadro 4, los valores más altos de R^2 y R^2 ajustado se obtuvieron para $t = 2015$ y $t = 2005$, respectivamente, y, en ambos casos, se trata de años en los que se realizaron conteos de población, y no censos. De hecho, en $t = 2015$, se llevó a cabo una encuesta intercensal de población. Todas las estadísticas relativas al R^2 ajustado alcanzaron, al menos, el 54,92% (que correspondió al año de la pandemia de COVID-19). A este respecto, cabe señalar que 2020 fue el año más complicado para explicar $e_{x,t,s}$. Además, el estadístico C_p de Mallows también muestra la pertinencia del número total de variables explicativas que se utilizaron para cada modelo. Por último, en el cuadro 5 se muestran las hipótesis relativas a los residuos procedentes de los modelos estimados y la posible multicolinealidad de los datos por año (ninguna de las pruebas fue significativa).

Cuadro 5
Hipótesis de verificación e inspección de la multicolinealidad

Año	Normalidad (Shapiro-Wilk)	Homocedasticidad (Breusch-Pagan)	Autocorrelación (Durbin Watson)	Multicolinealidad (FIV ^a < 10)
1990	0,204	0,342	0,918	✓
1995	0,288	0,246	0,790	✓
2000	0,170	0,981	0,368	✓
2005	0,482	0,508	0,496	✓
2010	0,285	0,086	0,192	✓
2015	0,142	0,448	0,564	✓
2020	0,322	0,541	0,354	✓

Fuente: Elaboración propia.

^a Factor de inflación de la varianza.

Como se puede apreciar, los modelos estimados explican la esperanza de vida mexicana, que, a su vez, depende de las condiciones existentes a nivel de los hogares en todos los años. Por ejemplo, para $t = 1990$, *ceteris paribus*, el coeficiente OVPT disminuye la esperanza de

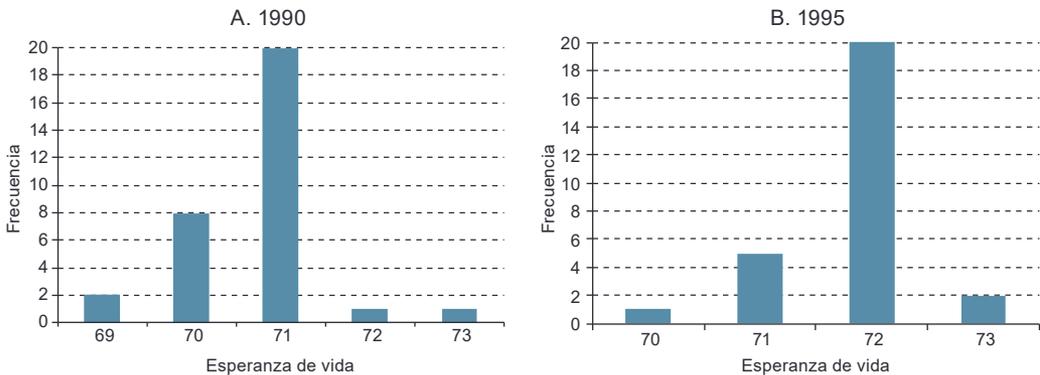
vida. Por su parte, para $t = 1995$, la esperanza de vida mantiene una correlación negativa con el coeficiente OVSAE, y así sucesivamente. Resulta interesante el caso de $t = 2020$, en el cual, en vista de la pandemia de COVID-19, la esperanza de vida se ve nuevamente afectada por las variables socioeconómicas y la variable CONF/POB. También fue necesario detectar los valores atípicos para obtener las estimaciones finales de la esperanza de vida. Para el año $t = 2020$, se constató que 68 estimaciones no tenían sentido desde el punto de vista demográfico, por lo que todas ellas se sustituyeron por las cifras oficiales a nivel estatal. Estas anomalías se registraron en Coahuila (5), Chihuahua (8), Guanajuato (1), Hidalgo (2), Jalisco (4), Estado de México (4), Michoacán (1), Nuevo León (6), Oaxaca (8), Puebla (3), Querétaro (1), San Luis Potosí (2), Sonora (14), Tamaulipas (5), Veracruz (3) y Yucatán (1).

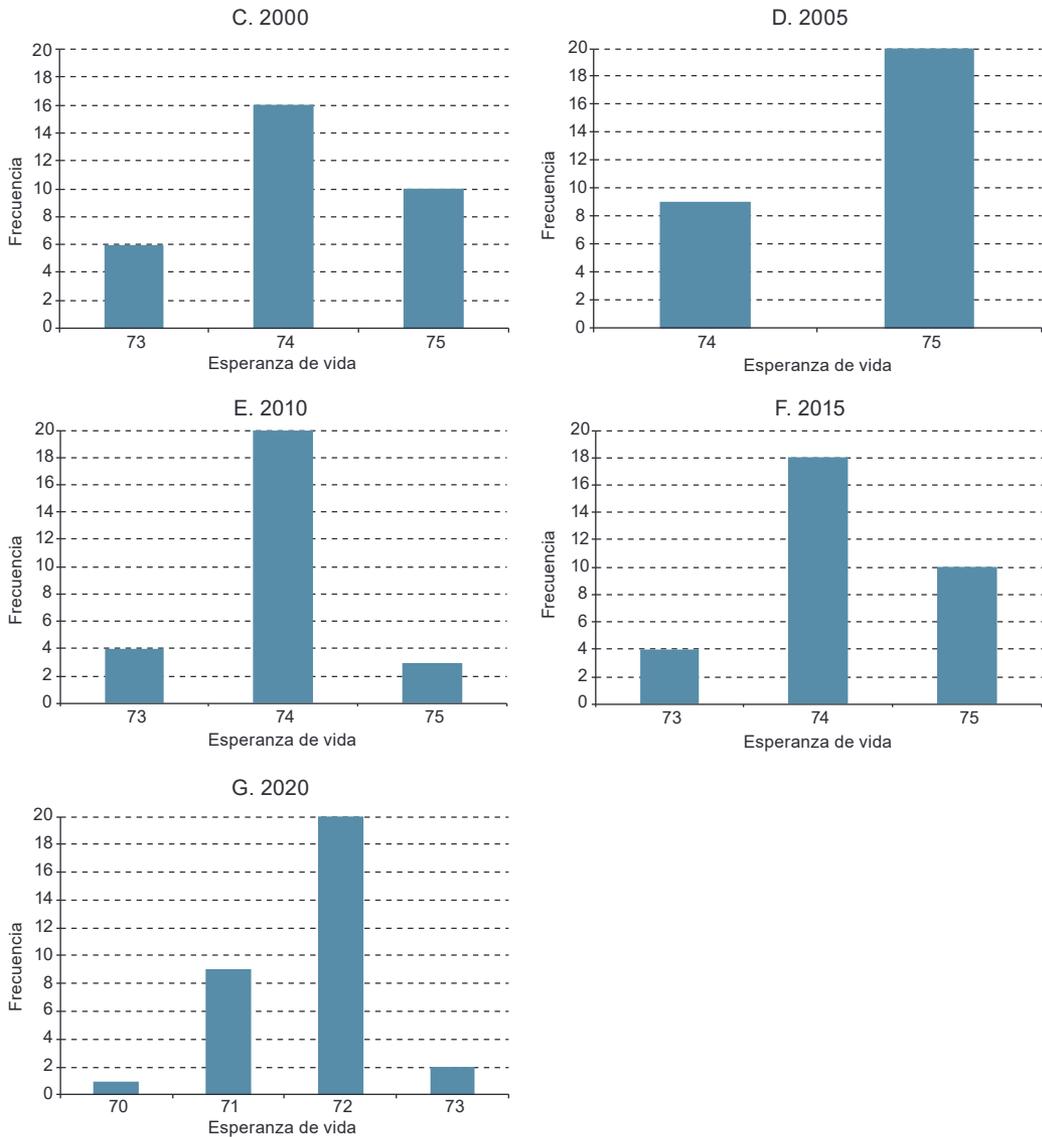
En términos estadísticos, se pusieron a prueba las esperanzas de vida a nivel estatal con la intención de comprobar una serie de características ($\alpha = 5\%$). La posible distribución normal para cada año se realizó mediante la prueba de Shapiro-Wilk, y se rechazó para los datos relativos a $t = 1990, 1995$ y 2010 . Posteriormente, también se realizó la prueba de Kolmogorov-Smirnov para dos muestras con el objetivo de verificar la misma distribución posible para cada par de años. Se encontraron distribuciones similares para $t = 1995$ y 2020 , $t = 2000$ y 2010 , $t = 2000$ y 2015 y, por último, $t = 2010$ y 2015 . En lo que respecta a la prueba de Kruskal-Wallis, también se rechazó la igualdad de las medianas. Asimismo, mediante la prueba *post hoc* —es decir, utilizando la corrección por continuidad según el método de Bonferroni— se obtuvo una igualdad estadística no significativa entre $t = 1995$ y 2020 , $t = 2000$ y 2010 (y 2015) y $t = 2010$ y 2015 (en todos los casos, valor $p = 1$). Además, era importante saber si las estimaciones eran homogéneas o no, para hacerse una idea de la posibilidad de que los modelos sugeridos dieran lugar a observaciones anómalas. La prueba de Fligner-Killeen realizada en consecuencia no rechazó la homogeneidad de varianzas (valor $p = 0,09861$). En el gráfico 1 se ilustran los distintos histogramas a lo largo del tiempo.

Gráfico 1

México: distribución de la esperanza de vida estimada a nivel estatal ($\hat{e}_{x,t,s}$), 1990-2020

(En número de estados)



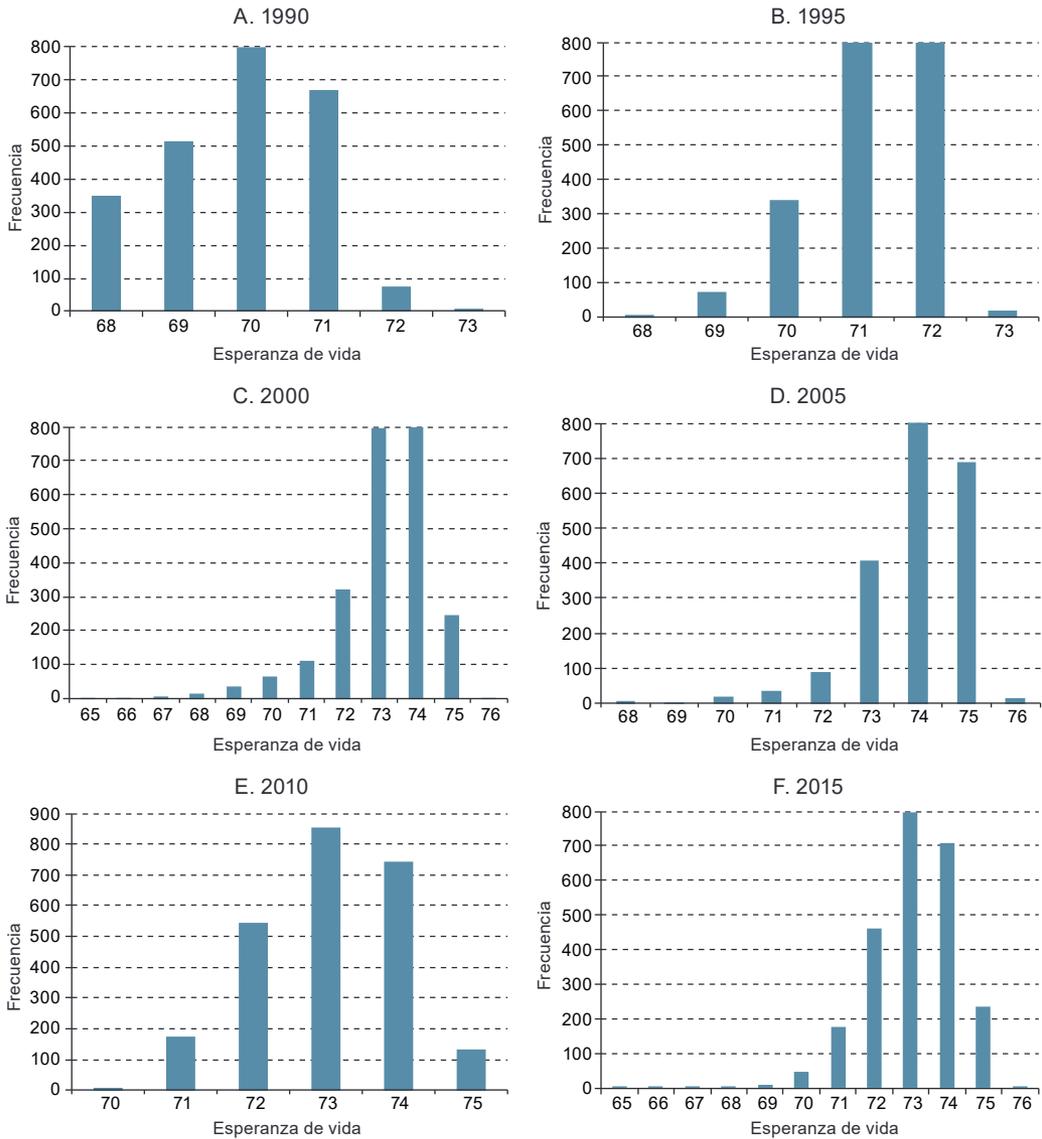


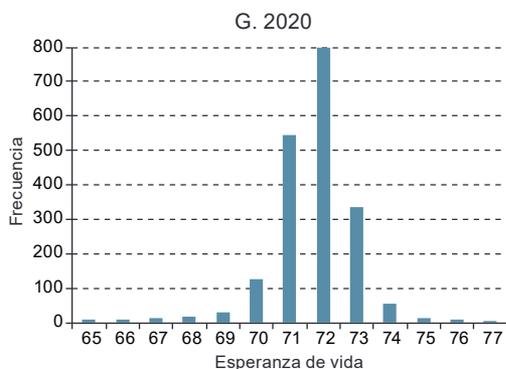
Fuente: Elaboración propia.

En lo referente a la esperanza de vida estimada a nivel municipal, también se llevaron a cabo las pruebas de Shapiro-Wilk y de Kolmogorov-Smirnov para dos muestras, con un $\alpha = 5\%$ para $t = 1990, 1995, \dots, 2020$. En todos los casos, se rechazó la normalidad (valores $p < 0,000$) y, para comparar las distribuciones empíricas de las estimaciones, también se rechazó la prueba de Kolmogorov-Smirnov para dos muestras (valores $p < 0,005$). Del mismo modo, se rechazó la prueba de Kruskal-Wallis para las medianas (valor $p < 0,000$) y, según la prueba *post hoc*, solo se obtuvo una igualdad estadística no significativa entre $t = 2010$ y $t = 2015$.

(valor $p = 0,423$). Por último, la prueba de Fligner-Killeen rechazó la homogeneidad de varianzas (valor $p < 0,000$). En el gráfico 2 se presentan los histogramas de las estimaciones. En términos numéricos, los años en que se registraron la mayor (10,39) y menor (0,66) varianza fueron $t = 2020$ y $t = 1995$, respectivamente.

Gráfico 2
México: distribución de la esperanza de vida estimada a nivel municipal ($\hat{e}_{x,t,m}$), 1990-2020
 (En número de municipios)





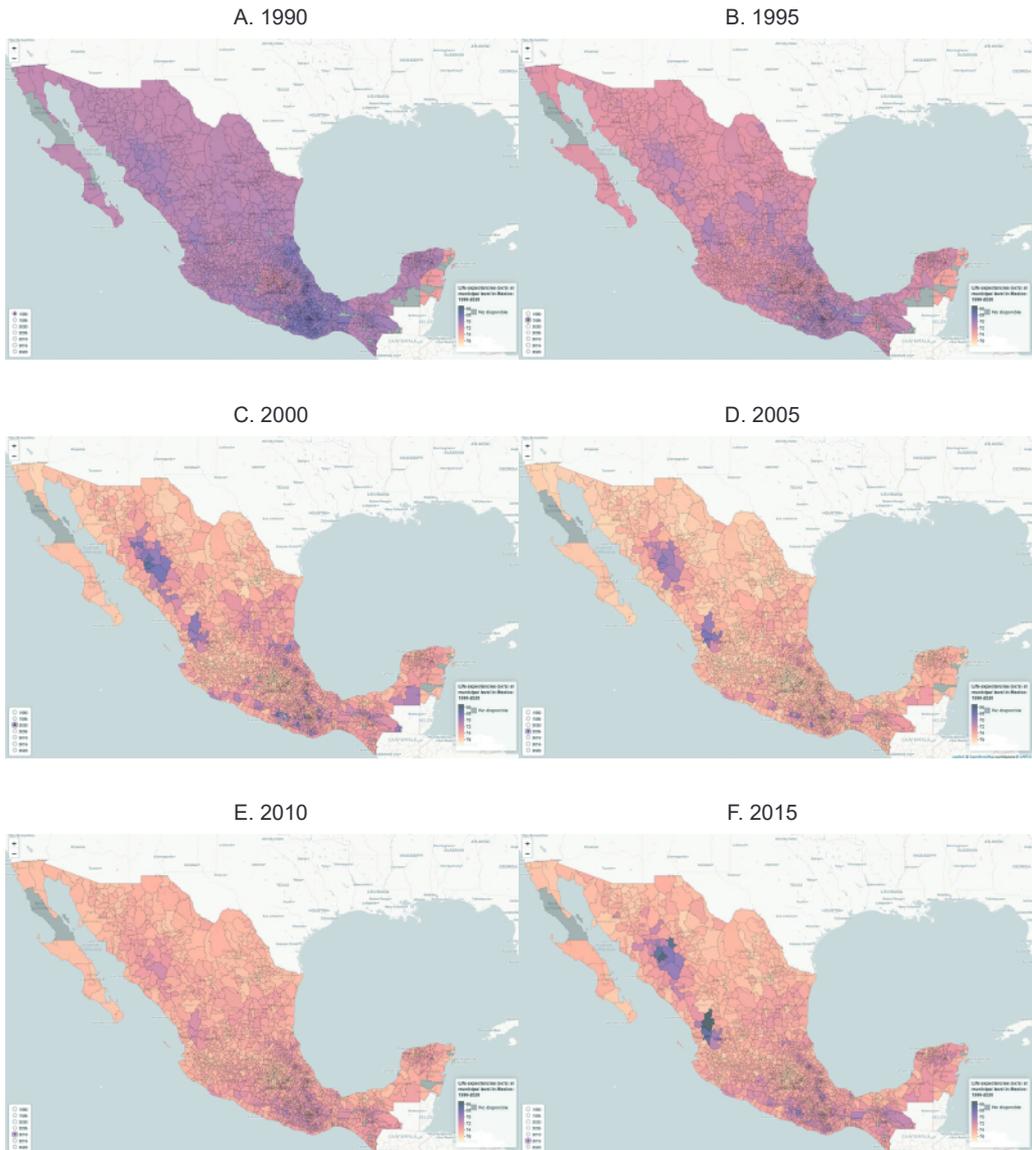
Fuente: Elaboración propia.

Por lo general, los histogramas destacan por su asimetría y sus colas pesadas. También resultan evidentes las diferencias en la distribución, sobre todo en los casos de 1990, 1995 y 2020. Asimismo, en aras de apreciar el comportamiento relativo a la esperanza de vida, desde un punto de vista geográfico, en el mapa 1 se reflejan los patrones generales. Cabe señalar que, para ilustrar todas las estimaciones, se empleó el archivo en formato shapefile correspondiente a 2020, esto es, el último disponible. Hay que recordar que en México pueden ir declarándose nuevos municipios por decreto a lo largo del tiempo, por lo que algunos municipios aparecen en blanco en los primeros años.

Al comparar la evolución a lo largo del tiempo, queda patente que, antes de la pandemia de COVID19, las regiones septentrional y central tenían una esperanza de vida superior a la región meridional. Además, también se registró un aumento progresivo de la esperanza de vida en todo el país: en 1990, la cifra estimada para casi todos los municipios era inferior a 71 años, mientras que, diez años más tarde, la esperanza de vida superaba los 73 años en casi todo el país. Otro aspecto destacable es que, a lo largo de todos los años, la esperanza de vida en la región de Sierra Madre Occidental ha sido notablemente inferior a la de los municipios vecinos.

Asimismo, resulta especialmente interesante el comportamiento observado en los municipios de la Ciudad de México, pues presenta una tendencia clara a lo largo del período analizado. Concretamente, en los municipios —también conocidos como alcaldías— de Miguel Hidalgo y Benito Juárez, la esperanza de vida aumentó de manera gradual entre 1990 y 1995, hasta alcanzar el máximo de 76 años en 2000. A continuación, durante la década siguiente, se mantuvo en un nivel ligeramente inferior, pero constante, en torno a los 75 años. Finalmente, las estimaciones indican que la esperanza de vida volvió a alcanzar su máximo nivel en 2015, tras lo cual se vio considerablemente perjudicada por la pandemia de COVID-19. De hecho, en 2020 ambos municipios experimentaron un drástico retroceso en la esperanza de vida, que se situó en un nivel equivalente aproximadamente al de hace 25 años (véase el diagrama 1).

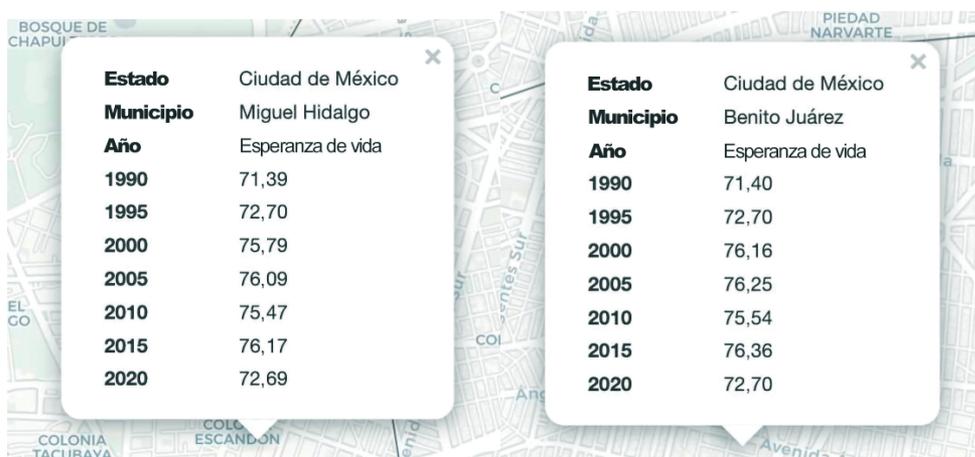
Mapa 1
México: esperanza de vida a nivel municipal, 1990-2015



Fuente: Elaboración propia.

Diagrama 1

Ciudad de México: esperanza de vida en dos municipios a lo largo del tiempo, 1990-2020

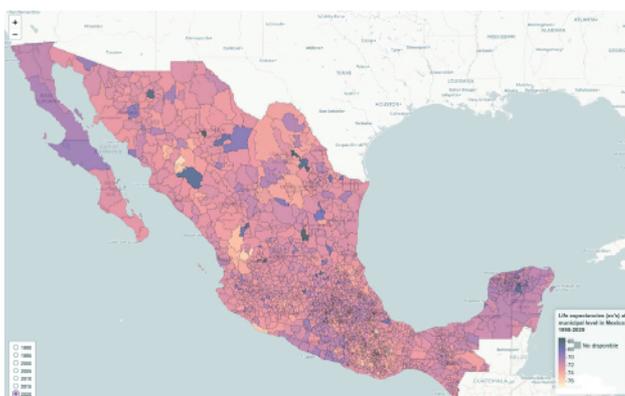


Fuente: Elaboración propia.

En el mapa 2, se observan claramente las diferencias entre 2020 y todos los demás años representados en el mapa 1, debidas a los estragos que causó la pandemia de COVID-19 y que provocaron un descenso significativo de la esperanza de vida. En efecto, en la mayoría de los municipios se registró una pérdida de esperanza de vida. Al revisar todos los casos, se constató que esa disminución se había producido en 2.034 de los 2.469 municipios. En otras palabras, el índice se vio negativamente afectado en el 82,38% de los municipios. Desafortunadamente, dada la información disponible, estas estimaciones se pudieron hacer únicamente para la población total, por lo que no es posible calcular los municipios más afectados según el sexo.

Mapa 2

México: esperanza de vida a nivel municipal, 2020



Fuente: Elaboración propia.

Por último, se reconstruyó la esperanza de vida a nivel estatal a través de una ponderación con la esperanza de vida a nivel municipal y el porcentaje de población que representaba cada municipio en su respectivo estado, como se expresa en (3). De esta forma, se calculó la correlación, r , entre los valores oficiales y las estimaciones, con miras a corroborar la plausibilidad de estas últimas desde un punto de vista demográfico. En otras palabras, la coherencia estadística se sostiene dada la intensidad del valor de las correlaciones estimadas, que son significativas y se presentan en el cuadro 6.

D. Conclusiones

La esperanza de vida es un índice fundamental que plasma la mortalidad a lo largo del espacio y el tiempo. Su valor radica en que puede ser de utilidad para los encargados de la toma de decisiones, pues permite formular políticas públicas destinadas a mitigar la desigualdad y la pobreza, entre otras circunstancias adversas. Su disponibilidad a nivel municipal (o inferior) es relevante, ya que sirve para fundamentar la necesidad de ejecutar cualquier programa emergente en un espacio concreto. En ese sentido, en este estudio se presentan, de manera tabular y gráfica, el conjunto de las esperanzas de vida para los municipios mexicanos en los años de censo y conteo entre 1990 y 2020.

En términos demográficos, sobre todo en lo que respecta a la mortalidad, es de sobra sabido que 2020 fue un momento crítico en todo el mundo, incluida América Latina y, en especial, México. La pandemia de COVID-19 provocó una de las mayores pérdidas de esperanza de vida entre la población mexicana, por lo que resultó más complicado obtener un modelo válido para 2020. No obstante, se han logrado estimaciones coherentes entre las cifras estatales y las municipales para todos los años.

La estrategia descrita para estimar la esperanza de vida a nivel municipal supone una ventaja en sí misma, y plantea una forma de desagregar la esperanza de vida a un nivel más profundo a partir de estimaciones previas proporcionadas por otros investigadores u oficinas de estadística de América Latina y otros países en desarrollo. No tienen por qué emplearse las mismas variables que en el caso mexicano, sino únicamente aquellas variables sociodemográficas o de otro tipo que expliquen la esperanza de vida a nivel estatal y que también estén disponibles en el plano municipal. Podría ser interesante estimar la esperanza de vida por sexo. Lamentablemente, en el caso de México, las variables empleadas no permiten adoptar esa perspectiva.

Cuadro 6
México: comparación entre los datos sobre la esperanza de vida del Consejo Nacional de Población (CONAPO) y de García y Beltrán (2021) y las estimaciones al respecto, por estado, 1990-2020

Estado	1990			1995			2000			2005			2010			2015			2020			
	C	E	GB																			
Aguascalientes	72,26	71,27	73,53	73,53	73,53	76,00	75,37	76,06	75,69	75,32	74,95	75,43	75,32	74,95	75,27	75,43	75,32	74,95	75,43	75,32	74,95	72,49
Baja California	71,49	71,25	72,67	72,67	72,67	75,53	75,84	75,84	75,89	75,14	74,97	75,48	75,14	74,97	75,31	75,48	75,14	74,97	75,48	75,31	75,31	71,28
Baja California Sur	71,41	71,15	72,44	72,44	72,44	75,11	75,31	75,31	75,65	75,13	75,03	75,35	75,13	75,03	75,05	75,35	75,13	75,03	75,35	75,05	75,05	72,40
Campeche	70,75	70,97	71,70	72,08	74,14	74,02	74,14	74,80	74,92	74,50	74,54	74,21	74,19	74,19	74,19	74,21	74,19	74,19	74,21	74,19	74,19	71,57
Chiapas	71,90	71,25	72,35	72,55	74,00	75,58	74,00	75,58	74,65	75,78	74,49	74,98	73,73	75,36	73,41	73,16	73,41	73,16	73,41	73,16	73,16	73,16
Chihuahua	71,16	71,03	72,62	72,59	75,31	75,23	75,23	75,53	75,52	74,79	74,74	74,92	74,92	74,92	74,94	74,92	74,94	74,92	74,92	74,94	74,94	72,62
Ciudad de México	71,49	70,50	72,62	71,71	75,44	73,20	75,75	74,20	75,53	73,36	76,19	73,05	71,87	72,28	73,05	71,87	72,28	73,05	71,87	72,28	73,05	72,28
Coahuila	71,35	71,23	72,71	72,47	75,46	74,73	75,76	75,45	74,97	74,68	75,20	74,96	71,82	71,59	74,96	71,82	71,59	74,96	71,82	71,59	74,96	71,59
Colima	71,25	71,35	72,61	72,64	75,18	75,57	75,58	75,95	74,93	75,23	74,99	75,70	72,64	72,20	74,99	75,70	72,64	72,20	74,99	75,70	72,64	72,20
Durango	71,04	71,04	72,32	72,41	74,84	74,48	74,48	75,23	75,18	74,55	74,56	74,61	74,75	72,68	74,61	74,75	72,68	74,61	74,75	72,68	74,61	72,68
Guajuato	71,25	71,10	72,62	72,39	75,08	74,93	75,08	75,22	74,84	74,58	74,73	74,70	72,12	72,12	74,73	74,70	72,12	74,73	74,70	72,12	74,73	72,12
Guerrero	70,56	70,52	71,43	71,69	73,48	74,28	74,47	73,63	73,56	72,71	73,41	71,31	71,31	71,31	73,41	71,31	71,31	73,41	71,31	71,31	73,41	71,31
Hidalgo	69,96	70,87	71,74	72,11	74,40	73,96	75,14	74,92	74,64	74,30	74,58	74,59	72,27	72,09	74,58	74,59	72,27	72,09	74,58	74,59	72,27	72,09
Jalisco	71,86	71,17	72,79	72,46	75,31	75,16	75,70	75,57	75,04	74,86	75,01	75,09	73,30	72,54	75,01	75,09	73,30	72,54	75,01	75,09	73,30	72,54
México	72,27	72,27	73,02	72,46	75,40	75,05	75,63	75,64	75,03	74,82	74,99	75,04	71,91	71,96	74,99	75,04	71,91	71,96	74,99	75,04	71,91	71,96
Michoacán	70,93	70,89	72,20	72,32	74,53	74,57	74,96	74,98	74,43	74,09	74,35	74,22	73,12	72,60	74,35	74,22	73,12	72,60	74,35	74,22	73,12	72,60
Morelos	70,73	71,01	72,42	72,43	74,83	74,99	75,28	75,57	74,76	74,64	74,74	74,90	73,34	73,36	74,74	74,90	73,34	73,36	74,74	74,90	73,34	73,36
Nayarit	70,64	71,02	72,10	72,32	74,65	74,58	75,23	75,02	74,75	74,62	74,82	74,47	73,13	72,43	74,82	74,47	73,13	72,43	74,82	74,47	73,13	72,43
Nuevo León	71,43	71,29	72,75	72,55	75,53	75,65	75,88	75,93	75,23	75,09	75,45	75,47	72,87	72,46	75,45	75,47	72,87	72,46	75,45	75,47	72,87	72,46
Oaxaca	69,24	69,24	70,85	70,85	73,28	73,30	74,09	74,29	73,87	73,35	73,61	73,37	72,80	72,72	73,61	73,37	72,80	72,72	73,61	73,37	72,80	72,72
Puebla	70,57	70,87	72,12	72,09	74,44	74,14	75,02	75,02	74,58	74,09	74,32	74,17	72,16	72,17	74,32	74,17	72,16	72,17	74,32	74,17	72,16	72,17
Querétaro	71,90	71,10	72,88	72,40	75,23	74,66	75,58	75,40	75,14	74,90	75,14	75,07	73,02	72,15	75,14	75,07	73,02	72,15	75,14	75,07	73,02	72,15
Quintana Roo	73,47	73,47	73,63	73,63	75,85	74,86	75,92	75,49	75,18	74,88	74,94	74,61	71,45	71,98	74,94	74,61	71,45	71,98	74,94	74,61	71,45	71,98
San Luis Potosí	70,16	70,88	71,86	71,94	74,16	73,67	74,89	74,84	74,58	74,23	74,37	74,51	72,05	71,40	74,51	74,37	74,51	72,05	71,40	74,51	74,37	74,51
Sinaloa	70,76	70,98	72,10	72,36	74,69	74,82	75,19	75,35	74,62	74,57	74,62	74,68	71,54	72,47	74,62	74,68	71,54	72,47	74,62	74,68	71,54	72,47
Sonora	71,03	71,08	72,31	72,53	75,02	75,16	75,40	75,64	74,74	74,76	74,88	75,09	71,54	71,92	74,88	75,09	71,54	71,92	74,88	75,09	71,54	71,92
Tabasco	71,66	71,15	72,34	71,70	74,73	74,37	75,21	75,24	74,67	74,61	74,53	74,58	71,73	72,00	74,61	74,53	74,58	71,73	72,00	74,61	74,53	74,58
Tlaxcala	70,40	71,15	72,11	72,39	74,83	74,62	75,40	75,47	74,79	74,74	74,74	72,32	72,01	72,06	74,74	74,74	72,32	72,01	74,74	74,74	72,32	72,01
Tlaxcala	70,87	71,15	72,41	72,58	74,99	74,69	75,47	75,36	74,88	74,59	74,76	74,87	72,21	72,06	74,87	74,76	74,87	72,21	72,06	74,87	74,76	74,87
Veracruz	69,50	69,50	71,31	71,62	73,47	73,61	74,46	74,75	74,38	73,94	74,02	73,98	72,70	72,36	74,02	73,98	72,70	72,36	74,02	73,98	72,70	72,36
Yucatán	70,03	71,07	71,51	72,29	73,89	74,22	74,61	74,95	74,34	74,27	74,13	74,12	71,84	70,65	74,27	74,13	74,12	71,84	70,65	74,27	74,13	74,12
Zacatecas	70,61	71,10	71,98	72,21	74,57	74,51	75,08	75,08	74,61	74,39	74,53	74,70	72,18	72,37	74,53	74,70	72,18	72,37	74,53	74,70	72,18	72,37
Media	71,06	71,06	72,31	72,31	74,79	74,64	75,27	75,26	74,75	74,53	74,69	74,66	72,31	72,17	74,69	74,66	72,31	72,17	74,69	74,66	72,31	72,17
Varianzas	0,70	0,44	0,34	0,24	0,45	0,47	0,23	0,20	0,15	0,22	0,40	0,36	0,39	0,29	0,40	0,36	0,39	0,29	0,40	0,36	0,39	0,29
ρ^s	0,74	0,74	0,65	0,65	0,60	0,60	0,60	0,60	0,60	0,60	0,60	0,61	0,66	0,61	0,66	0,61	0,66	0,61	0,66	0,61	0,66	0,61
Raíz del error cuadrático medio	0,49	0,49	0,34	0,34	0,60	0,60	0,39	0,39	0,46	0,46	0,67	0,51	0,51	0,67	0,51	0,51	0,67	0,51	0,67	0,51	0,67	0,51

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Consejo Nacional de Población (CONAPO) y V. M. García y H. Beltrán, "Heterogeneity in excess mortality and its impact on loss of life expectancy due to COVID-19: evidence from Mexico", *Canadian Studies in Population*, vol. 48, N° 2-3, septiembre de 2021.

Nota: C: CONAPO; E: estimación; GB: estimación extraída de García y Beltrán (2021).

Por otro lado, el presente estudio tiene algunas limitaciones, entre las que destaca principalmente la falta de algunos conjuntos de datos para el período de tiempo examinado. Por esa razón, fue imposible estimar un único modelo para todos los años seleccionados. Además, el número de municipios fue variando a lo largo del tiempo, por lo que en algunos municipios nuevos no se disponía de estimaciones para el período analizado. La pandemia de COVID-19, por su parte, obligó a los investigadores a emplear otras variables apropiadas para 2020. Cabe subrayar también que, en algunos casos, se disponía de una cantidad limitada de datos, por lo que los resultados no tenían sentido. Por eso, se corrigieron las estimaciones relativas a algunos municipios, a los que se atribuyó la esperanza de vida de su respectivo estado. La lógica del método propuesto puede aplicarse de forma iterativa en niveles inferiores, y podría resultar de utilidad en otros contextos.

Por último, la desagregación de los datos, que también puede verse como una interpolación, podría ser una alternativa para obtener cifras anuales a nivel estatal y municipal. Del mismo modo, si no hubiera patrones anómalos, la previsión podría llevarse a cabo utilizando cualquier herramienta estadística a lo largo del tiempo. En caso contrario, como ocurre con la pandemia de COVID-19 en 2020, se sugiere esperar a las cifras oficiales de los años siguientes y emplearlas para hacer pronósticos. De ese modo, también se podrán apreciar los indicios de eventuales recuperaciones en la esperanza de vida.

Bibliografía

- Aburto, J. M. y otros (2022), “Quantifying impacts of the COVID-19 pandemic through life-expectancy losses: a population-level study of 29 countries”, *International Journal of Epidemiology*, vol. 51, N° 1, febrero.
- Ali, N. y otros (2022), “Predicting life expectancy of hepatitis B patients using machine learning”, *2022 IEEE International Conference on Distributed Computing and Electrical Circuits and Electronics (ICDCECE)*, Ballari, Instituto de Ingenieros Electricistas y Electrónicos (IEEE).
- Arriaga, E. E. (1984), “Measuring and explaining the change in life expectancies”, *Demography*, vol. 21, N° 1, febrero.
- Cejudo, G. y C. Michel (2015), “Resolviendo problemas sociales complejos mediante la integración de políticas: el caso de la Cruzada Nacional contra el Hambre en México”, *Revista del CLAD Reforma y Democracia*, N° 63, septiembre-diciembre.
- Chetty, R. y otros (2016), “The association between income and life expectancy in the United States, 2001-2014”, *JAMA*, vol. 315, N° 16, abril.
- CONAPO (Consejo Nacional de Población) (2021), “Índices de marginación 2020” [en línea] <https://www.gob.mx/conapo/documentos/indices-de-marginacion-2020-284372>.
- (2019), *Proyecciones de la Población de México y de las Entidades Federativas 2016-2050* [en línea] http://www.conapo.gob.mx/work/models/CONAPO/Cuadernillos/33_Republica_Mexicana/33_RMEX.pdf.
- (2017), *Conciliación demográfica de México 1950-2015*, Ciudad de México.
- (s.f.), “Índice de marginación sociodemográfica por entidad federativa 1990-2015” [en línea] <https://datos.gob.mx/busca/dataset/indice-de-marginacion-carencias-poblacionales-por-localidad-municipio-entidad/resource/2814c5a3-dd70-4b01-9153-87432954e176>.

- Duque, A. M. y otros (2018), "Analysis of the relationship between life expectancy and social determinants in a north-eastern region of Brazil, 2010-2017", *Geospatial Health*, vol. 13, N° 2, noviembre.
- Eayres, D. y E. S. Williams (2004), "Evaluation of methodologies for small area life expectancy estimation", *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 58, N° 3, marzo.
- Esparza, L. J. R. y F. Baltazar (2018), "A stochastic expectation-maximisation (EM) algorithm for construction of mortality tables", *Annals of Actuarial Science*, vol. 12, N° 1, marzo.
- García, V. M. y H. Beltrán (2021), "Heterogeneity in excess mortality and its impact on loss of life expectancy due to COVID-19: evidence from Mexico", *Canadian Studies in Population*, vol. 48, N° 2-3, septiembre.
- Girum, T., E. Muktar y M. Shegaze (2018), "Determinants of life expectancy in low and medium human development index countries", *Medical Studies/Studia Medyczne*, vol. 34, N° 3, septiembre.
- IDEA (Infraestructura de Datos Espaciales Abiertos) (2017), "Límites geoestadísticos: municipios" [en línea] <https://www.gits.igg.unam.mx/idea/descarga>.
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía) (2021), "Censo de Población y Vivienda 2020" [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/>.
- Kainhofer, R. (2021), "MortalityTables: a framework for various types of mortality / life tables", The Comprehensive R Archive Network [en línea] <https://CRAN.R-project.org/package=MortalityTables>.
- Leyk, S. y otros (2019), "The spatial allocation of population: a review of large-scale gridded population data products and their fitness for use", *Earth System Science Data*, vol. 11, N° 3, septiembre.
- Lin, X. S. y X. Liu (2007), "Markov aging process and phase-type law of mortality", *North American Actuarial Journal*, vol. 11, N° 4.
- Paredes, I. y E. Silva (2017), "Estimación de la esperanza de vida a nivel municipal y por marginación sociodemográfica: una aplicación del método de Swanson para el caso de México, 2010", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 32, N° 1.
- Pascariu, M. D. (2018), *Modelling and forecasting mortality*, Odense, Print & Sign, SDU.
- Picazzo, E., M. A. Flores y M. E. Cruz (2020), "Análisis regional de la esperanza de vida al nacer en México, por medio del método de regresión", *Revista de Salud Pública*, vol. 20.
- Pisal, N. S. y otros (2022), "Prediction of life expectancy for Asian population using machine learning Algorithms", *Malaysian Journal of Computing*, vol. 7, N° 2.
- PNUD (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo) (2020), *Informe sobre desarrollo humano 2020. La próxima frontera: el desarrollo humano y el Antropoceno*, Nueva York.
- R Core Team (2023), "The R Project for Statistical Computing", R Foundation for Statistical Computing, Vienna [en línea] <https://www.R-project.org/>.
- Reimers, C. D., G. Knapp y A. K. Reimers (2012), "Does physical activity increase life expectancy? A review of the literature", *Journal of Aging Research*, N° 243958.
- Sanders, S. (2019), *Guide to Calculating National Life Tables: Explanation of the methodology used to create the national life tables*, Londres, Office for National Statistics.
- Shang, H. L., H. Booth y R. J. Hyndman (2011), "Point and interval forecasts of mortality rates and life expectancy: A comparison of ten principal component methods", *Demographic Research*, vol. 25.
- Sharrow, D. y G. Sevcikova (2015), "LifeTables: Two-Parameter HMD Model Life Table System", R package version 1.0 [en línea] <https://CRAN.R-project.org/package=LifeTables>.
- Silcocks, P. B. S., D. A. Jenner and R. Reza (2001), "Life expectancy as a summary of mortality in a population: statistical considerations and suitability for use by health authorities", *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 55, N° 1.
- Silva, E., A. Islas-Camargo y V. M. Guerrero (2023), "Exceso de mortalidad preliminar medido a través de la esperanza de vida temporal en México tras la pandemia de COVID-19 en 2020", *Papeles de Población*, vol. 28, N° 113.

- Sorichetta, A. y otros (2015), “High-resolution gridded population datasets for Latin America and the Caribbean in 2010, 2015, and 2020”, *Scientific Data*, vol. 2, N° 1.
- Swanson, D. A. (1989), “A state-based regression model for estimating substate life expectancy”, *Demography*, vol. 26, N° 1.
- Swanson, D. A., M. A. McGehee y N. Hoque (2009), “Socio-economic status and life expectancy in the United States, 1970–1990”, *Population Review*, vol. 48, N° 1.
- Yusuf, F., D. A. Swanson y J. M. Martins (2014), *Methods of Demographic Analysis*, Springer.