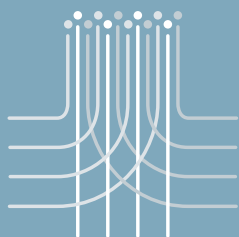


NOTAS DE Población



JULIO-DICIEMBRE
2021
AÑO XLVIII

Nº 113

ISSN 0303-1829

Anticoncepción entre adolescentes en Chile en 2018: la importancia del inicio sexual protegido y de una gama de métodos anticonceptivos amplia y diversa

Jorge Rodríguez Vignoli

Análisis espacio-temporal de la evolución de los niveles de fecundidad en los municipios de México, 1970-2020

Gerardo Núñez Medina

Evolución del diferencial por sexo de la mortalidad en la niñez según las principales causas de muerte

*Laura L. Rodríguez Wong
Juliana Vasconcelos de Souza Barros
Gabriela Marise de Oliveira Bonifácio*

Mortalidad por COVID-19 en los municipios brasileños: análisis de los factores determinantes entre 2020 y 2021

Luciana Correia Alves, Laetícia R. De Souza

Homicidios en América Latina y el Caribe: magnitud y factores asociados

Héctor Hiram Hernández Bringas

Arreglos de convivencia y su contribución a la esperanza de vida a los 60 años y sus correspondientes años saludables

Sarahí Rueda-Salazar, Cecilia Albala, Jeroen Spijker, Daniel Devolder

Año y medio de pandemia: años de vida perdidos debido al COVID-19 en México

Beatriz Novak, Paola Vázquez Castillo

Perfil sociodemográfico y laboral de los inmigrantes interestatales indígenas en Quintana Roo (México), 1990-2020

*Yenni Mayerli Aguirre Barajas
María Félix Quezada Ramírez
José Alfredo Jáuregui Díaz*



NACIONES UNIDAS

CEPAL

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)
Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL

Gracias por su interés en esta publicación de la CEPAL



Si desea recibir información oportuna sobre nuestros productos editoriales y actividades, le invitamos a registrarse. Podrá definir sus áreas de interés y acceder a nuestros productos en otros formatos.



www.cepal.org/es/publications



www.cepal.org/apps

NOTAS DE Población

Nº 113

Santiago, julio-diciembre de 2021

Año XLVIII



NACIONES UNIDAS

CEPAL

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)
Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL

Alicia Bárcena
Secretaría Ejecutiva

Mario Cimoli
Secretario Ejecutivo Adjunto

Raúl García-Buchaca
Secretario Ejecutivo Adjunto
para Administración y Análisis de Programas

Simone Cecchini
Director del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía
(CELADE)-División de Población de la CEPAL

Sally Shaw
Oficial a Cargo de la División de Documentos y Publicaciones

Comité Editorial
Editor: Jorge Martínez Pizarro (CELADE-División de Población de la CEPAL)

Miembros: Jorge Dehays Rocha (Universidad de Chile), Enrique Peláez (Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS)-Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET)/Universidad Nacional de Córdoba, Argentina), Fabiana del Popolo (CELADE-División de Población de la CEPAL), Leandro Reboiras Finardi (CELADE-División de Población de la CEPAL) CEPAL, Zulma Sosa (CELADE-División de Población de la CEPAL)

Secretaría: María Ester Novoa (CELADE-División de Población de la CEPAL)

Redacción y administración: casilla 179-D, Santiago.
Correo electrónico: CELADE-NotasDePoblacion@cepal.org.

La revista *Notas de Población* fue fundada en 1973 por Carmen Miró y es una publicación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL, cuyo propósito principal es la difusión de investigaciones y estudios de población sobre América Latina y el Caribe, aun cuando recibe con particular interés artículos de especialistas de fuera de la región y, en algunos casos, contribuciones que se refieren a otras regiones del mundo. Se publica dos veces al año, con una orientación interdisciplinaria, por lo que acoge tanto artículos sobre demografía como otros que aborden las relaciones entre las tendencias demográficas y los fenómenos económicos, sociales, culturales, políticos y biológicos. Las opiniones expresadas en los artículos de esta revista son responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL.

La revista *Notas de Población* está indizada en Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades (CLASE), en el Sistema Regional de Información en Línea para Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal (LATINDEX), en el Sistema de Búsqueda Avanzada de Documentos (DIALNET) y en el Hispanic American Periodicals Index (HAPI).

Consejo Editorial

Nombre	Afiliación institucional	País/organización
Antonio Aja Díaz	Universidad de La Habana	Cuba
Juan Carlos Alfonso Fraga	Oficina Nacional de Estadística e Información	Cuba
José Luis Ávila Martínez	Universidad Nacional Autónoma de México	México
Guiomar Bay	CELADE-División de Población de la CEPAL	CEPAL
Wanda Cabella	Universidad de la República	Uruguay
Anna Cabré Pla	Universidad Autónoma de Barcelona	España
Francisco Cáceres	Oficina Nacional de Estadística	República Dominicana
Juan José Calvo	Universidad de la República	Uruguay
Alejandro I. Canales	Universidad de Guadalajara	México
Suzana Cavenaghi	Instituto Brasileño de Geografía y Estadística	Brasil
Dídimo Castillo	Universidad Autónoma del Estado de México	México
Dora E. Celton	Universidad Nacional de Córdoba	Argentina
Marcela Cerrutti	Centro de Estudios de Población	Argentina
Helena Cruz Castanheira	CELADE-División de Población de la CEPAL	CEPAL
Mirna Cunningham	Centro para la Autonomía y Desarrollo de los Pueblos Indígenas	Nicaragua
Mariachiara Di Cesare	Imperial College London	Reino Unido
Andreu Domingo Valls	Universidad Autónoma de Barcelona	España
Albert Esteve	Universidad Autónoma de Barcelona	España
Carmen Elisa Florez Nieto	Universidad del Rosario	Colombia
Anitza Freitez	Universidad Católica Andrés Bello	República Bolivariana de Venezuela
Silvia Elena Giorguli Saucedo	El Colegio de México	México
Daniela González	CELADE-División de Población de la CEPAL	CEPAL
Enrique González Mata	Sede subregional de la CEPAL en México	CEPAL
Alejandro Guillén García	Universidad de Cuenca	Ecuador
Martín Hopenhayn	Consultor independiente	Chile
Sandra Huenchuan	Sede subregional de la CEPAL en México	CEPAL
Fernando Lozano Ascencio	Universidad Nacional Autónoma de México	México
Cássio Maldonado Turra	Universidad Federal de Minas Gerais	Brasil
Ciro Martínez	Consultor independiente	Colombia
Robert McCaa	Universidad de Minnesota	Estados Unidos
Tim Miller	Consultor independiente	Estados Unidos
Verónica Montes de Oca	Universidad Nacional Autónoma de México	México
Abelardo Morales	Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO)	Costa Rica
Irene Palma Calderón	Instituto Centroamericano de Estudios Sociales y Desarrollo	Guatemala
Héctor Pérez Brignoli	Universidad de Costa Rica	Costa Rica
José Marcos Pinto da Cunha	Universidad Estadual de Campinas	Brasil
Jorge Rodríguez Vignoli	CELADE-División de Población de la CEPAL	CEPAL
Laura Rodríguez Wong	Universidad Federal de Minas Gerais	Brasil
Luis Rosero-Bixby	Universidad de California en Berkeley	Estados Unidos
Magda Ruiz	Consultora independiente	Colombia
María Marta Santillán	CONICET/Universidad Nacional de Córdoba	Argentina
Susana Schkolnik	Consultora independiente	Chile
Alejandra Silva	CELADE-División de Población de la CEPAL	CEPAL
Carolina Stefoni	Universidad Alberto Hurtado	Chile
Andras Uthoff	Consultor independiente	Chile
Miguel Villa	Consultor independiente	Chile
Brenda Yépez Martínez	Universidad Central de Venezuela	República Bolivariana de Venezuela
María Eugenia Zavala de Cosío	El Colegio de México	México

Publicación de las Naciones Unidas
Número de venta: S.21.II.G.12
LC/PUB.2021/16-P
ISSN: 0303-1829 (versión impresa)
Distribución: G
Copyright © Naciones Unidas, 2022
Todos los derechos reservados
Impreso en Naciones Unidas, Santiago
S.21-00517

Las denominaciones empleadas en los mapas de este documento y la forma en que aparecen presentados los datos que contienen no implican, de parte de la Secretaría de las Naciones Unidas, juicio alguno sobre la condición jurídica de países, territorios, ciudades o zonas, o de sus autoridades, ni respecto de la delimitación de sus fronteras o límites.

Esta publicación debe citarse como: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), *Notas de Población*, N° 113 (LC/PUB.2021/16-P), Santiago, 2022.

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse a la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), División de Documentos y Publicaciones, publicaciones.cepal@un.org. Los Estados Miembros de las Naciones Unidas y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Solo se les solicita que mencionen la fuente e informen a la CEPAL de tal reproducción.

Índice

Presentación	7
Anticoncepción entre adolescentes en Chile en 2018: la importancia del inicio sexual protegido y de una gama de métodos anticonceptivos amplia y diversa	11
<i>Jorge Rodríguez Vignoli</i>	
Análisis espacio-temporal de la evolución de los niveles de fecundidad en los municipios de México, 1970-2020	39
<i>Gerardo Núñez Medina</i>	
Evolución del diferencial por sexo de la mortalidad en la niñez según las principales causas de muerte	61
<i>Laura L. Rodríguez Wong, Juliana Vasconcelos de Souza Barros, Gabriela Marise de Oliveira Bonifácio</i>	
Mortalidad por COVID-19 en los municipios brasileños: análisis de los factores determinantes entre 2020 y 2021	95
<i>Luciana Correia Alves, Laetícia R. De Souza</i>	
Homicidios en América Latina y el Caribe: magnitud y factores asociados	119
<i>Héctor Hiram Hernández Bringas</i>	
Arreglos de convivencia y su contribución a la esperanza de vida a los 60 años y sus correspondientes años saludables	145
<i>Sarahí Rueda-Salazar, Cecilia Albala, Jeroen Spijker, Daniel Devolder</i>	
Año y medio de pandemia: años de vida perdidos debido al COVID-19 en México	171
<i>Beatriz Novak, Paola Vázquez Castillo</i>	
Perfil sociodemográfico y laboral de los inmigrantes interestatales indígenas en Quintana Roo (México), 1990-2020	193
<i>Yenni Mayerli Aguirre Barajas, María Félix Quezada Ramírez, José Alfredo Jáuregui Díaz</i>	
Orientaciones para los autores de la revista <i>Notas de Población</i>	217
Publicaciones recientes de la CEPAL	223

Presentación

Esta nueva entrega de *Notas de Población*, su número 113, ofrece a los lectores ocho artículos que abordan tres temas centrales: la fecundidad, la mortalidad y la migración interna. En el primer caso destaca un tema siempre relevante por sus consecuencias para los proyectos de vida de las mujeres, la fecundidad en la adolescencia y el papel de los métodos anticonceptivos, así como el problema de la evolución de los niveles de fecundidad a nivel subnacional en las últimas cinco décadas. En el segundo ámbito se han incluido la mortalidad infantil y la incidencia del COVID-19, en ambos casos con un análisis a nivel subnacional, un examen de los homicidios a nivel regional y un estudio de la esperanza de vida y los años saludables en tres países. Adicionalmente, se estiman los años de vida perdidos debido al COVID-19. En el último trabajo se estudia el perfil sociodemográfico y laboral de migrantes interestatales indígenas en México.

Este número se abre con el artículo sobre anticoncepción entre adolescentes en Chile, de Jorge Rodríguez Vignoli. El autor comienza presentando dos antecedentes clave sobre la temática: la pronunciada e inédita caída de la fecundidad adolescente en Chile desde el año 2008, acompañada de una persistente desigualdad socioeconómica, y la falta de fuentes actuales especializadas para estudiar el comportamiento reproductivo en adolescentes que permitan analizar el papel del uso de métodos anticonceptivos como variable intermedia. Se examinan tanto la combinación de los métodos usados por las personas adolescentes como su efecto en la probabilidad de tener hijos, sobre la base de la Encuesta Nacional de Juventud 2018. Los resultados apuntan a una mayor diversidad de métodos anticonceptivos entre adolescentes de menor nivel socioeconómico con respecto a otros niveles socioeconómicos, además de una relación clara entre el uso de métodos anticonceptivos modernos —y, en particular, de ciertas combinaciones de estos— y la probabilidad de haber tenido hijos. El estudio confirma la relación positiva entre el uso de protección en la primera experiencia sexual y la continuación del uso de esta, ratificando la importancia del uso de métodos anticonceptivos modernos y eficaces desde la primera relación sexual.

El artículo de Gerardo Núñez Medina se plantea el objetivo de analizar la evolución de los niveles de fecundidad en las últimas cinco décadas (1970-2020) en los 2.457 municipios de México, para lo que busca patrones espaciales, temporales o espacio-temporales que permitan definir conglomerados municipales con altos o bajos niveles de fecundidad, utilizando como indicador la tasa global de fecundidad. Para analizar la evolución, el autor utiliza seis modelos bayesianos espacio-temporales: un modelo clásico paramétrico, un modelo dinámico no paramétrico y cuatro modelos no paramétricos de interacción espacio-temporal. Los resultados señalan que, en 2020, el 36,8% de los municipios de México (principalmente urbanos) tenían niveles de fecundidad por debajo del reemplazo, aunque persistían desigualdades territoriales: los municipios rurales, que presentaban una falta de servicios y una distribución poblacional dispersa, mostraban rezagos importantes en

su fecundidad. A la luz de los resultados obtenidos, el autor concluye que la teoría de la difusión no parece sostenerse en términos de la importancia de la contigüidad espacial, sino más bien por cambios temporales.

En el siguiente artículo, las autoras Laura Rodríguez Wong, Juliana Vasconcelos de Souza Barros y Gabriela Marise de Oliveira Bonifácio abordan el tema de la evolución diferencial de la mortalidad de menores de 5 años en el Brasil y sus cinco grandes regiones (Norte, Nordeste, Sudeste, Sur y Centro-Oeste) entre 2000 y 2018. Ante la escasez relativa de estudios que profundicen en los cambios de los patrones de muerte en esas edades, las autoras se proponen delinear la tendencia de reducción diferencial por sexo y verificar si hay cambios en los patrones de causas de muerte que expliquen tal reducción, teniendo en cuenta las principales causas de muerte. Los resultados muestran diferencias en las transiciones de los niños y niñas de 0 a 1 año respecto de aquellos del grupo de 1 a 4 años. En el primer caso, la transición tendría tres etapas: i) un bajo diferencial de género en contextos de alta mortalidad de menores de 1 año; ii) la disminución paulatina de la mortalidad, que beneficia más las niñas, y iii) el mantenimiento de niveles bajos de mortalidad, que beneficia a los niños. Para el segundo caso, la mortalidad de 1 a 4 años, la situación es diferente: la alta mortalidad no parece discriminar por sexo, la disminución de la mortalidad beneficia más a los niños y la mortalidad a niveles mínimos no minimiza el diferencial por sexo. Esto revela la influencia perversa de las relaciones de género, puesto que los varones se ven más afectados.

Luciana Correia Alves y Laetícia R. de Souza son las autoras del trabajo sobre los factores determinantes de la mortalidad por COVID-19 en los municipios del Brasil. Este trabajo busca analizar las características de la población que más se relacionan con una alta tasa de mortalidad por COVID-19. Para ello, las autoras toman en cuenta lo señalado en la literatura existente sobre las variables asociadas al aumento de muertes por COVID-19: la gravedad de la enfermedad y su letalidad pueden deberse tanto a características intrínsecas de los infectados como a sus comorbilidades, estilo de vida y edad, entre otros factores. En el trabajo, se clasificaron las variables independientes a nivel municipal en cuatro bloques: infraestructura urbana, perfil sociodemográfico y económico, confinamiento y temperaturas ambientales, y salud. A partir de la estimación de modelos de regresión se obtuvieron los siguientes resultados: el aumento del número de camas de hospital y del nivel educativo se asociaba con una reducción de la mortalidad en los municipios. Las autoras subrayan la necesidad de contar con más información sobre los municipios afectados que permita diseñar medidas más eficaces frente al COVID-19.

En su trabajo sobre homicidios en América Latina y el Caribe, magnitud y factores asociados, Héctor Hiram Hernández Bringas sostiene que esta es la región del mundo donde ocurren más homicidios intencionales. A partir de información actualizada, examina los niveles y tendencias de esta causa de muerte y presenta algunas de las principales condiciones sociales que contribuyen a explicar la intensidad este fenómeno. Hernández observa que la delincuencia común y organizada, las pandillas juveniles y las características de la respuesta institucional han desempeñado un papel muy relevante en el incremento o la permanencia de elevados niveles de homicidio, en un contexto de pobreza, desigualdad,

falta de oportunidades y, particularmente, debilidad e inestabilidad política de algunos Estados. Señala que existen contextos de impunidad que hacen que el homicidio proliferen en los espacios públicos y privados. Asimismo, concluye que el alto nivel de homicidios no es propiamente un problema de la región entera, sino que se concentra en algunos países, con características específicas.

A continuación se presenta un artículo sobre arreglos de convivencia y su contribución a la esperanza de vida a los 60 años y sus correspondientes años saludables, elaborado por Sarahí Rueda-Salazar, Cecilia Albala, Jeroen Spijker y Daniel Devolder sobre la base de una investigación que compara España con Chile y Costa Rica. El propósito del trabajo es determinar la contribución de los arreglos de convivencia de las personas a su supervivencia y años de vida con buena salud en tres países con patrones similares de longevidad, aunque con realidades socioeconómicas algo diferentes. Los resultados indican que Costa Rica presenta la menor brecha de género en la esperanza de vida a los 60 años en comparación con los otros dos países; sin embargo, no se aprecia la misma ventaja en los años saludables a los 60 años, puesto que las mujeres mayores de este país tienen un menor porcentaje de años saludables que las mujeres mayores de Chile y España. En general, los distintos arreglos de convivencia producen un efecto variado en la esperanza de vida a los 60 años y en los años saludables según las estructuras familiares de las personas mayores en los países incluidos en el estudio. En Chile y España, la convivencia en pareja hace que la esperanza de vida de las personas de 60 años sea aproximadamente dos años mayor que la de las personas de la misma edad que residen en hogares unipersonales.

En el siguiente trabajo, Beatriz Novak y Paola Vázquez Castillo estiman los años potenciales de vida perdidos como consecuencia de las muertes por COVID-19 en México a un año y medio del comienzo de la pandemia. Los años potenciales de vida perdidos constituyen una medida de la carga que una determinada enfermedad representa para una sociedad: dimensionan la muerte en relación con los años que teóricamente ha dejado de vivir cada persona que falleció. A partir de datos de la Dirección General de Epidemiología de la Secretaría de Salud de México se estimó que entre el 18 de marzo de 2020 y el 17 de agosto de 2021 se registraron 3.123.252 casos positivos de infección por SARS-CoV-2 y 249.525 defunciones por esta causa, y se perdieron 4.989.194 años de vida, de los cuales el 61,1% correspondía a hombres. El promedio de años potenciales de vida perdidos por cada defunción para ambos sexos ronda las dos décadas, y en al menos un 90% de los estados más de la mitad de los años potenciales de vida perdidos se registraron entre hombres y mujeres menores de 60 años, lo que refleja una alta proporción de muertes a estas edades, al contrario de lo observado en los países europeos. Las estimaciones muestran diferencias importantes entre las entidades federativas de México. Estas diferencias en cuanto a los efectos de la infección por SARS-CoV-2 sobre la mortalidad resultan informativas de cara a la adopción de decisiones, tanto relativas a la salud pública como orientadas a disminuir la inequidad.

Finalmente, en el último artículo de este número, Yenni Mayerli Aguirre Barajas, María Félix Quezada Ramírez y José Alfredo Jáuregui Díaz estudian el perfil sociodemográfico y laboral de los inmigrantes interestatales hablantes de lengua indígena en Quintana Roo en

cinco años censales: 1990, 2000, 2010, 2015 y 2020. Aprovechando la identificación operativa de las poblaciones indígenas que brindan los censos de población en México, se constató que los habitantes de Quintana Roo eran principalmente inmigrantes (más de la mitad de la población cumplía esta característica) y que el estado presentaba la tasa de migración indígena más alta de México. Dichos inmigrantes indígenas provienen principalmente de estados contiguos a Quintana Roo y se dirigen a los municipios de Benito Juárez y Solidaridad, donde se ubican Cancún y Playa del Carmen, localidades que forman parte de la denominada Riviera Maya. En cuanto a su perfil sociodemográfico, los inmigrantes hablantes de lengua indígena presentan un rasgo masculinizado en casi todos los cortes de tiempo analizados, en contraste con los no hablantes de lengua indígena, entre quienes ha existido una tendencia al equilibrio entre los dos sexos. Por último, el perfil laboral tanto de los inmigrantes hablantes de lengua indígena como de los inmigrantes no hablantes de lengua indígena exhibe características que denotan una baja calificación.

Comité Editorial

Anticoncepción entre adolescentes en Chile en 2018: la importancia del inicio sexual protegido y de una gama de métodos anticonceptivos amplia y diversa

Jorge Rodríguez Vignoli¹

Recibido: 27/04/2021
Aceptado: 18/08/2021

Resumen

En Chile, la fecundidad en la adolescencia disminuyó fuertemente desde 2008, en concordancia con el aumento del uso de métodos anticonceptivos y la diversificación de estos métodos entre las personas adolescentes, incluidos los anticonceptivos reversibles de larga duración. Sin embargo, no hay información empírica actualizada sobre la forma en que se combinan los métodos ni sobre el efecto de los diferentes métodos, sus combinaciones o la continuidad de su uso sobre la reproducción en la adolescencia. La Novena Encuesta Nacional de Juventud 2018 muestra una relación clara entre el uso de métodos modernos (y de ciertas combinaciones, incluidos los anticonceptivos reversibles de larga duración) y la probabilidad de haber tenido hijos. También se verifica una relación positiva entre la iniciación sexual protegida y la continuidad del uso de métodos, lo que contribuye a fortalecer el efecto inhibitorio del uso de métodos modernos desde la primera relación sexual sobre el embarazo en la adolescencia.

Palabras clave: adolescentes, fecundidad, baja de la fecundidad, anticoncepción, uso de anticonceptivos, variables intermedias, igualdad de género, Chile.

¹ Asistente de Investigación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Correo electrónico: jorge.rodriguez@un.org.

Abstract

In Chile, adolescent fertility has fallen sharply since 2008, coinciding with the increase in contraceptive use and the diversification of contraceptive methods among adolescents, including long-acting reversible contraception. However, empirical data are lacking on how methods are combined and on the effect of the different methods, combinations of methods or continuity of use on adolescent pregnancy. The ninth national youth survey, conducted in 2018, shows a clear correlation between the use of modern methods (and of certain combinations, including long-acting reversible contraception) and the probability of having children. There is also a positive relationship between the start of protected sexual activity and continued use of methods, which strengthens the inhibitory effect of the use of modern contraceptives starting from the first sexual encounter on adolescent pregnancy.

Keywords: adolescents, fertility, fertility decline, contraception, contraceptive usage, intermediate variables, gender equality, Chile.

Résumé

Au Chili, la fécondité des adolescents a fortement diminué depuis 2008, ce qui va de pair avec une utilisation accrue de la contraception et la diversification des méthodes contraceptives chez les adolescents, notamment les contraceptifs réversibles à longue durée d'action. Il n'existe toutefois pas d'informations empiriques actualisées sur la manière dont les méthodes sont combinées ou sur l'effet des différentes méthodes, de leurs combinaisons ou de leur utilisation continue sur la reproduction des adolescents. La neuvième enquête nationale sur la jeunesse 2018 révèle qu'il existe une relation évidente entre l'utilisation de méthodes modernes (et de certaines combinaisons, notamment les contraceptifs réversibles à longue durée d'action) et la probabilité d'avoir des enfants. On observe également une relation positive entre l'initiation sexuelle protégée et l'utilisation continue des méthodes, ce qui contribue à renforcer l'effet inhibiteur de l'utilisation des méthodes modernes dès le premier rapport sexuel sur les grossesses adolescentes.

Mots clés: adolescents, fécondité, baisse de la fécondité, contraception, utilisation des contraceptifs, variable intermédiaire, égalité entre les sexes, Chili.

Introducción

Desde 1965 la fecundidad total de Chile ha disminuido de manera rápida, sistemática y marcada, al punto de que desde inicios del siglo XXI la tasa global de fecundidad (TGF) registra niveles por debajo de la tasa de reemplazo. La fecundidad en adolescentes, sin embargo, tuvo un comportamiento muy diferente hasta casi el final de la década de 2000. Después de un descenso en la década de 1970, tendió a la estabilidad y a fines de la década de 2000 su nivel todavía era dos tercios del observado a inicios de la década de 1960, mientras que la TGF era solo un tercio de la registrada a inicios de la década de 1960.

Esta resistencia a la baja cambió de forma drástica desde fines de la década de 2000, cuando la fecundidad en adolescentes comenzó a caer de forma brusca y sistemática. En el gráfico 1 se presenta su evolución entre 1950 y 2020². Entre 2008 y 2020 la tasa específica de fecundidad en adolescentes pasó de 57 por 1.000 a 15 por 1.000, una caída del 73% en solo diez años, lo que constituye un descenso sobresaliente a nivel mundial. Cabe destacar que la caída también se ha dado entre las menores de 15 años, un grupo que durante mucho tiempo había quedado invisibilizado estadísticamente, ya que los nacimientos de madres de estas edades se sumaban a la tasa específica de fecundidad en adolescentes y no se calculaba la tasa de 10 a 14 años. Esto fue corregido hace algún tiempo, habida cuenta de la particular gravedad que reviste la maternidad a edades tan tempranas y la visibilización de esta fecundidad precoz que se logró con el indicador 3.7.2 de los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS). Comoquiera que sea, durante casi dos décadas se registraron alrededor de 1.000 nacidos vivos cuya madre era una niña menor de 15 años³. Esa cifra se convirtió en una suerte de piso que parecía imposible traspasar. Pero durante la década de 2010 cayó rápidamente hasta llegar a 472 en 2017. De esa manera, la tasa de este grupo pasó de 1,8 por 1.000 en 1997 a 0,8 por 1.000 en 2017 (Rodríguez y Roberts, 2020).

Aunque esta caída ha sido generalizada, la tendencia de la desigualdad social de la reproducción en la adolescencia es objeto de debate, pues depende de los indicadores y fuentes que se utilicen (Rodríguez y Roberts, 2020). En cualquier caso, no cabe duda de que esta desigualdad existe y es elevada, aunque su magnitud varía en función de las decisiones metodológicas. En 2018, el indicador más básico (la desigualdad polar o entre extremos, que corresponde a la relación entre los grupos de más alto y más bajo nivel socioeconómico) llegaría a 6,7 si se considera el porcentaje de madres que incluye a todas las adolescentes en el denominador⁴. En el caso de los hombres, los niveles de paternidad son significativamente menores (total y por grupo socioeconómico), lo que puede deberse, entre otras posibles explicaciones, a la negación de la paternidad (sobre todo si no la han asumido), al hecho de que las mujeres no siempre comunican su paternidad a los hombres y a la diferencia de edad en las parejas heterosexuales con un solo miembro adolescente (madres adolescentes

² Basada en Rodríguez y Roberts (2020) hasta 2018. Las cifras de 2019 y 2020 aún no se han publicado y por ende no pueden considerarse oficiales. Es difícil que las de 2019 cambien, pero las de 2020 sí podrían hacerlo, como resultado del proceso de inscripción de nacimientos en curso, en validación y registros tardíos futuros.

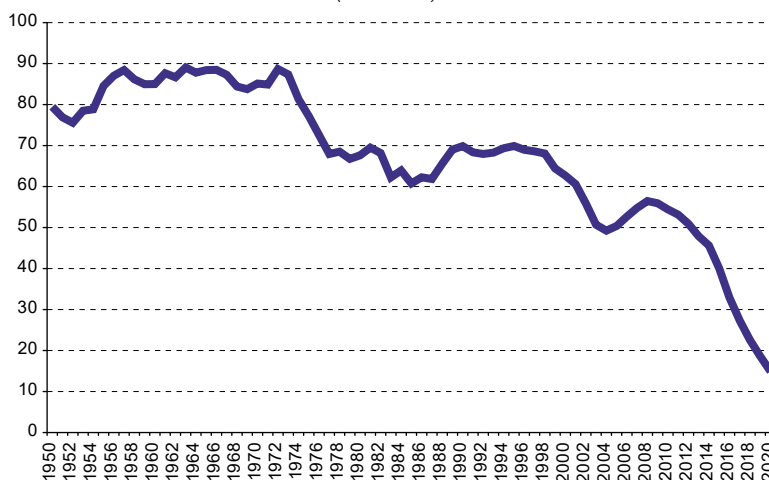
³ Véase [en línea] <https://www.ine.cl/estadisticas/sociales/demografia-y-vitales/nacimientos-matrimonios-y-defunciones>.

⁴ Bajaría a 3,8 si en el denominador se considera solo a las adolescentes sexualmente iniciadas, teniendo en cuenta el efecto de la desigualdad socioeconómica de esta variable intermedia sobre la desigualdad agregada de la maternidad en la adolescencia.

cuyas parejas tienen más de 19 años). Sin embargo, los niveles de la desigualdad polar son significativamente mayores, debido a la virtual ausencia de casos de paternidad entre adolescentes del grupo más acomodado de la clasificación presentada en el cuadro 1⁵.

Considerando esta acumulación de información empírica sólida sobre la magnitud y la velocidad de la caída de la fecundidad en adolescentes en Chile, y también sobre su pertinaz desigualdad socioeconómica, resulta procedente e interesante analizar en detalle el comportamiento anticonceptivo, la variable próxima que, según estudios previos (Rodríguez y Roberts, 2020), ha sido la clave de este proceso. La falta de fuentes especializadas sobre este particular se ha traducido en lagunas de conocimiento al respecto. Sin embargo, la Novena Encuesta Nacional de Juventud 2018 (INJUV, 2019a) capta alguna información relevante sobre estos temas, por lo que se utilizará para examinar la forma en que se están combinando los métodos anticonceptivos y el efecto de los diferentes métodos y sus combinaciones sobre la probabilidad de que los adolescentes tengan hijos. Además, se hará una aproximación a la dinámica de uso-continuación-descontinuación de métodos y su relación con la maternidad en la adolescencia y su desigualdad⁶.

Gráfico 1
Chile: tasas específicas de fecundidad en adolescentes, 1950-2020
(Por 1.000)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de J. Rodríguez y A. Roberts, "El descenso de la fecundidad adolescente en Chile: antecedentes, magnitud, determinantes y desigualdades", *Serie de Estudios*, N° 12, Santiago, Instituto Nacional de la Juventud (INJUV), 2020; proyecciones vigentes de población del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) para 2018, 2019 y 2020, y Ministerio de Salud, "Serie nacimientos", 2020 [base de datos en línea] https://informesdeis.minsal.cl/SASVisualAnalytics/?reportUri=%2Freports%2Freports%2Ffe61eccc5-9a7c-427c-85fc-9054e4003520§ionIndex=0&sso_guest=true&reportViewOnly=true&reportContextBar=false&sas-welcome=false.

⁵ Se ofrecen más detalles sobre esta clasificación y otras variantes en el marco metodológico de esta investigación.

⁶ Se advierte que se trata de una continuidad o discontinuidad entre dos acontecimientos (la primera y la última relación sexual) que incluso pueden coincidir en el tiempo en algunos casos (adolescentes que solo han tenido una relación sexual). En tal sentido, no es una continuidad exhaustiva o detallada como la que permiten las encuestas con más preguntas sobre la continuidad o discontinuidad del uso de anticoncepción. No obstante, es la única información que se tiene al respecto en el país.

Cuadro 1

Chile: porcentaje de adolescentes que han tenido hijos, por sexo y grupo socioeconómico recodificado, total e iniciados sexualmente, e indicadores de desigualdad socioeconómica del porcentaje que ha tenido hijos, 2019

(En porcentajes)

Población de referencia ^a	Porcentaje de madres y padres			Total	Desigualdad socioeconómica del porcentaje de madres y padres	
	Grupo socioeconómico (GSE) recodificado				E/(ABC1 + C2)	Mayor/(ABC1 + C2)
	ABC1 + C2	C3 + D	E			
Mujeres de 15 a 19 años	0,8	5,4	5,3	3,9	6,7	6,8
Hombres de 15 a 19 años	0,1	2,2	3,4	1,6	24,3	15,8
Mujeres de 15 a 19 años iniciadas sexualmente	2,6	10,5	9,6	8,1	3,8	4,1
Hombres de 15 a 19 años iniciados sexualmente	0,3	4,7	6,4	3,4	18,9	14,1

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de la Juventud (INJUV), “9na. Encuesta Nacional de Juventud” [en línea] <https://www.injuv.gob.cl/encuestanacionaldejuventud>.

Nota: Porcentaje sobre el total de casos, incluye la no respuesta. En la columna “Total” se incluye la categoría “no clasificables” en GSE recodificado. Cálculos debidamente ponderados.

^a Los casos muestrales son 1.452 mujeres de 15 a 19 años de edad (1.398 no madres y 54 madres) y 562 mujeres de 15 a 19 años iniciadas sexualmente (512 no madres y 50 madres; se pierden 4 casos por no respuesta a la consulta sobre iniciación sexual). Los casos muestrales de los hombres de 15 a 19 años de edad son 1.581 (1.561 no padres y 20 padres) y 687 hombres iniciados sexualmente (670 no padres y 17 padres; se pierden 3 casos por no respuesta a la consulta sobre iniciación sexual). La agrupación de la variable GSE permitió tener 5 o más casos en todas las celdas. En el caso de los hombres, los iniciados sexualmente son 687, de los cuales 17 declaran haber tenido al menos un hijo.

Para abordar estos temas, el texto se estructura en cuatro secciones. Se abordan en primer lugar los antecedentes y los elementos conceptuales que fundamentan las tres preguntas de investigación. Luego se esboza un breve marco metodológico en que se presentan fuentes, indicadores y procedimientos. A continuación, se despliegan, interpretan y discuten los principales resultados, organizados en torno a las tres preguntas orientadoras. Al final se presentan las principales conclusiones y los desafíos en materia de investigación y de política que se derivan de ellas.

A. Antecedentes y elementos conceptuales

La utilización de métodos anticonceptivos varía según la edad y suele ser menor entre adolescentes. También lo es la eficacia de su uso (Bradley y otros, 2019). Estos rezagos obedecen principalmente a dos fuerzas diferentes que se acentúan mutuamente.

Por una parte, están las denominadas “barreras de acceso a la anticoncepción” entre las que se encuentran las institucionales (por ejemplo, leyes, normas, reglamentos y protocolos) que excluyen o limitan el acceso de las personas adolescentes a la anticoncepción y las culturales (los preceptos, actitudes y prejuicios sociales que limitan o dificultan este acceso). Esto último puede deberse a que estas barreras culturales presuponen que las personas adolescentes no deberían tener actividad sexual, o porque se estima que tal actividad sexual

sería nociva o formaría parte de conductas inapropiadas, o porque esas personas no tienen el derecho a decidir sobre su sexualidad y el uso de anticonceptivos debido a su minoría de edad, su falta de madurez o el predominio de la voluntad de otros (en particular sus progenitores o adultos responsables). También existen barreras de acceso económicas y otras que se refieren a la formación de especialistas de salud, al funcionamiento de los servicios de salud y al enfoque del sistema educativo, que no se adecuan a las necesidades y especificidades de las personas adolescentes, o que, peor aún, las estigmatizan e incluso llegan a discriminarlas y maltratarlas si son sexualmente activas o solicitan anticoncepción (UNFPA, 2020; Rodríguez, Di Cesare y Páez, 2017; Robledo, 2014; Sadler y otros, 2010).

Por otra parte, el uso de anticonceptivos por parte de adolescentes también tiene especificidades, pues suele ser menos regular, oportuno y eficaz (Castle y Askew, 2015). Además, hay ciertos métodos populares en otras edades que no se aplican a este grupo. Estas condiciones se pueden denominar “barreras de desempeño anticonceptivo”. Los factores detrás de ambas barreras son complejos y cambiantes. Entre ellos están los que se enumeran a continuación (UNFPA, 2020; Brunet, Fernández-Theoduloz y López-Gómez, 2019; Rodríguez, Di Cesare y Páez, 2017; Cherry y Dillon, 2014; Robledo, 2014).

En el plano biológico, la condición corporal de la persona adolescente cambia abruptamente. Hay crecimiento y desarrollo físico y emocional. Las pulsiones sexuales devienen un asunto central, como objeto de deseo, como señal de identidad y como temática vital. Al mismo tiempo, las habilidades para manejar las situaciones sexuales y el uso de métodos anticonceptivos tienden a ser inferiores a otras edades debido a la falta de información, conocimiento y experiencia, así como al mayor grado de inmadurez e impulsividad (Robledo, 2014; Blum y otros, 2012; Dulanto, 2000). En materia psicosocial, el cambio acelerado aleja a las personas adolescentes de sus referentes de información y autoridad tradicionales, en particular los padres, y las acerca a sus pares, a referentes generacionales y a otras fuentes de narrativas, que se convierten en influencia clave, sin importar la calidad ni la pertinencia de sus mensajes (Brunet, Fernández-Theoduloz y López-Gómez, 2019; Cherry y Dillon, 2014; Breinbauer y Maddaleno, 2008).

En la esfera médica, por su edad (en particular el grupo de 15 a 19 años) los adolescentes tienden a quedar fuera del radar de la pediatría (en general, tampoco tienen mucho interés en ir al pediatra). Sin embargo, al no ser adultos, los internistas o médicos de adultos tampoco tienen el conocimiento, o más bien la experiencia, la capacitación y la sensibilidad, para tratarlos. Además, muchas de sus preocupaciones de salud tienen que ver con conductas y exposición a riesgos que no se enfrentan adecuadamente con el enfoque biomédico tradicional. Así, a falta de un trato médico especial, pueden quedar sin atención idónea (Ministerio de Salud, 2016; Robledo, 2014; Blum y otros, 2012; Sadler y otros, 2010).

En la dimensión cultural, la actividad sexual, la unión y la reproducción están entre los comportamientos más normados desde el punto de vista cultural. Históricamente han tendido a excluir a los menores de edad, entre ellos las personas adolescentes, del ejercicio aceptado socialmente de la sexualidad. De este modo también se niega su acceso a métodos anticonceptivos (Rodríguez, Di Cesare y Páez, 2017; Cherry y Dillon, 2014; Sadler y otros, 2010).

En términos programáticos, las personas adolescentes presentan mayor complejidad que el resto de la población en edad reproductiva en lo que respecta al acceso a anticoncepción. Además de las barreras culturales e institucionales antes mencionadas, los programas de planificación familiar, que han sido exitosos para las restantes edades, no parecen ser tan funcionales en el caso de las personas adolescentes. Esto se debe a que una parte importante y creciente de la actividad sexual está al margen de la unión (en el sentido demográfico del término) y de un plan de formar familia, aunque la mayoría se enmarque en una relación romántica de cierta duración (Bradley y otros, 2019; Ministerio de Salud, 2016 y 2018; OMS, 2018; Rodríguez, Di Cesare y Páez, 2017).

En lo que respecta a la diversidad, eficacia y continuidad del uso de métodos anticonceptivos, los métodos más usados por las mujeres adultas, entre ellos los anticonceptivos orales (pastillas o píldoras) y la esterilización, suelen utilizarse de forma menos eficaz o regular (anticonceptivos orales, condones) o directamente no son aplicables a adolescentes (esterilización) (OMS, 2018; Rodríguez, Di Cesare y Páez, 2017; Cherry y Dillon, 2014).

En lo que concierne a la desigualdad social de la reproducción en la adolescencia, ya expuesta en la introducción, entre sus causas está la desigualdad en el acceso y el uso eficaz y regular de anticonceptivos, así como en la diversidad de opciones, todo lo cual suele estar más al alcance de los grupos socioeconómicos acomodados. Además, la asociación entre desigualdad social y falta de oportunidades y proyectos de vida para las personas adolescentes de grupos desaventajados es relevante, ya que estas carencias pueden desincentivar la protección con anticonceptivos o incluso promover la maternidad en la adolescencia como opción ante la falta de alternativas (Pantelides, Geldstein y Domínguez, 1995). Desde luego, las desigualdades sociales de otras variables intermedias (actividad sexual-unión y aborto) también influyen en la desigualdad social de la reproducción en la adolescencia (Rodríguez y Roberts, 2020; Brunet, Fernández-Theoduloz y López-Gómez, 2019; Rodríguez, Di Cesare y Páez, 2017).

A la desigualdad de género se suman factores como la histórica subordinación de las mujeres, la doble moral para juzgar los comportamientos sexuales de hombres y mujeres, la imputación de la responsabilidad anticonceptiva a las mujeres y las asimetrías de poder dentro de las parejas. Puede tratarse de barreras de acceso y de desempeño anticonceptivo que son específicas de las mujeres o representan una sobrecarga unilateral para ellas. Estos factores las dejan en una posición de desmedro, que se manifiesta en toda su magnitud en las situaciones de embarazo y maternidad, cuando una parte de ellas debe asumir casi la totalidad de las responsabilidades de la crianza y, en muchos casos, en condiciones de ausencia del padre del bebé (Obach y otros, 2020; Brunet, Fernández-Theoduloz y López-Gómez, 2019; Rodríguez, Di Cesare y Páez, 2017; Sadler y otros, 2010).

Por todo lo anterior, se han implementado políticas y programas públicos dirigidos a eliminar las “barreras de acceso a la anticoncepción” y las “barreras de desempeño anticonceptivo” (Robledo, 2014; Sadler y otros, 2010). Los primeros intentos en ese sentido comenzaron en la década de 1990, pero se centraron en la prevención de enfermedades de transmisión sexual, en particular el sida. Por ello, se concentraron en la promoción del uso

del condón. Si bien este método tiene la ventaja de proteger también contra las infecciones de transmisión sexual (ITS), presenta la desventaja de tener una tasa de fallo no insignificante (Bradley y otros, 2019; Bongaarts, 2015) y con alto riesgo de discontinuidad, por su propia naturaleza desechable y la planificación o recordación “caso a caso” que implica.

Luego siguieron intervenciones más amplias y dirigidas de manera más clara y articulada a la reducción de la fecundidad en adolescentes y a la ampliación del acceso a la salud sexual y reproductiva, incluida la anticoncepción. Entre estas intervenciones destacan, en primer lugar, la implementación de los denominados “espacios amigables”, entre cuyas funciones se encuentra la de ofrecer consejería y también métodos anticonceptivos a adolescentes, así como la ampliación de la gama de métodos, para promover la denominada doble o múltiple protección, típicamente condón junto con uno o más métodos (CEPAL, 2019). En particular, los anticonceptivos reversibles de larga duración, como los implantes y los dispositivos intrauterinos (DIU) y otros de duración intermedia (como los inyectables y los parches hormonales), pueden ser muy eficaces entre adolescentes. Su uso podría modificar la situación histórica de menor prevalencia y menor desempeño del uso de anticoncepción entre esas personas (Gómez y otros, 2019). Por su parte, la píldora del día después o anticoncepción de emergencia es una alternativa particularmente útil para adolescentes, aunque en algunos países persistan limitaciones, sean relativas al acceso directo o a la confidencialidad de su acceso.

Estas intervenciones recibieron un impulso adicional con la aprobación del Consenso de Montevideo sobre Población y Desarrollo en 2013. En dicho consenso se acuerdan varias medidas prioritarias, en particular en su capítulo B, dirigidas a la prevención del embarazo en la adolescencia y a la garantía del acceso a la salud sexual y reproductiva y la anticoncepción libre, informada, oportuna, eficaz y confidencial (CEPAL, 2013). De hecho, en el primer informe regional sobre la implementación del Consenso de Montevideo sobre Población y Desarrollo (CEPAL, 2019) se subraya que la fecundidad y la maternidad en la adolescencia han disminuido en varios países de la región durante la década de 2010, y que esta situación se intensificó desde 2013, lo que se ratifica en las últimas cifras del indicador 3.7.2 de los ODS⁷.

Chile es uno de los países que han puesto en marcha acciones más decididas y duraderas para prevenir el embarazo en la adolescencia de manera acorde con los planteamientos del Consenso de Montevideo sobre Población y Desarrollo. En un estudio reciente (Rodríguez y Roberts, 2020) se presenta una síntesis de estas acciones y se muestra un marcado aumento de la anticoncepción desde fines de la década de 2000, una creciente diversificación de los métodos usados, en particular por un aumento de varios métodos modernos y anticonceptivos reversibles de larga duración, y una caída significativa de la fecundidad en adolescentes entre 2008 y 2018.

Sin embargo, aún no existen estimaciones conocidas del efecto que estarían teniendo los diferentes métodos, y en particular sus combinaciones, sobre la fecundidad en

⁷ Véase [en línea] <https://unstats.un.org/sdgs/unsdg>.

adolescentes. Hay estimaciones de la eficacia de cada método anticonceptivo y de algunas combinaciones, introducidas por Bongaarts en su modelo original (Bongaarts, 1982). Recientemente el mismo autor las actualizó para especificarlas por edad (Bongaarts, 2015). No obstante, se trata de estimaciones genéricas y promedios, que no distinguen según grupos socioeconómicos o sexo.

Por otra parte, uno de los conceptos clave en materia anticonceptiva es la continuidad del uso. Las brechas y soluciones de continuidad de la protección anticonceptiva generan ventanas de exposición al riesgo que pueden ser deseadas y planificadas, por ejemplo, por un plan de embarazo, o que pueden ser no deseadas y debidas a barreras de acceso, imposiciones de la pareja (una modalidad de violencia sexual) o por descuido, olvido, incomprensión o inhabilidad de quienes usan esos métodos. Comoquiera que sea, la discontinuidad no intencional del uso de métodos anticonceptivos puede desembocar en embarazos no deseados y fecundidad no deseada, lo que representa una vulneración abierta de los derechos sexuales y reproductivos. Por ello, esta discontinuidad es la que interesa a efectos de análisis y política.

La Novena Encuesta Nacional de Juventud 2018 capta alguna información relevante sobre estos temas y su procesamiento puede contribuir a responder esta pregunta, al menos de manera inicial. La hipótesis general es que el uso de anticoncepción en la primera relación sexual reduce el riesgo de tener hijos en la adolescencia, y que este efecto es diferenciado según el método anticonceptivo y las combinaciones de métodos que se utilicen. Se espera que estos efectos se mantengan, controlando otras variables intermedias y distales asociadas a las probabilidades de tener hijos en la adolescencia. Cabe esperar que la iniciación sexual con métodos anticonceptivos modernos, reveladora de una conducta preventiva y de autocuidado, se asocie a una continuidad del uso de esos métodos, lo que representa una segunda vía de efecto inhibitor sobre la fecundidad en la adolescencia.

B. Marco metodológico

La Novena Encuesta Nacional de Juventud 2018, encargada por el Instituto Nacional de la Juventud (INJUV) de Chile se aplicó a una muestra de 9.700 jóvenes (población de 15 a 29 años de edad) de ambos sexos. También incluyó una muestra y un cuestionario para adultos, que no se utilizarán en este estudio. Su diseño muestral es probabilístico y polietápico, siendo representativos sus resultados a nivel nacional, regional y por área urbana o rural. Su margen de error es de alrededor del 1% para resultados totales con varianza máxima, con un 95% de confianza. Su aplicación fue presencial, mediante una tableta electrónica para la recopilación de datos, y su duración fue de aproximadamente una hora para responder las 154 preguntas del cuestionario⁸.

⁸ Se puede encontrar más información sobre la encuesta, incluidos la base de datos y el cuestionario, en INJUV (2019b) e INJUV (s/f).

La Novena Encuesta Nacional de Juventud 2018 (INJUUV, 2018) contiene varios módulos. El módulo 8 (Pareja y familia) incluye, entre otros ítems, preguntas sobre la situación de pareja en el momento de la encuesta (pregunta P88)⁹. Este concepto va más allá de los estándares demográficos y comprende relaciones románticas sin convivencia (muchas de ellas con actividad sexual), típicas de la adolescencia. También se indaga sobre el número de hijos (pregunta P89), con lo que se puede identificar a los padres y madres adolescentes porque la consulta se hace para ambos sexos, y sobre la edad del hijo mayor (pregunta P90), que permite determinar la edad a la que se tuvo el primer descendiente. Por su parte, el módulo 13 (Salud sexual y reproductiva) contiene, entre otros ítems, preguntas sobre iniciación sexual (pregunta P117: “¿Te has iniciado sexualmente, es decir, has tenido relaciones sexuales con penetración?”) (pág. 60), edad del debut sexual (pregunta P120: “¿A qué edad tuviste tu primera relación sexual con penetración?”) (pág. 60), uso de anticonceptivos (pregunta P123: “¿Qué método(s) anticonceptivo(s) usaste tú o tu pareja en tu primera relación sexual?”) (pág. 61) y pregunta P125: “¿Qué método(s) anticonceptivo(s) usaste tú o tu pareja en tu última relación sexual?” (pág. 61), estas últimas con 14 opciones de métodos que admitían respuesta positiva o negativa)^{10 11}. Con estas dos últimas respuestas se pueden construir variables de prevalencia de uso de cada método anticonceptivo, así como variables de combinaciones y de cantidad de métodos utilizados, tanto en la primera como en la última relación sexual. En esta investigación se priorizarán indicadores de detección del uso o no uso de métodos anticonceptivos modernos (uno o más) y de combinaciones de métodos, incluida una que sea de uso exclusivo de métodos tradicionales, a fin de comparar el comportamiento y el desempeño con el no uso y el uso de métodos anticonceptivos modernos (uno o más y combinaciones específicas).

Todas estas consultas son una pequeña fracción del estándar de las fuentes especializadas (del tipo encuestas de demografía y salud como las Encuestas Demográficas y de Salud (EDS), Encuestas de Salud Reproductiva (ESR) o Encuestas de Indicadores Múltiples por Conglomerados (MICS)¹². En muchos casos su elaboración, articulación y poblaciones de referencia no calzan con los estándares especializados, pero sí permiten aproximaciones para responder las siguientes preguntas o hipótesis, con los respectivos procedimientos para hacerlo: i) ¿cuáles son las prevalencias de cada método anticonceptivo y de las combinaciones de métodos (con énfasis en los métodos modernos y en las combinaciones más prevalentes) entre adolescentes, según sexo

⁹ Pero no sobre la situación de pareja en el pasado.

¹⁰ Condón, dispositivo intrauterino (DIU), anticonceptivo oral, píldora del día después (anticonceptivo de emergencia), inyectables (hormonas), implantes subdérmicos (hormonas), coito interrumpido, métodos naturales (temperatura basal, método Billings, entre otros), esterilización femenina, esterilización masculina, anillo vaginal, parche anticonceptivo, condón femenino y “otros” métodos. Los únicos considerados no modernos son el coito interrumpido, los métodos naturales y “otros” (los dos primeros se clasifican como tradicionales o naturales).

¹¹ En estas secciones también se incluyen otras preguntas sobre el número de hijos deseados, embarazos no planificados y aborto, que se abordarán de manera sucinta en la sección final de este texto.

¹² Véanse las Encuestas Demográficas y de Salud (EDS) [en línea] <https://dhsprogram.com/>, las Encuestas de Salud Reproductiva (ESR) [en línea] <https://www.cdc.gov/reproductivehealth/global/tools/surveys.htm> y las Encuestas de Indicadores Múltiples por Conglomerados (MICS) [en línea] <https://mics.unicef.org/>.

y nivel socioeconómico¹³?, lo que se obtiene con porcentajes de uso por subgrupos debidamente ponderados; ii) ¿cuáles son los efectos de cada método anticonceptivo y de las combinaciones de métodos (con énfasis en las más prevalentes) sobre las probabilidades de haber tenido hijos entre las personas adolescentes?, lo que se obtiene mediante las estimaciones puntuales robustas de las razones de probabilidades (*odds ratios*) de regresiones logísticas binomiales de la maternidad en la adolescencia (porcentaje que ha tenido hijos, dividido por (1 - porcentaje que no ha tenido hijos), y iii) ¿cuál es la relación entre el uso de métodos anticonceptivos en la primera y última relación sexual (como medida de continuidad o discontinuidad de uso de estos métodos), y cuál es el efecto de esta dinámica sobre las probabilidades de haber tenido hijos entre las personas adolescentes?, lo que se obtiene mediante las estimaciones puntuales robustas de las razones de probabilidades de regresiones logísticas binomiales de la maternidad en la adolescencia (porcentaje que ha tenido hijos, dividido por (1 - porcentaje que no ha tenido hijos).

1. Siete puntos metodológicos finales

En primer lugar, para la medición de la desigualdad se usará la variable de grupo socioeconómico (GSE) incluida en la base de datos de la Encuesta Nacional de Juventud¹⁴. Se trata de una variable estándar de los estudios de mercado en Chile¹⁵. En una revisión somera del perfil de los grupos, en general se comportan según lo previsto en el plano socioeconómico, aunque, como se verá, deparan algunas sorpresas en el plano reproductivo. Cabe mencionar que, en algunos casos, sobre todo cuando se examina la tenencia de hijos (maternidad o paternidad en la adolescencia), se usan clasificaciones recodificadas (GSE recodificado) solo en tres grupos para permitir que todos tengan casos de maternidad o paternidad. En otros casos, para lograr esto se suma el número 20 a los cálculos de edad (el resto de los cálculos de esta investigación corresponde a la edad de 15 a 19 años).

En segundo lugar, la cantidad teórica de posibles combinaciones de métodos anticonceptivos es enorme (14 preguntas de respuesta independiente, con tres categorías de cada una: “sí uso”, “no usó” y NS-NR), la cantidad observada es grande y la cantidad de categorías con más de un 1% de menciones no es menor. Dado lo anterior, para facilitar y dirigir la interpretación, los resultados se referirán primero a los métodos modernos como un todo y luego a las combinaciones de métodos más usados, a saber, aquellos con prevalencias superiores al 5%, sea en hombres o mujeres.

¹³ Para la clasificación socioeconómica de los hogares donde habitan las personas encuestadas, se utilizó el modelo original de la Asociación Europea para la Investigación de Opinión y de Mercados, que calcula el grupo socioeconómico (GSE) del hogar en función de dos variables: i) la profesión o trabajo del principal sostenedor del hogar, y ii) su nivel educacional. Cuando no se obtuvo información suficiente para hacer la clasificación del GSE a partir de la utilización del modelo de la Asociación Europea para la Investigación de Opinión y de Mercados, el GSE del hogar se declara como “No calculable”. Esto ocurrió en 442 casos en la muestra de jóvenes, y en 34 casos en la muestra de adultos. “Para efectos de nomenclatura, se refiere a ‘Grupo Socioeconómico’ o ‘GSE’ al hablar de los cinco grupos resultantes de la metodología recién citada: ABC1, C2, C3, D y E. Asimismo, se refiere a ‘Nivel Socioeconómico’ o ‘NSE’ al hablar de la agrupación de los anteriores grupos de la siguiente forma: alto (ABC1), medio (C2 y C3) y bajo (D y E)” (INJUV, 2019b, pág. 34).

¹⁴ Se hicieron los mismos cálculos y pruebas estadísticas con otra variable de segmentación social disponible en la base de datos, a saber: el nivel educativo. Los resultados obtenidos no variaron de forma significativa, por lo que se decidió por parsimonia solo usar el GSE.

¹⁵ Véase [en línea] <https://www.anda.cl/estudios-akc/>.

En tercer lugar, el análisis del efecto de los métodos anticonceptivos sobre la reproducción se centrará en el uso de métodos en la primera relación sexual, salvo en el caso de la continuidad de uso, en que también se considera el uso de métodos anticonceptivos en la última relación sexual. El hecho de que se preste especial atención al debut sexual tiene explicaciones de política y también metodológicas, porque está bien documentado que el uso en la última relación sexual puede tener una relación causal inversa con las probabilidades de haber tenido hijos entre adolescentes, y debido a ello pueden obtenerse coeficientes contraintuitivos que no cabe sobreinterpretar (Rodríguez y Roberts, 2020; Rodríguez, Di Cesare y Páez, 2017).

En cuarto lugar, los procesamientos se efectuaron con el paquete estadístico Stata 15 y todos los resultados fueron debidamente ponderados, considerando el diseño muestral de la encuesta, lo que permitió contar con errores estándares robustos para los coeficientes de las regresiones logísticas y con intervalos de confianza robustos para las estimaciones puntuales.

En quinto lugar, en algunos cálculos se consideran otras variables intermedias como la actividad sexual y la unión. Respecto de la primera, la atención especial que se presta al uso de anticonceptivos obliga a centrarse en las personas adolescentes iniciadas sexualmente y por ello se usará la variable de la edad de iniciación sexual. Respecto de la unión, está documentado que su relación con la fecundidad sigue siendo altamente significativa (Rodríguez y Roberts, 2020). Sin embargo, la propensión a unirse en la adolescencia ha descendido y, además, la unión presenta una potencial relación causal inversa con la fecundidad (adolescentes que se unen debido a un embarazo o a que han tenido un hijo). Ambos fenómenos sugieren la conveniencia de no sobreinterpretar esta relación y de incluir la variable de la unión, que además no mide la situación de unión en el pasado, y funciona de manera selectiva y básicamente como control.

En sexto lugar, frente a las distinciones y complejidades de la continuidad o discontinuidad de uso de métodos anticonceptivos, la Encuesta Nacional de Juventud resulta una fuente muy limitada porque solo puede captar una continuidad del uso de los métodos que es muy aproximada e imprecisa. Se trata de aquella que hay entre el uso de métodos anticonceptivos en la primera y la última relación sexual. A las limitaciones que implica tener una continuidad dicotómica (sí-no, aunque el “no” tenga alternativas, como se verá) y no gradientes, se agrega que tampoco se puede estimar el tiempo de esta continuidad, ya que es imposible situar temporalmente la última relación sexual¹⁶. Esto último tiene un efecto colateral, dado que no es posible saber si la última relación sexual es diferente de la primera. Por ende, tampoco se puede saber si realmente tiene sentido considerar el uso en ambas como una medida de continuidad. Sin embargo, ante la falta de opciones y alternativas, se usará esa combinación para generar un indicador de continuidad con las siguientes categorías: i) no usó en ambas ocasiones o discontinuidad permanente; ii) usó en el primer coito, pero no en la última relación sexual o discontinuidad parcial hacia adelante; iii) no usó en el primer coito, pero sí en la última relación sexual o discontinuidad parcial hacia atrás, y iv) usó en ambas ocasiones.

En séptimo lugar, las variables utilizadas tienen limitaciones importantes, pero no hay fuentes alternativas para realizar estos análisis en Chile. Solo existen algunas encuestas

¹⁶ La primera sí puede situarse.

de salud que incluyen consultas sobre anticoncepción (Rodríguez y Roberts, 2020), pero la muestra de adolescentes es mucho menor que la de la Encuesta Nacional de Juventud y sus resultados son menos confiables. Con todo, está previsto utilizar esas encuestas en el futuro para complementar el presente análisis.

C. Resultados

1. **¿Cuáles son las prevalencias de cada método anticonceptivo y de las combinaciones de métodos anticonceptivos (con énfasis en los modernos y en las combinaciones más prevalentes) entre adolescentes, según sexo y nivel socioeconómico?**

En el cuadro 2 se muestra que el porcentaje de adolescentes iniciados sexualmente que usaron un método anticonceptivo moderno en su primera relación sexual en Chile es alto y supera el 80%. La cifra es algo mayor en el caso de las mujeres. Los adolescentes tienen relaciones más bien erráticas con la edad, parciales con el grupo socioeconómico (no se verifica el gradiente típico de mayor uso a mayor nivel socioeconómico, salvo por el grupo de menor nivel socioeconómico (E), que sí registra la menor prevalencia de uso). El uso de métodos anticonceptivos es más frecuente entre adolescentes que se inician sexualmente después de los 15 años, lo que da a entender que las iniciaciones precoces tienden a estar menos protegidas y, por ende, ser más riesgosas.

Ahora bien, todas estas relaciones son bivariadas y carecen de una prueba estadística estándar que sintetice su intensidad y significación. Por ello, en el cuadro 3 se presentan los resultados de la regresión logística de las mismas variables del cuadro 2. Se ratifica la mayor propensión al uso de métodos anticonceptivos modernos en el primer coito entre las mujeres, aunque la razón de probabilidades solo es significativa con un nivel de confianza del orden del 90% y no del 95% como es el estándar y el valor que se utiliza en esta investigación. La edad, desperfilada en la relación bivariada, deviene significativa e inversa (razón de probabilidades inferior a 1). Ello implica que, entre adolescentes, el uso de métodos anticonceptivos modernos en la primera relación sexual tiende a reducirse con la edad, lo que parece ser resultado de prevalencias inferiores a la media entre quienes tienen 18 y 19 años, como se aprecia en el cuadro 2 de relaciones bivariadas. Ahora bien, como se trata del uso de métodos anticonceptivos en la primera relación sexual, un factor más importante que la edad actual es la edad a la que la persona se inició sexualmente. El cuadro 3 ratifica la relación positiva con el uso de métodos anticonceptivos en el primer coito, con lo que se reitera que las relaciones más tempranas tienden a estar menos protegidas y, por ende, ser más riesgosas. Por último, el nivel socioeconómico confirma su falta de relación significativa con el uso de métodos anticonceptivos modernos en la primera relación sexual. Esta situación ya se había detectado en análisis de otras Encuesta Nacional de Juventud de Chile (Rodríguez y Roberts, 2020), pero se aparta del patrón de desigualdad social típico del debut sexual protegido y, por ende, requiere mayor análisis.

Cuadro 2

Chile: uso de anticoncepción moderna en la primera relación sexual, por sexo, edad, grupo socioeconómico (GSE) y edad de iniciación, población de 15 a 19 años, 2018

Variables	Categorías	Proporción	Error estándar	Intervalo de confianza (95%)	
Adolescentes	15 a 19 años	0,83	0,01	0,80	0,86
Sexo	Hombre	0,81	0,02	0,78	0,85
	Mujer	0,85	0,02	0,81	0,89
Edad (en años)	15	0,89	0,05	0,79	1,00
	16	0,77	0,05	0,67	0,86
	17	0,90	0,02	0,85	0,95
	18	0,83	0,03	0,78	0,89
	19	0,81	0,02	0,77	0,86
GSE	ABC1	0,83	0,05	0,73	0,94
	C2	0,86	0,03	0,80	0,93
	C3	0,81	0,03	0,76	0,87
	D	0,82	0,02	0,77	0,87
	E	0,76	0,07	0,63	0,89
Edad de iniciación sexual (en años)	11	0,80	0,11	0,58	1,02
	12	0,70	0,11	0,49	0,91
	13	0,67	0,07	0,54	0,81
	14	0,75	0,04	0,67	0,83
	15	0,83	0,03	0,78	0,89
	16	0,91	0,02	0,87	0,95
	17	0,88	0,03	0,83	0,94
	18	0,90	0,04	0,82	0,98
	NS-NR	0,51	0,13	0,25	0,77

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de la Juventud (INJUV), "9na. Encuesta Nacional de Juventud" [en línea] <https://www.injuv.gob.cl/encuestanacionaldejuventud>.

Respecto de los métodos por separado (considerando solo los que registran un 5% o más de prevalencia en al menos un sexo, a saber: condón, anticonceptivos orales, anticoncepción de emergencia, inyectables, implante y coito interrumpido), en el cuadro 4 se sintetizan los coeficientes de la regresión logística binomial sobre el uso (o no) de cada uno de estos métodos en el primer coito. Se utilizan las mismas variables condicionantes de la regresión logística anterior y se extraen al menos tres conclusiones. En primer lugar, las distinciones por sexo son estadísticamente significativas solo en el caso de los anticonceptivos inyectables, porque su uso está mucho más extendido entre las mujeres. De cualquier manera, las diferencias entre sexos de todos los métodos anticonceptivos, no solo los inyectables, podrían ser mayores, a causa de la pregunta formulada. En efecto, la pregunta P123 (véase el marco metodológico) se refiere al uso de la persona encuestada y su pareja. Esto es correcto en términos de protección, pero genera confusión sobre quién realmente usó anticoncepción, lo que permite introducir la distinción entre usuarios activos y pasivos de métodos anticonceptivos, es decir, quién aplica un método a su cuerpo (usuario activo) y quién se protege por el hecho de que ese usuario haya utilizado un método (usuario pasivo).

Cuadro 3
**Regresión logística del uso de métodos anticonceptivos
 modernos en la primera relación sexual**

Variables	Razones de probabilidades (odds ratios)	Error estándar robusto	z	P > z	Intervalo de confianza (95%)	
Mujer	1,4573	0,3168	1,7300	0,0830	0,9518	2,2313
Edad	0,7993	0,0790	-2,2700	0,0230	0,6585	0,9702
Edad primer sexo	1,4396	0,1032	5,0800	0,0000	1,2510	1,6567
ABC1	Referencia					
C2	1,3779	0,6966	0,6300	0,5260	0,5116	3,7113
C3	1,1128	0,4980	0,2400	0,8110	0,4630	2,6750
D	0,9841	0,4301	-0,0400	0,9710	0,4179	2,3176
E	0,6948	0,3869	-0,6500	0,5130	0,2333	2,0694
No calculable	3,0018	2,3651	1,4000	0,1630	0,6408	14,0618
Constante	0,8909	1,5017	-0,0700	0,9450	0,0327	24,2449

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de la Juventud (INJUV), "9na. Encuesta Nacional de Juventud" [en línea] <https://www.injuv.gob.cl/encuestanacionaldejuventud>.

Nota: Se excluye la no respuesta en el caso de la edad de iniciación sexual.

En segundo lugar, reaparece una relación estadísticamente significativa entre la edad de iniciación sexual y el uso del condón en ambos sexos¹⁷. En el mismo sentido, el uso de condón tiende a aumentar en debuts sexuales más tardíos, lo que no parece sorprendente, dado lo que se indicó en los antecedentes sobre la maduración psicológica de las personas adolescentes, y las barreras de acceso a la anticoncepción que suelen ser mayores cuando las iniciaciones son más tempranas. Lo anterior también es compatible con los coeficientes inversos estadísticamente significativos que registran la anticoncepción de emergencia (solo hombres) y el coito interrumpido (solo total), pues ambos métodos anticonceptivos revelan limitaciones de acceso a métodos anticonceptivos modernos (en el caso del coito interrumpido), o no uso de un método *in situ* o fallo del método utilizado (en el caso de la anticoncepción de emergencia), todo lo cual es menos probable en iniciaciones sexuales más tardías. En cambio, los coeficientes inferiores a 1 en el caso del implante sí son llamativos y sugerentes¹⁸. El comienzo de la actividad sexual con anticonceptivos reversibles de larga duración, como el implante, no es la opción más frecuente, por ser invasiva y requerir planificación (o al menos una declaración de intenciones) por parte de la persona adolescente. Sin embargo, sí puede ser una opción pertinente para personas

¹⁷ La edad se desestima como variable de interés y solo se considera como control en la regresión, debido a la preeminencia de la edad de la primera relación sexual, que sí tiene una heurística clara en la relación, porque el uso de métodos anticonceptivos en el primer coito se relaciona naturalmente con la edad a la que se produjo este evento y no con la edad actual.

¹⁸ Estadísticamente significativo en el caso de las mujeres menores de 20 años (razón de probabilidades = 0,7107853), lo que no aparece en el cuadro 4, porque el coeficiente allí expuesto se refiere al grupo de 15 a 24 años (véase la nota a del cuadro 4).

adolescentes de corta edad “anticipatorias”, es decir, que ya expresan interés en iniciar la actividad sexual y están de acuerdo con la colocación del implante, y los equipos de salud también lo estiman procedente. De hecho, los protocolos actuales sobre la materia en Chile reconocen e incluso promueven esta opción, en particular en el caso de las adolescentes con “intención de conducta anticipadora” (Ministerio de Salud, 2016, pág. 28)¹⁹.

En tercer lugar, se detectan varias relaciones estadísticamente significativas con el GSE, aunque sobresale el caso de los inyectables, con probabilidades entre seis y diez veces mayores en los estratos bajos respecto del grupo ABC1 (de referencia). Con los implantes ocurre algo parecido, aunque los coeficientes no logran significación estadística con el nivel de confianza tradicional (95%). En todo caso, esto se puede deber al uso de un grupo de edad más amplio, porque entre el grupo de 15 a 19 años no hay casos de adolescentes del estrato ABC1 que hayan debutado sexualmente usando implante. De esta manera a la autoselección de “riesgo” se le suma la autoselección social (“bajo nivel socioeconómico”, en parte interactiva con la anterior). Por otro lado, los anticonceptivos orales también registran más probabilidades entre los grupos diferentes al ABC1, aunque sin lograr significación estadística. El condón, en cambio, presenta menores probabilidades de uso en el primer coito en los grupos diferentes al ABC1. Resulta estadísticamente significativo el grupo E (total), con solo un tercio de las probabilidades que tiene el grupo ABC1. Por último, el coito interrumpido difiere mucho entre los hombres y las mujeres, pues en estas tiende a ser más frecuente en los grupos distintos al ABC1, aunque solo alcanza significación en el caso del grupo “no clasificable”, mientras que en los hombres es menos frecuente entre los grupos distintos a ABC1 (relación estadísticamente significativa en tres grupos, además). Así, a diferencia de lo observado con el uso no genérico de métodos anticonceptivos modernos en el primer coito, al examinar los métodos más comunes se plantean algunos contrapuntos socioeconómicos, más que una desigualdad sistemática y masiva. Estos contrapuntos se agudizan en la comparación entre hombres y mujeres, lo que sugiere una interacción entre las desigualdades sociales y de género.

¹⁹ “[Adolescentes] que no han iniciado actividad sexual coital o penetrativa, pero con intención de cambiar la conducta sexual dentro de los próximos seis meses” (Ministerio de Salud, 2016, pág. 28), en cuyo caso la Guía práctica del Ministerio de Salud hace varias sugerencias, para la segunda reunión de consejería, entre ellas: “compartir información sobre las ITS más comunes, formas de transmisión y conductas preventivas. Reforzar la importancia del uso correcto y consistente del condón. Compartir información sobre el condón y métodos anticonceptivos, acerca de los tipos, incluyendo y fomentando los métodos de larga duración, sus características, mecanismo de acción y efectos secundarios” (Ministerio de Salud, 2016, pág. 29).

Cuadro 4
**Regresión logística del uso de métodos anticonceptivos modernos en la primera
relación sexual y variables sociodemográficas, población de 15 a 19 años**
(En razones de probabilidades (odds ratios))

Variables	Condón			Anticonceptivo oral			Inyectable			Implante			Anticoncepción de emergencia			Coito interrumpido		
	Total	Hombre	Mujer	Total	Hombre	Mujer	Total	Hombre	Mujer	Total	Hombre	Mujer	Total	Hombre	Mujer	Total	Hombre	Mujer
Mujer	0,86	No aplica		1,35	No aplica		3,22	No aplica		1,22	No aplica		0,860	No aplica		0,96	No aplica	
Edad	0,71	0,79	0,62	0,88	0,81	0,99	1,02	1,14	0,95	2,12	1,07	0,93	1,030	1,08	0,88	1,07	1,10	0,96
Edad del primer coito ^a	1,33	1,36	1,32	1,13	1,03	1,22	0,90	0,86	0,94	0,74	0,82	0,87	0,82	0,79	1,01	0,78	0,80	0,82
ABC1	Referencia			Referencia			Referencia			Referencia			Referencia			Referencia		
C2	0,98	1,28	0,39	0,86	0,81	2,14	2,19	3,38	2,58	0,44	Una o más categorías sin casos	0,80	1,60	1,44	1,64	0,84	0,85	1,78
C3	0,89	1,07	0,39	1,20	1,05	3,22	3,21	1,93	7,38	2,56		2,84	1,28	1,39	1,20	0,53	0,40	3,43
D	0,64	0,78	0,28	0,96	0,68	3,04	3,63	1,68	9,05	1,26		2,75	1,48	0,83	1,62	0,74	0,42	4,19
E	0,33	0,29	0,16	0,79	1,22	1,46	3,12	1,09	7,33	1,24		2,19	1,06	0,63	1,05	0,21	0,88	1,74
No calculable	1,08	0,90	0,91	0,82	0,51	2,81	8,30	9,02	12,37	1,62		5,31	0,23	0,29	0,46	0,79	0,10	10,96
Constante	30,5	2,68	762,13	0,37	10,00	0,01	0,02	0,03	0,24	0,04	0,26	0,94	0,86	0,89	0,46	1,24	0,74	0,71

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de la Juventud (INJUV), "9na. Encuesta Nacional de Juventud" [en línea] <https://www.injuv.gob.cl/encuestanacionaldejuventud>.

Nota: En el caso del implante y la anticoncepción de emergencia para mujeres, la regresión corresponde a la población de 15 a 24 años para permitir que todos los grupos socioeconómicos tuvieran casos. Lo mismo ocurre en el caso del coito interrumpido para los hombres.

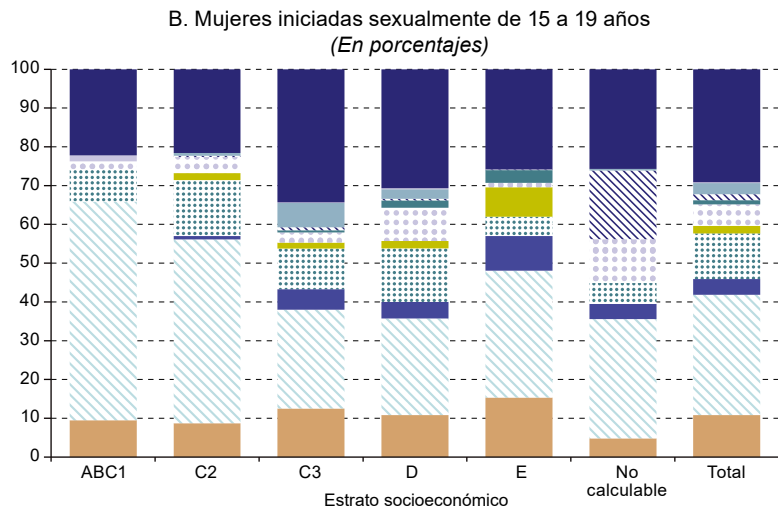
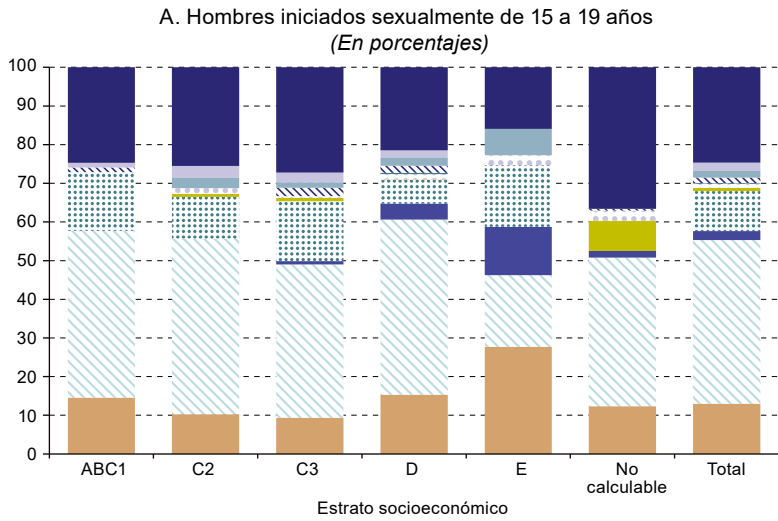
^a Se excluye la no respuesta en el caso de la edad de iniciación sexual.

Los resultados anteriores tienen una limitación importante pues, al corresponder a cada método por separado, en la categoría negativa de la variable condicionada se mezclan situaciones muy diferentes, en particular las de quienes no utilizaron ningún método anticonceptivo en el primer coito, por un lado, y las de quienes utilizaron uno o unos métodos diferentes al considerado en la regresión. Para buscar una solución al problema anterior, un primer paso está en el gráfico 2 (subgráficos 2A y 2B), en que se presentan las combinaciones de métodos anticonceptivos usadas en el primer coito del grupo de 15 a 19 años. Se trata de las ocho combinaciones de mayor frecuencia, incluido el uso de un solo método anticonceptivo, el no uso de un método anticonceptivo, y todas las combinaciones restantes en una categoría residual, con diez categorías en total.

Los resultados se presentan separados por sexo, porque las distribuciones de la variable construida “combinaciones de métodos anticonceptivos al primer coito” difieren entre ellos ($\chi^2 = 37,6770$ con valor $p < 0,000$). Un primer hallazgo es que hay una asociación estadísticamente significativa entre el GSE y la combinación de métodos ($\chi^2 = 74,1511$, valor $p < 0,015$) que se debe en gran medida al contrapunto entre una gran concentración en solo condón y doble protección condón-anticonceptivo oral en el grupo más acomodado (ABC1) y una mayor diversidad en el resto. Esto responde a la figuración de inyectables, implantes, anticoncepción de emergencia y DIU, sea de uso exclusivo o con doble protección por el uso adicional de condón. También se verifica un contrapunto en la iniciación sexual desprotegida, que es mayor en los grupos socioeconómicos desaventajados. Resulta llamativo que el estrato ABC1 no es el de menor nivel de iniciación desprotegida. Ahora bien, al segmentar por sexo, la significancia estadística se pierde (con χ^2), pero los gráficos (calculados con población debidamente expandida) mantienen el patrón anterior: poca diferencia en el no uso (con la excepción del grupo E, el más pobre, que presenta un mayor porcentaje, sobre todo en hombres) y claro contraste entre concentración en condón exclusivo y doble protección condón-anticonceptivo oral en los estratos más acomodados (incluido C2), por una parte, y prevalencias más diversificadas en los otros estratos.

En síntesis, los resultados sugieren que la aparente homogeneidad socioeconómica de la iniciación sexual protegida se diluye parcialmente al considerar las combinaciones de métodos anticonceptivos. No obstante, la heterogeneidad que emerge es más compleja que el tradicional gradiente socioeconómico de protección creciente con el nivel socioeconómico. Cabe entonces pasar a la segunda interrogante de esta investigación.

Gráfico 2
Chile: estructura relativa de la combinación de métodos anticonceptivos en el primer coito, hombres y mujeres iniciados sexualmente de 15 a 19 años de edad, según estrato socioeconómico, 2018



- Todas las otras combinaciones
- ▨ Solo tradicional
- ▩ Solo condón e implante
- ▧ Solo condón y anticonceptivo oral (píldora)
- ▦ Solo condón
- Ningún método
- Solo no sabe (NS) – no responde (NR)
- ▨ Solo condón e inyectable
- Solo implante
- Solo anticonceptivo oral (píldora)
- Solo inyectable

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de la Juventud (INJUV), “9na. Encuesta Nacional de Juventud” [en línea] <https://www.injuv.gob.cl/encuestanacionaldejuventud>.

2. ¿Cuáles son los efectos de cada método anticonceptivo y de las combinaciones de métodos (con énfasis en los modernos y en las combinaciones más prevalentes) sobre las probabilidades de haber tenido hijos entre las personas adolescentes?

Los coeficientes de las regresiones logísticas de la condición de madre que se exponen en el cuadro 5 permiten obtener una primera cuantificación del efecto de las “edades” sobre la probabilidad de haber tenido un hijo²⁰. Como es de esperar, se trata de relaciones significativas porque ambas se vinculan directamente con el tiempo de exposición al riesgo. Así, cada año adicional de edad entre los 15 y los 19 duplica, en promedio, la probabilidad de ser madre, mientras que cada año de postergación de la iniciación sexual (desde la iniciación a los 11 años, que es la mínima en la muestra) reduce esta probabilidad en un 50%.

Cuadro 5
Regresión logística de la condición de madre y variables socioeconómicas e intermedias seleccionadas, mujeres de 15 a 20 años

Variables	Razones de probabilidades (<i>odds ratios</i>)			
Edad	2,07	2,17	2,07	2,13
Edad en el primer coito	0,53	0,53	0,54	0,52
Grupo socioeconómico (ABC1 = referencia)				
C2		7,21	7,21	7,68
C3		14,31	12,66	15,71
D		38,82	36,45	43,59
E		26,02	24,12	31,71
No calculable		13,29	10,90	17,19
Usó un método anticonceptivo moderno en el primer coito (No = referencia)			0,32	
Combinación de métodos anticonceptivos en el primer coito (No usó = referencia)				
Solo condón				0,33
Solo anticonceptivo oral (píldora)				0,08
Solo condón y anticonceptivo oral (píldora)				0,57
Solo inyectable				0,16
Solo condón e inyectable				0,40
Solo implante				0,16
Solo condón e implante				
Solo No sabe (NS) – No responde (NR)				0,48
Solo naturales				0,96
Todas las otras combinaciones				0,20
Constante	0,00	0,00	0,00	0,00

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de la Juventud (INJUV), “9na. Encuesta Nacional de Juventud” [en línea] <https://www.injuv.gob.cl/encuestanacionaldejuventud>.

²⁰ El análisis se concentra en las mujeres y se amplió la población de referencia hasta la edad de 20 años para tener una cantidad suficiente de madres, sobre todo en el grupo socioeconómico más acomodado (ABC1).

Al ampliar el modelo e incluir el grupo socioeconómico, todos los grupos registran probabilidades mucho mayores que el de referencia (más acomodado, ABC₁). Pese a la magnitud de las razones de probabilidades, solo las de los grupos C₃, D y E son estadísticamente significativas, con un 95% de confianza. Los coeficientes no siguen una tendencia sistemática y, de hecho, alcanzan su mayor valor en el grupo D y no en el E, lo que se aparta de lo esperado teóricamente (que en principio es una relación inversa y más bien lineal entre el nivel socioeconómico y la probabilidad de ser madre). No obstante, ese resultado se alinea con los resultados bivariados expuestos en el cuadro 1 (con la variable GSE recodificada solo en tres categorías), que muestran que el grupo medio-bajo (C₃ + D) registra un mayor nivel de maternidad en la adolescencia que el grupo E.

Al incluir el uso de métodos anticonceptivos modernos en la primera relación sexual (como variable dicotómica, es decir, usó o no usó), se obtiene un coeficiente estadísticamente significativo que sugiere que las probabilidades de haber sido madre de las muchachas que usaron métodos modernos en su primer coito son un tercio de las probabilidades de quienes no usaron métodos modernos, controlando edad, edad de iniciación sexual y grupos socioeconómico. Los coeficientes de estas últimas variables no presentan cambios significativos respecto del modelo anterior.

Al cambiar la variable anticonceptiva mediante la introducción de las combinaciones de métodos anticonceptivos en la primera relación sexual (variable expuesta en los subgráficos 2A y 2B), se obtiene que, de las siete combinaciones de métodos anticonceptivos modernos individualizadas, todas registran coeficientes inferiores a 1, es decir, tienden a reducir la probabilidad de haber sido madre respecto de la categoría de referencia (no usó un método anticonceptivo). Por su parte, cuatro de ellas logran significación estadística, a saber: solo condón, solo anticonceptivo oral, solo inyectable y todas las otras combinaciones.

La categoría de solo implante tiene una razón de probabilidades de 0,16, es decir, un efecto reductor del orden del 85% de las probabilidades de haber sido madre, pero no alcanza significación estadística según el umbral utilizado en esta investigación. Con todo, la mucho menor probabilidad de haber sido madre que registran las adolescentes que usaron implante en el primer coito respecto de la media es destacable por la autoselección de estas adolescentes en términos de iniciación sexual temprana y la pertenencia a grupos socioeconómicos modestos.

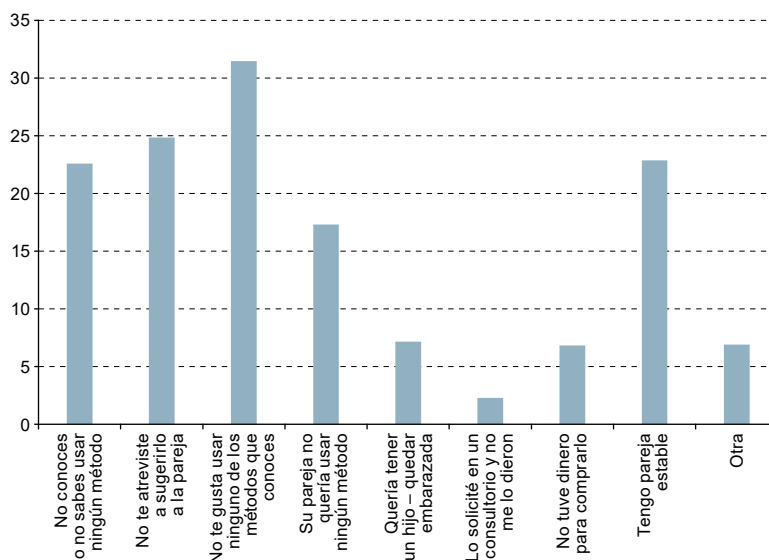
Además, la categoría de doble protección “solo condón e implante” fue excluida automáticamente de la regresión, porque no hubo casos en que esas personas tuvieran hijos, lo que por supuesto da a entender que esta combinación de métodos anticonceptivos modernos tiene un poderoso efecto inhibitor de la fecundidad.

Por su parte, las dos combinaciones que teóricamente podrían carecer de un impacto inhibitor de la maternidad en la adolescencia (es decir, no tener diferencias significativas con el grupo de referencia al respecto) no presentan en efecto un coeficiente estadísticamente significativo. Sin embargo, hay un contrapunto entre el coeficiente inferior a 0,5 del grupo que no responde a las preguntas sobre el uso de métodos anticonceptivos en el primer coito (y que sí se inició sexualmente, siendo este un filtro usado en las regresiones) y el coeficiente muy cercano a la unidad de la categoría “solo utilizó métodos naturales”, con lo que se verifica que estos últimos son más bien ineficientes para prevenir embarazos.

3. ¿Cuál es la relación entre el uso de métodos anticonceptivos en la primera y última relación sexual (como medida de continuidad o discontinuidad del uso de métodos anticonceptivos) y cuál es el efecto de esta dinámica sobre las probabilidades de haber tenido hijos entre las personas adolescentes?

En el marco metodológico se mencionaron las limitaciones para medir la continuidad o discontinuidad del uso de métodos anticonceptivos. Pero no se mencionó un aporte interesante, a saber: la consulta sobre la razón por la que no usó un método anticonceptivo, que se incluye en la Encuesta Nacional de Juventud 2018, aunque exclusivamente para la última relación sexual. En el gráfico 3 se presenta la frecuencia de las respuestas. Se observa con claridad que el deseo de embarazarse está entre las menos comunes, siendo mucho más importantes las relativas a los gustos o preferencias (no usó porque “no le gustan los métodos anticonceptivos”, lo que puede deberse a razones anatómicas o biológicas, a temores (fundados o no) y a valoraciones (rechazo religioso, por ejemplo)) o a las relaciones de pareja, lo que subraya la importancia de la educación sexual y de reforzar el empoderamiento femenino y aumentar las capacidades negociadoras de las mujeres dentro de las parejas.

Gráfico 3
Chile: mujeres de 15 a 19 años que no usaron anticoncepción
en su última relación sexual, por causa de no uso, 2018
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de la Juventud (INJUV), “9na. Encuesta Nacional de Juventud” [en línea] <https://www.injuv.gob.cl/encuestanacionaldejuventud>.

Nota: La suma de los porcentajes supera el 100% porque se trata de respuestas a preguntas independientes sobre las causas y se permitía contestar “sí” a más de una.

De cualquier manera, los datos agregados iniciales sobre el uso de métodos anticonceptivos modernos en la última relación sexual no representan una gran diferencia con lo observado respecto del uso de métodos anticonceptivos en la primera relación sexual: un 83% de usuarios, ligeramente mayor entre hombres, y homogeneidad social, de prevalencia, salvo en el caso del grupo socioeconómico superior (ABC₁), donde alcanza un 100%.

Por otra parte, en las personas adolescentes, hay una asociación (medida con chi-cuadrado) estrecha y positiva entre el uso de métodos anticonceptivos modernos en la primera y en la última relación sexual, que se mantiene en función del sexo. Así, el 90% de las adolescentes que tuvieron un debut sexual protegido con métodos anticonceptivos modernos mantienen esa protección en su última relación sexual. Ese guarismo sube al 95% en el caso de los hombres. Como contrapartida, solo el 62% de las adolescentes y el 56% de los adolescentes que no usaron métodos anticonceptivos modernos en la primera relación sexual, no usaron métodos anticonceptivos modernos en la última relación sexual. Más aún, en una regresión logística sobre el uso de métodos anticonceptivos modernos en la última relación sexual con todas las variables de control usadas en las anteriores regresiones de este estudio (edad, edad en la primera relación sexual, sexo, grupo socioeconómico recodificado y uso de métodos anticonceptivos modernos en la primera relación sexual), la única variable significativa es la última (razón de probabilidades = 16,7). No obstante, este coeficiente está sobreestimado, porque solo quienes utilizaron métodos anticonceptivos en la primera relación sexual pueden tener continuidad.

Respecto de la continuidad del uso de métodos anticonceptivos por parte de las personas adolescentes, el porcentaje de quienes presentan continuidad (quienes usaron métodos anticonceptivos modernos en la primera y en la última relación sexual) no presenta mayores diferencias según sexo. Respecto del nivel socioeconómico se registra un gradiente inverso que, sin embargo, no alcanza a ser una asociación estadísticamente significativa, al menos en el caso de las adolescentes.

Por último, la variable de continuidad resulta significativa en la regresión logística con todas las variables de control más la continuidad como variable anticonceptiva. Su coeficiente sugiere un efecto reductor del orden de dos tercios en la probabilidad de haber sido madre, respecto de la categoría de referencia (no usó métodos anticonceptivos modernos ni en la primera ni en la última relación sexual). Cabe destacar que este efecto se hace incluso mayor cuando se agrega la variable relativa al uso de métodos anticonceptivos en la última relación sexual (de hecho, baja de 0,36 a 0,17)²¹. Esta significación se pierde cuando se incluye el uso de métodos anticonceptivos en la primera relación (que también deja de ser significativo, lo que evidencia la relación entre ambas). Por su parte, la categoría “discontinuó” (que suma a quienes usaron un anticonceptivo moderno solo una de las dos veces, sin importar cuál) registra coeficientes que varían según el modelo aplicado y fluctúa ligeramente en torno a la unidad, pero en ningún caso alcanza significación estadística.

²¹ Este coeficiente no es estadísticamente significativo, lo que de todas maneras es poco relevante por lo expuesto en el marco metodológico sobre la causalidad inversa y la precaución de no sobreinterpretarlo.

De esta forma, la continuidad del uso de métodos anticonceptivos se plantea como otra vía por la cual el debut sexual protegido contribuye a inhibir el riesgo de maternidad en la adolescencia. Sin embargo, no hay duda de que la forma tan básica de medir esta continuidad o discontinuidad basada en la Encuesta Nacional de Juventud 2018 es una limitante para la estimación más rigurosa y precisa de este factor.

D. Conclusiones

El caso de Chile puede ser paradigmático para América Latina y el Caribe en lo que se refiere a tendencias y políticas atinentes a la reproducción en la adolescencia. La rápida, sostenida y significativa caída que ha tenido la fecundidad en este país no ha sido fruto del azar, sino que se ha basado en políticas públicas activas y en una combinación virtuosa de factores. Entre estos cabe destacar la diversificación de la protección anticonceptiva y el aumento del debut sexual protegido con métodos anticonceptivos modernos altamente eficaces.

Los altos niveles de iniciación sexual protegida no son tan nuevos en el país. De hecho, en 2006 el uso de condón en el primer coito estaba más extendido que en 2018 (Rodríguez y Roberts, 2020). Lo que es diferente en 2018 es la ampliación de los tipos de métodos anticonceptivos utilizados y, sobre todo, la llamativa selectividad social entre los distintos tipos. En particular, los anticonceptivos reversibles de larga duración son mucho más frecuentes entre los grupos socioeconómicos desaventajados. Lo anterior parece estar vinculado con las políticas públicas y el despliegue de oferta anticonceptiva del sector de la salud hacia adolescentes pobres o usuarias del sistema público (consultorios de atención primaria y espacios amigables).

La acción pública parece haber posibilitado que las adolescentes de grupos desaventajados y de mayor fecundidad histórica accedieran a ciertos métodos anticonceptivos de alta eficacia, los que parecen estar fuera de los hábitos relacionados con el uso de anticonceptivos de las personas adolescentes de estratos más acomodados. Esta relación inversa entre nivel socioeconómico y debut sexual con implante sugiere que la iniciación sexual protegida con este método anticonceptivo puede ser altamente autoseleccionada, en concreto por una sobrerrepresentación entre estas usuarias de las adolescentes de exposición precoz y de riesgo a la actividad sexual. Ello se debe tomar en cuenta en los análisis del efecto inhibitorio de la reproducción en la adolescencia de este método. En este sentido, son muy sugerentes los coeficientes bastante inferiores a 1 y altamente significativos de estos métodos anticonceptivos sobre las probabilidades de haber tenido un hijo, pues demuestran que mantienen su eficacia, pese a operar en contextos adversos.

Varios otros desafíos de investigación, así como de política pública, surgen de los datos y su análisis. Tal vez el más importante es que la notable expansión y la selectividad social de estos métodos anticonceptivos no han logrado reducir de forma contundente la marcada desigualdad social de la fecundidad en adolescentes. Las adolescentes de los estratos acomodados aún registran índices de maternidad mucho menores, lo que en parte se debe

a su iniciación sexual más tardía y también a la mayor continuidad del uso de métodos anticonceptivos, en particular en el estrato más acomodado, el ABC1.

Lo anterior adquiere una urgencia adicional cuando se considera una variable no analizada en el trabajo, pero que se capta de manera aproximada en la Encuesta Nacional de Juventud, a saber, el embarazo no planificado. Casi el 10% de las adolescentes iniciadas sexualmente declara haber experimentado uno o más embarazos no planificados. Tal porcentaje es del orden del 15% entre las adolescentes de grupos desaventajados y, en cambio, bordea el 5% entre las adolescentes de los grupos acomodados.

Además del acceso y las combinaciones de métodos anticonceptivos, debe haber otros factores que contribuyan a explicar estas desigualdades de la reproducción en la adolescencia y de los embarazos no planificados. Entre ellos cabe mencionar las características de la continuidad del uso de métodos anticonceptivos y su eficacia en la práctica, asuntos que ameritan otras investigaciones en que se utilicen fuentes alternativas a la usada en esta investigación.

Lo mismo se aplica a dos variables intermedias no indagadas en este texto, como son la nupcialidad y el aborto. De hecho, ambas presentan desigualdades enormes. La unión temprana es más frecuente entre los grupos desaventajados y, como contrapartida, el aborto inducido es mucho más común entre las adolescentes del grupo socioeconómico superior²². Sin duda ambos asuntos requieren mayor investigación.

También puede incidir la mayor tolerancia al embarazo entre las adolescentes de grupos desaventajados ante la falta de otras alternativas. No obstante, el bajo porcentaje de no uso de métodos anticonceptivos en la última relación sexual por la razón “quería quedar embarazada” sugiere que esta deseabilidad está lejos de ser un factor particularmente relevante para no usar métodos anticonceptivos.

Por otro lado, si bien el descenso reciente de la fecundidad en Chile es de destacar, la fecundidad de menores de 15 años aún no ha alcanzado un valor de cero, como debería, y la del grupo de 15 a 19 años todavía puede ser mucho menor, como lo muestran las cifras de la mayoría de los países desarrollados, entre ellos los del sur de Europa. Como ya se vio, aún persiste la fecundidad no deseada, con la desigualdad social que la caracteriza.

Un asunto emergente son los flancos que abren los nuevos métodos anticonceptivos en términos éticos y también de comportamiento sexual, incluido el riesgoso. Si bien estos métodos son eficaces para prevenir embarazos, no lo son para prevenir ITS. Como ya se mostró, los niveles de doble protección aún están lejos de alcanzar a la amplia mayoría.

Además, el comportamiento de los hombres, que en esta investigación se indaga de manera preliminar, difiere del de las mujeres y en algunos casos resulta inesperado y difícil de interpretar, por lo que requiere mayor investigación. Para varios de estos desafíos, así como para el abordaje adicional riguroso de las variables intermedias no tratadas en esta investigación, se precisan más datos que los que proporciona la Encuesta Nacional de Juventud.

²² Un 10% de las adolescentes del grupo socioeconómico ABC1 iniciadas sexualmente declaran haber tenido un aborto inducido, frente a una media del 2% en el caso del total de adolescentes iniciadas sexualmente.

Bibliografía

- Binstock, G. (2016), *Fecundidad y maternidad adolescente en el Cono Sur: apuntes para la construcción de una agenda común*, Panamá, Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA).
- Blum, R. y otros (2012), “Adolescent health in the 21st century”, *The Lancet*, vol. 379, N° 9826, abril.
- Bongaarts, J. (2015), “Modeling the fertility impact of the proximate determinants: time for a tune-up”, *Demographic Research*, vol. 33, septiembre.
- (1982), “The fertility-inhibiting effects of the intermediate fertility variables”, *Studies in Family Planning*, vol. 13, N° 6/7, junio-julio.
- Bradley, S. y otros (2019), “Global contraceptive failure rates: who is most at risk?”, *Studies in Family Planning*, vol. 50, N° 1, febrero.
- Breinbauer, C. y M. Maddaleno (2008), *Jóvenes: opciones y cambios, promoción de conductas saludables en los adolescentes*, Publicaciones Científicas y Técnicas, N° 594, Washington, D.C., Organización Panamericana de la Salud (OPS).
- Brunet, N., G. Fernández-Theoduloz y A. López-Gómez (2019), *Toma de decisiones y comportamientos sexuales en adolescentes: diseño y resultados de un estudio en Uruguay 2017-2019*, Montevideo, Universidad de la República (UDELAR)/Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA).
- Castle, S. e I. Askew (2015), *Contraceptive Discontinuation: Reasons, Challenges, and Solutions*, Nueva York, Consejo de Población, diciembre.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2019), *Primer informe regional sobre la implementación del Consenso de Montevideo sobre Población y Desarrollo (LC/CRPD.3/6)*, Santiago.
- (2013), *Consenso de Montevideo sobre Población y Desarrollo (LC/L.3697)*, Santiago.
- Cherry, A. y M. Dillon (eds.) (2014), *International Handbook of Adolescent Pregnancy: Medical, Psychosocial, and Public Health Responses*, Ámsterdam, Springer.
- Dulanto, E. (2000), *El adolescente*, Ciudad de México, McGraw-Hill Interamericana.
- Gómez, R. y otros (2019), “Contraceptive use in Latin America and the Caribbean with a focus on long-acting reversible contraceptives: prevalence and inequalities in 23 countries”, *The Lancet Global Health*, vol. 7, N° 2, febrero.
- INJUV (Instituto Nacional de la Juventud) (2019a), *9na Encuesta Nacional de Juventud 2018: informe general de resultados*, Santiago.
- (2019b), “Manual de usuario 9º Encuesta Nacional de Juventud 2018”, diciembre [en línea] https://www.injuv.gob.cl/sites/default/files/9deg_encuesta_de_juventud_-_manual_de_usuario.pdf.
- (2018), “Cuestionario jóvenes: INJUV, Novena Encuesta Nacional de la Juventud” [en línea] https://www.injuv.gob.cl/sites/default/files/9deg_encuesta_de_juventud_-_cuestionario_jovenes.pdf.
- (s/f), “Encuesta Nacional de la Juventud” [en línea] <https://www.injuv.gob.cl/encuestanacionaldejuventud>.
- Ministerio de Salud (2018), *Servicios de salud integrales, amigables y de calidad para adolescentes: orientación técnica para la atención primaria de salud 2018*, Santiago [en línea] https://diprece.minsal.cl/wp-content/uploads/2019/03/2019.03.04_SS-AMIGABLES-PARA-ADOLESCENTES.pdf.
- (2016), *Guía práctica, consejería en salud sexual y reproductiva para adolescentes: orientaciones para los equipos de atención primaria 2016*, Santiago [en línea] <https://www.minsal.cl/wp-content/uploads/2015/09/CONSEJERIA-EN-SALUD-SEXUAL-Y-REPRODUCTIVA-PARA-ADOLESCENTES-2016.pdf>.
- Obach, A. y otros (2020), “Tensiones y encuentros en el imaginario en torno a cuerpos y sexualidades en jóvenes y sistema de salud: resultados de un estudio cualitativo”, documento presentado en el IX Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, 9 al 11 de diciembre [en línea] <https://congresosalap.com/alap2020/resumos/0001/PPT-eposter-trab-aceito-0075-1.PDF>.

- OMS (Organización Mundial de la Salud) (2018), *Recomendaciones sobre prácticas seleccionadas para el uso de anticonceptivos, tercera edición*, Ginebra.
- Pantelides, E., R. Geldstein y G. Infesta Domínguez (1995), “Imágenes de género y conducta reproductiva en la adolescencia”, *Cuadernos del CENEP*, N° 51, Buenos Aires, Centro de Estudios de Población (CENEP).
- Robledo, P. (2014), “Salud sexual y reproductiva de adolescentes, con énfasis en consejería”, Santiago, inédito.
- Rodríguez, J. y A. Roberts (2020), “El descenso de la fecundidad adolescente en Chile: antecedentes, magnitud, determinantes y desigualdades”, *Serie de Estudios*, N° 12, Santiago, Instituto Nacional de la Juventud (INJUV).
- Rodríguez, J., M. Di Cesare y K. Páez (2017), “Reproducción temprana: diferencias entre grandes regiones del mundo al inicio y al final de la adolescencia”, *serie Población y Desarrollo*, N° 117 (LC/TS.2017/36), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Sadler, M. y otros (2010), *Estudio barreras de acceso a los servicios de salud para la prevención del embarazo adolescente en Chile*, Santiago, CulturaSalud [en línea] <http://web.minsal.cl/portal/url/item/ace74d077631463deo4001011e011b94.pdf>.
- UNFPA (Fondo de Población de las Naciones Unidas) (2020), “Ensure universal access to sexual and reproductive health and reproductive rights: measuring SDG target 5.6”, Nueva York [en línea] <https://www.unfpa.org/es/node/24019>.

Análisis espacio-temporal de la evolución de los niveles de fecundidad en los municipios de México, 1970-2020

Gerardo Núñez Medina¹

Recibido: 01/06/2021
Aceptado: 03/08/2021

Resumen

El análisis se realizó mediante la implementación de seis modelos bayesianos espacio-temporales que buscan demostrar que la formación de conglomerados de alta o baja fecundidad es producto de un proceso histórico de difusión facilitado por la contigüidad geográfica y la existencia de afinidades culturales y lingüísticas entre municipios, de manera que el descenso de la fecundidad comenzaría en un pequeño número de municipios urbanos, con altos niveles de acceso a servicios de salud y educación, y posteriormente se transmitiría a los municipios vecinos. Los resultados contradicen esta hipótesis.

Palabras clave: fecundidad, tasa de fecundidad, baja de la fecundidad, divisiones administrativas y políticas, tendencias demográficas, análisis demográfico, metodología estadística, México.

¹ Doctor en Demografía por la Universidad Autónoma de Barcelona (CED-UAB). Investigador adscrito al Departamento de Estudios de Población de El Colef (DEP-COLEF) sede Piedras Negras, Coahuila (México). Correo electrónico: gnunez@colef.mx.

Abstract

The analysis was carried out using six Bayesian spatio-temporal models that aim to demonstrate that the formation of high- and low-fertility clusters is the product of a historical process of diffusion facilitated by geographical contiguity and the existence of cultural and linguistic affinities between municipalities, such that fertility decline would originate in a few urban municipalities with high levels of access to health and education services, and subsequently spread to neighbouring municipalities. The results do not support this hypothesis.

Keywords: fertility, fertility rate, fertility decline, administrative and political divisions, population trends, demographic analysis, statistical methodology, Mexico.

Résumé

L'analyse a été réalisée en appliquant six modèles spatio-temporels bayésiens visant à démontrer que la formation de clusters à forte ou faible fécondité est le fruit d'un processus historique de diffusion que facilitent la contiguïté géographique et l'existence d'affinités culturelles et linguistiques entre les municipalités ; ainsi, la baisse de la fécondité commencerait dans un petit nombre de municipalités urbaines, bénéficiant de niveaux élevés d'accès aux services de santé et d'éducation, et se transmettrait ensuite aux municipalités voisines. Les résultats obtenus sont en contradiction avec cette hypothèse.

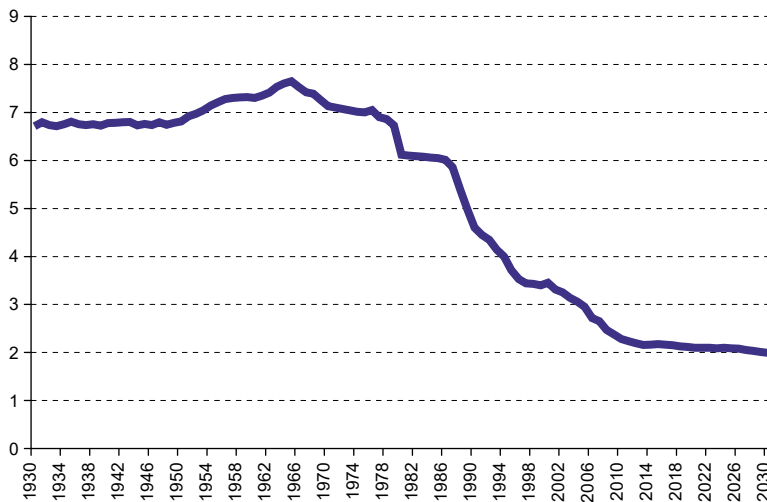
Mots clés: fécondité, taux de fécondité, baisse de la fécondité, divisions administratives et politiques, tendances démographiques, analyse démographique, méthodologie statistique, Mexique.

Introducción

El presente trabajo tiene como finalidad analizar la evolución espacio-temporal de la fecundidad en los 2.457 municipios de México para 1970, 1980, 1990, 2000, 2010 y 2020, con el objetivo de identificar patrones espaciales, temporales o espacio-temporales que definan conglomerados municipales con altos o bajos niveles de fecundidad. La identificación de conglomerados se realiza a partir de la tasa global de fecundidad (TGF), que representa el número promedio de hijos que se espera que una mujer tenga al terminar su etapa reproductiva. Las tasas se estimaron con una periodicidad decenal para los años señalados, un período de 50 años que, a los efectos de la simplificación, se denominará “período 1970-2020”. Se analiza entonces la evolución de la fecundidad a lo largo de esos 50 años, utilizando seis modelos bayesianos espacio-temporales: un modelo paramétrico clásico, un modelo dinámico no paramétrico y cuatro modelos no paramétricos de interacción espacio-temporal.

La evolución de los niveles de fecundidad en México ha sufrido grandes cambios en el último medio siglo, y desde finales de la década de 1960 se ha constatado una disminución drástica y sistemática de la fecundidad. En 1967 comenzó un proceso de descenso de una TGF máxima de 7,5 hijos promedio por mujer (Zavala de Cosío, 1992) a 6,1 hijos promedio por mujer en 1980 (véase el gráfico 1). Si bien el descenso observado entre distintas cohortes, estratos socioeconómicos y determinantes de la fecundidad puede consultarse en diversas fuentes (Juárez, Quilodrán y Zavala de Cosío, 1989; Welti, 1998; Mier y Terán, 1989), son escasas las referencias al análisis de los diferenciales espaciales y espacio-temporales de la fecundidad (Chackiel y Schkolnik, 2003; González Galbán, Palma y Montes, 2007), en especial cuando se busca distinguir patrones espaciales en niveles geográficos desagregados como el municipal.

Gráfico 1
México: evolución de la tasa global de fecundidad (TGF), 1930-2030
(En hijos promedio por mujer)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Secretaría de Salud.

Los cambios demográficos experimentados durante el último medio siglo en materia de fecundidad ocurrieron en un marco de grandes transformaciones económicas, sociales, culturales y ambientales (Páez y Zavala de Cosío, 2017). Dichos cambios dieron inicio a una serie de procesos de urbanización, crecimiento y desarrollo que impulsaron la expansión del acceso a servicios de salud y educación, así como la integración de la mujer al mercado laboral. A través de diversos mecanismos, a su vez, estos factores contribuyeron al descenso de la fecundidad, que en un principio se dio entre mujeres urbanas, educadas y de altos ingresos (Welti, 1998), y posteriormente se propagó a las mujeres rurales, con baja escolaridad y bajos ingresos (Chackiel y Schkolnik, 2003). El proceso implicó que los mecanismos de reducción de la fecundidad se transmitieran entre estratos poblacionales, pero también entre espacios geográficos y a lo largo del tiempo, afirmación que se busca comprobar en este trabajo.

La reducción de los niveles de fecundidad generalmente se ha asociado a diferencias socioeconómicas y culturales propias de distintos estratos poblacionales, de modo que la estratificación social se materializa en el plano geográfico a través de una dispersión espacial diferenciada de patrones de fecundidad, que configuran una serie de conglomerados con TGF altas (o bajas). El objetivo de la investigación se centra en analizar la conformación espacio-temporal de conglomerados regionales, de alta o baja fecundidad, en diferentes regiones de México, generados por un proceso de difusión facilitado por la contigüidad geográfica y la existencia de afinidades culturales y lingüísticas entre municipios. El descenso de la fecundidad comenzaría en un pequeño número de municipios urbanos, con altos niveles de acceso a servicios de salud y educación, y posteriormente se transmitiría a los municipios vecinos.

A. Antecedentes

La teoría de la transición demográfica supone el paso de un régimen demográfico con tasas de mortalidad y fecundidad altas y estables a otro con tasas bajas y estables. El proceso se inicia en las sociedades pretransicionales, donde el papel fundamental de la mujer se centra en la reproducción (Caldwell, 2006) y las mejoras en los niveles de alimentación y salud de la población impulsan el descenso de la mortalidad (general e infantil), lo que conduce a un aumento del tamaño de los hogares. La respuesta racional a este proceso es el descenso de los niveles de fecundidad, con lo que se busca mantener un mismo tamaño medio de hogar. Es así que, por primera vez en la historia, la humanidad decide modificar de forma generalizada el régimen de fecundidad natural predominante hasta el momento (Coale, 1973; Demeny, 1972).

La reducción de la natalidad se asocia entonces al proceso de desarrollo económico y urbanización. La relación entre el descenso de la fecundidad y los procesos de modernización condiciona la interacción entre las expectativas sociales de las mujeres y la regulación del número de hijos. En países como México, los diferenciales socioeconómicos asociados a

la evolución de los niveles de fecundidad están estrechamente asociados a determinantes como la educación de la madre, el estrato social, la residencia urbana o rural, el nivel de vida y la pertenencia a grupos étnicos (Welti, 1980). Entre estos factores se identifican tanto determinantes contextuales como determinantes próximos. Se entiende por determinantes contextuales el conjunto de factores que actúan en momentos clave del proceso reproductivo retrasando, reduciendo o eliminando la exposición al coito, la concepción y el embarazo (Bongaarts, 1978). Los determinantes próximos permiten identificar y separar los aspectos biológicos de los aspectos socioculturales de la reproducción.

El análisis de los determinantes permite incorporar aspectos biológicos de la reproducción humana al estudio de la fecundidad, bajo el supuesto de que el desconocimiento o la falta de control sobre dichos aspectos es un motivo fundamental para explicar la presencia de hijos. En general, los niveles de fecundidad están influidos por un conjunto de variables intermedias, conocidas como determinantes próximos (Davis y Blake, 1960; Bongaarts, 1978), que incluyen la edad de inicio de la actividad sexual, el celibato permanente, la abstinencia voluntaria, la frecuencia del coito, la esterilidad involuntaria, la anticoncepción, la esterilización, la mortalidad fetal involuntaria y el aborto.

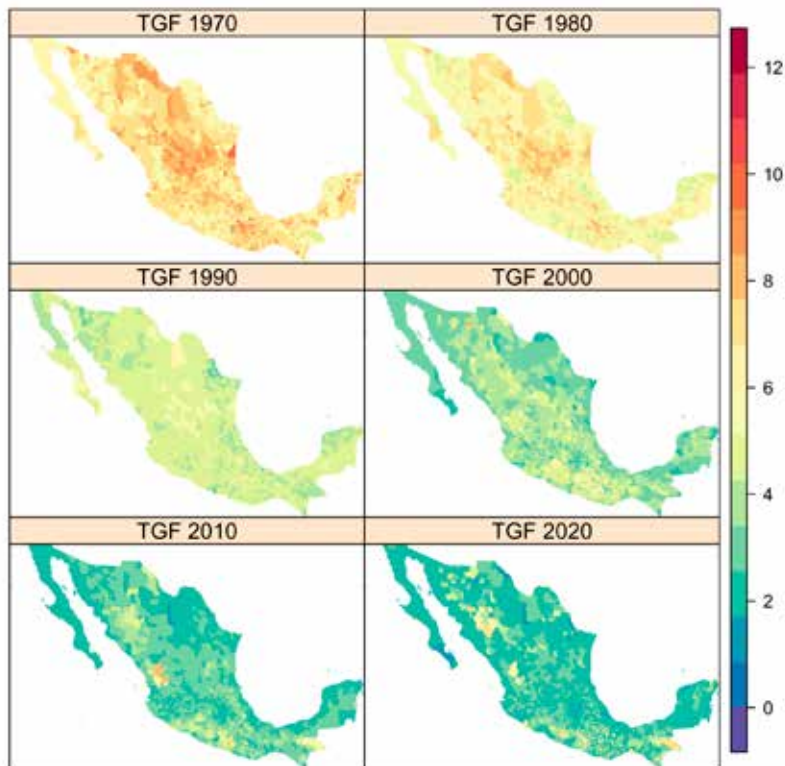
El análisis de la evolución de los niveles de fecundidad en México comprende aspectos relacionados con cambios del comportamiento reproductivo (nupcialidad), cambios en la estructura por edad, mejoras en el acceso a los sistemas de salud y en el uso de esos sistemas, incremento de los niveles de educación (en especial de las mujeres), inserción de las mujeres en el mercado laboral (Palma Cabrera, 2005), mejoras en las condiciones de salud de las madres y los hijos (Casique, 2003) y en los niveles de vida, así como las diferencias reproductivas entre generaciones (calendario e intensidad). Sin embargo, han quedado rezagados diferentes aspectos relativos a la dispersión espacial de la fecundidad y la heterogeneidad que le acompaña (Romo y Sánchez, 2009). Son pocos los trabajos que analizan las diferencias de los niveles de fecundidad observados entre entidades federativas o municipios debido, principalmente, a la falta de datos respecto del nivel de desagregación territorial en cuestión. También se debe resaltar la carencia de modelos adecuados para hacer frente a la complejidad asociada al análisis de dicho fenómeno.

El descenso de la fecundidad en México presentó un inicio tardío pero acelerado. Mientras algunos países europeos iniciaron el proceso de transición demográfica en el siglo XVII, México lo empezó bien entrado el siglo XX. Cabe destacar que el inicio de este proceso en México fue rápido (Zavala de Cosío, 2010), pese a las grandes desigualdades regionales, de índole económica, social, cultural y lingüística, que limitaron los procesos de difusión de los nuevos comportamientos reproductivos (Juárez y Quilodrán, 1990). En el gráfico 1 se muestra la evolución de la TFG para el período 1930-2030 en México y se observa que esta comienza a descender a partir de 1967. El inicio de esta caída antecede a la implementación de la Ley General de Población de 1974, con la que, por primera vez, se busca regular racionalmente el crecimiento de la población a partir de la aplicación de programas de planificación familiar (Palma Cabrera, 2005). Sin embargo, no es sino hasta 1979 que el descenso de la fecundidad alcanza un punto de no retorno. Los resultados de la

aplicación indiscriminada de esos programas se reflejan en la pronunciada disminución de la TGF a lo largo de los siguientes 30 años, cuando pasa de 7 a 3 hijos promedio por mujer entre 1975 y 2005 (véase el gráfico 1).

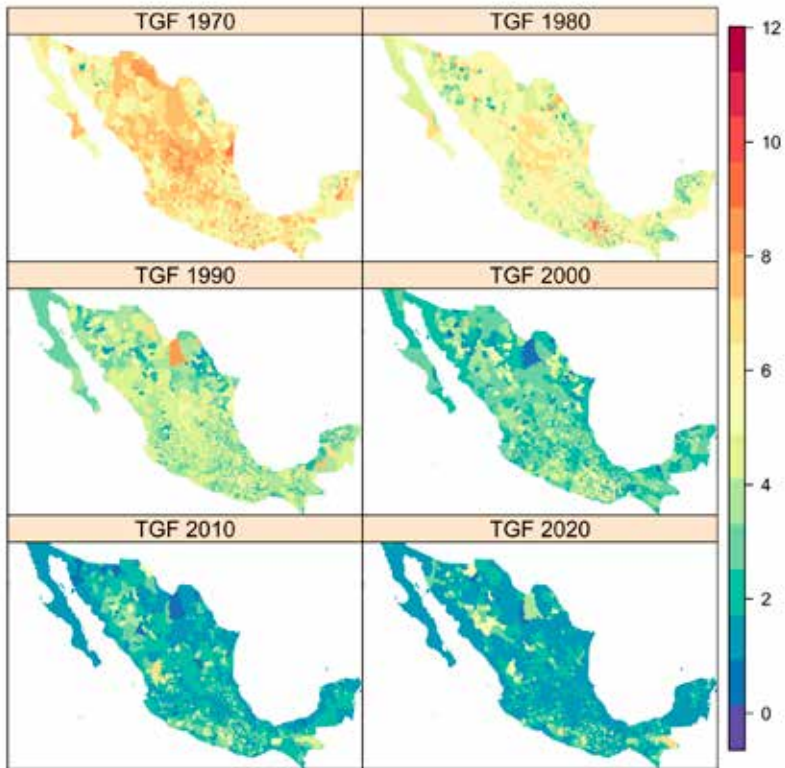
Las entidades federativas con los mayores niveles de desarrollo (Ciudad de México, Nuevo León y Jalisco) fueron las primeras en experimentar un descenso de la fecundidad, pese a la existencia de algunos desfases temporales. En cualquier caso, el proceso se aceleró en los últimos 30 años del siglo XX y posteriormente, al año 2020, se alcanzaron niveles de fecundidad de reemplazo en un gran porcentaje de municipios de México (46,9%). En general, las diferencias en los niveles de fecundidad observados para las distintas regiones surgen como resultado del retraso en el proceso de difusión experimentado, a lo largo del territorio y del tiempo, por los principales determinantes, entre los que se destacan las diferencias en el nivel educativo de las mujeres, el acceso a servicios generales de salud y de salud reproductiva, y el acceso diferencial a los mercados laborales (Páez y Zavala de Cosío, 2017). Los mapas 1 y 2 muestran la distribución espacio-temporal de la TGF observada en los municipios de México para los años señalados.

Mapa 1
México: tasa global de fecundidad (TGF) municipal, 1970-2020



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones de R-INLA.

Mapa 2

México: media posterior de la tasa global de fecundidad (TGF) estimada, 1970-2020, modelo II

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones de R-INLA.

El desarrollo de nuevas formas de producción basadas en el mercado impulsó la generalización de la educación y la consolidación de la familia nuclear. Mientras que el nivel de riqueza de las familias tradicionales dependía de una alta fecundidad, el proceso de modernización estimuló su descenso, asociado con la pérdida del valor económico de los hijos (Cleland y Wilson, 1987). Esto fue lo que ocurrió en México a partir de la década de 1930. Desde una perspectiva microeconómica moderna, el valor de la familia va en función de la capacidad de sus miembros para insertarse con éxito en el mercado laboral, lo que depende directamente de su nivel de escolaridad, de su estado de salud y de su capacidad para establecer relaciones sociales exitosas. El proceso de industrialización trajo consigo una diversificación y especialización en las formas de producción, lo que obligó a que la productividad pasara de las familias a las fábricas. Así fue que se redujo la utilidad de los hijos y se revirtió el sentido de los flujos de riqueza generados por el excedente laboral: mientras en las sociedades pretransicionales estos iban de los hijos a los padres, ahora iban en sentido contrario, de los padres a los hijos (Caldwell, 1968).

Durante la década de 1960 se desarrolló la teoría de la difusión, que afirma que las innovaciones se transmiten espacialmente en función de la distancia que separa a los innovadores de quienes podrían adoptar las innovaciones (Puyol, 1987; Carlsson, 1966). De esta manera, el descenso de la fecundidad puede explicarse a partir del uso de modelos de difusión capaces de analizar el efecto de la propagación de conocimientos en relación con la disponibilidad y el uso de nuevos métodos de control de la natalidad y su efecto sobre la evolución de la fecundidad. La teoría de la difusión sostiene además que las interacciones sociales promueven una serie de intercambios de información e ideas que permiten reducir la fecundidad de manera efectiva en algunas regiones. Sin embargo, el conocimiento referente al uso de técnicas anticonceptivas no es condición suficiente para justificar una reducción sustancial de los nacimientos, dado que se trata de un proceso sumamente complejo (Rosero-Bixby y Casterline, 1994).

La teoría de la difusión analiza aspectos de la transición demográfica que no pueden explicarse por cambios en la estructura socioeconómica ni por la disponibilidad de métodos de control de la natalidad (Casique, 2003). El proceso de difusión se constituye en un agente causal capaz de difundir, “bajo determinadas condiciones”, conocimientos sobre métodos de control de la natalidad que operan en un sentido diferente al de la demanda de hijos o al de la oferta de métodos anticonceptivos (Chackiel, 2004). Este agente es capaz de modelar la dinámica generada por los cambios en el calendario y la intensidad de la fecundidad, lo que puede atribuirse a rasgos específicos del descenso de la fecundidad observados en Europa durante el siglo XX. Los datos recabados por la encuesta mundial de fecundidad sostienen la incompatibilidad de la teoría de la transición demográfica respecto de que la principal causa del descenso de la fecundidad fue la modificación en la demanda de hijos provocada por cambios socioeconómicos (Rosero-Bixby y Casterline, 1994).

Desde una perspectiva distinta, el control de la natalidad puede verse como un comportamiento innovador y no como un proceso de difusión, donde la adopción de nuevas pautas reproductivas es la respuesta concreta a los cambios experimentados en las condiciones socioeconómicas, de modo que el estímulo provocado por el cambio en los niveles de vida es el detonante del desarrollo de esas nuevas pautas reproductivas. Bajo esta óptica, el éxito en la implementación, a nivel micro, de los métodos de control de la natalidad no puede explicarse solo a partir de fuerzas motivacionales o cambios en las condiciones socioeconómicas, sino que será necesario considerar el potencial de adaptación individual a las innovaciones (Cleland y Wilson, 1987).

La teoría de la difusión busca entender el descenso de la fecundidad a partir de un marco explicativo más amplio que el meramente económico, por lo que estudia los cambios en la fecundidad analizando las relaciones entre los mecanismos de control de la natalidad y su interacción con determinantes económicos y culturales (Consejo Nacional de Investigaciones, 2001; Caldwell, 2006). Se enfoca en el análisis de los efectos de la difusión de información y en los mecanismos que la producen bajo el argumento de que el descenso de la fecundidad surge como respuesta a la creciente influencia de ciertos conocimientos, actitudes y valores que interactúan con un amplio conjunto de determinantes. Los mecanismos

asociados al comportamiento, capaces de explicar la transición de la fecundidad, señalan que la importancia de analizar la influencia social ejercida a través de redes sociales locales se basa en la premisa fundamental que dicta que el cambio social se produce, en buena medida, como resultado de la exposición de una entidad social a valores, comportamientos y tecnologías importadas desde otra entidad social (Rosero-Bixby, 1991).

La teoría de la difusión influyó en el desarrollo de la teoría de la segunda transición demográfica (Bongaarts y Watkins, 1996) al establecer que el enfoque de interacciones sociales describe los mecanismos por medio de los cuales se producen los efectos de aprendizaje, influencia y coerción social que explican los cambios en el contexto social originados por el impacto de la revolución sexual, surgidos como consecuencia del proceso de difusión de métodos de control de la natalidad y de los cambios en los patrones de nupcialidad y relaciones de género.

B. Fuentes de datos

La estimación de la TGF para los municipios de México se realizó a partir de dos fuentes de datos fundamentales: el registro civil (nacimientos) y los censos y conteos generales de población y vivienda. Los datos sobre natalidad se obtuvieron de la consulta interactiva de los nacimientos registrados por entidad de residencia de la madre y año de registro del nacimiento (provenientes del registro civil) para el período 1970-2020 del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI, 2021). De esa forma, se obtuvo información sobre el volumen y la distribución geográfica de los nacimientos registrados en todos los municipios de México. Los datos sobre la población total femenina de entre 15 y 49 años (a mitad del año) por municipio, en tanto, se obtuvieron de los censos y conteos generales de población y vivienda correspondientes al período referido, así como de la Encuesta Intercensal 2015 levantada por el INEGI.

Los datos recabados permitieron estimar de manera directa la TGF, que se calculó como la suma de las tasas específicas de fecundidad estimadas como el cociente del número de nacimientos registrados por mujeres de edad x entre el total de mujeres de edad x , para un año calendario y un municipio dados. Debe señalarse, sin embargo, que los datos sobre nacimientos provenientes del registro civil presentan problemas relacionados con el subregistro, el registro extemporáneo y la incorrecta declaración de la edad de las madres (Figueroa, 1982). Estos problemas, a los que se suma la falta de datos en relación con el municipio de residencia de la madre, se han ido subsanando a lo largo del tiempo (Mier y Terán y García Guerrero, 2019). En general, las estimaciones de las tasas específicas y globales de fecundidad para los municipios se ajustaron a las informadas por instituciones como el Consejo Nacional de Población y el mismo INEGI (CONAPO, 2018).

C. Metodología

El análisis de la evolución espacio-temporal de las tasas municipales de fecundidad para el período 1970-2020 se realiza mediante el uso de modelos bayesianos que definen los datos observados como un proceso estocástico dado por una sucesión indexada de la forma:

$$Y(i, t) = \{y(i, t) \mid (i, t) \in \mathcal{R}^2 \times \mathcal{R}\}$$

donde $y(i, t)$ representa la TGF observada en el municipio i entre 1, ..., 2.457 municipios y el tiempo t entre 1970, ..., 2020 (Blangiardo y Cameletti, 2015, pág. 235).

Debido a que los datos a modelar son de naturaleza discreta, dado que caracterizan el número promedio esperado de hijos (TGF) en un año y municipio específico, se utiliza la tasa estandarizada de fecundidad (TEF), definida como el cociente del número promedio de nacimientos observados y_{it} entre el número promedio de nacimientos esperados E_{it} en el municipio i al año t . La tasa estandarizada puede entonces definirse como:

$$TEF(i, t) = \frac{Y(i, t)}{E(i, t)}$$

La forma en que se estima la TEF no toma en cuenta la dependencia espacial entre municipios, por lo que para solventar esta situación se utiliza el modelo de Poisson:

$$Y(i, t) \sim \text{Poisson}(\lambda_{it}) \quad \lambda_{it} = E_{it} \rho_{it} \eta_{it} = \log(\rho_{it})$$

la media λ_{it} se define como el producto de la TEF y el número promedio esperado de nacimientos (Moraga, 2019). La TEF representa el riesgo de ocurrencia de un nacimiento en el municipio i , al año t , mientras que $E(i, t)$ representan el número de nacimientos que se esperaría observar si la población del municipio i presentara el mismo comportamiento reproductivo que la población estándar.

El número esperado de nacimientos puede calcularse a partir del método de estandarización indirecta:

$$E(i, t) = r(\bullet, t) \times n(i, t)$$

donde $r(\bullet, t)$ representa la TGF de la población estándar correspondiente (en este caso la población estatal) y $n(i, t)$ representa la población total femenina de entre 15 y 49 años del municipio i , ambos al año t (Gómez-Rubio, 2020). Con el objetivo de manejar adecuadamente los problemas asociados a las diferencias en la magnitud de las tasas, se suele aplicar la función logaritmo, con lo que una ($TEF > 0$) indica que el riesgo estimado se encuentra por encima del promedio observado en la población estándar.

El predictor lineal del modelo generalizado, en escala logarítmica, se define como:

$$\eta_{it} = E[G(Y(i, t))] = \ln \ln (TEF(i, t))$$

donde la función de enlace empleada para el caso de distribuciones de Poisson es el logaritmo natural (Wang, Yue y Faraway, 2018).

1. Modelo paramétrico clásico

La formulación paramétrica clásica establecida para los modelos espacio-temporales define el predictor lineal η_{it} como:

$$\eta_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + (\beta + \delta_i)t \quad (1)$$

donde β_0 representa la TEF para todos los municipios del país, u_i representa el efecto aleatorio espacialmente estructurado y v_i representa el efecto espacialmente no estructurado, por lo que cada una de las unidades espaciales tiene un intercepto espacial ($\beta_0 + u_i + v_i$) y una pendiente ($\beta + \delta_i$) que representan la tendencia temporal (Blangiardo y Cameletti, 2015). En cualquier caso, el vector de parámetros e hiperparámetros a estimar está dado por $\theta = \{\beta_0, u, v, \beta, \delta\}$ y $\psi = \{\tau v, \tau v, \tau \delta\}$, respectivamente.

2. Modelo dinámico no paramétrico espacio-temporal

Los modelos dinámicos no paramétricos evitan las restricciones impuestas por los modelos de tipo paramétrico relativas a limitaciones relacionadas con la linealidad del efecto temporal global (β) y sobre la tendencia espacial diferencial (δ_i), al utilizar una forma dinámica que permite modelar las tendencias temporales a través de efectos estructurados ρt y efectos no estructurados φt (Bivand, Gómez-Rubio y Rue, 2015), de manera que se tiene:

$$\eta_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + \rho t + \varphi t \quad (2)$$

donde la tendencia temporal estructurada ρt es modelada dinámicamente utilizando una caminata aleatoria de orden uno (rw(1)) distribuido de acuerdo con:

$$\rho_t / \rho_{t-1} \sim N(\rho_{t-1}, \sigma^2)$$

al tiempo que la tendencia temporal no estructurada φt es modelizada a partir de una distribución gaussiana intercambiable previa $N(0, 1/\tau\varphi)$ (Schrödle y Held, 2011), donde β_0 , u_i y v_i se definen igual que en el modelo dado en la ecuación (1).

El modelo presentado en la ecuación (2) supone que la tendencia temporal no paramétrica se especifica a partir de los vectores de parámetros e hiperparámetros definidos como: $\theta = \{\beta_0, u, v, \rho, \varphi\}$ y $\psi = \{\tau u, \tau v, \tau \rho, \tau \varphi\}$.

3. Modelos no paramétricos de interacción espacio-temporal

Los modelos no paramétricos de interacción espacio-temporal expanden los modelos anteriores al permitir capturar la interacción entre espacio y tiempo introduciendo el término γ_{it} , con lo que se obtiene la especificación:

$$y_{it} = \eta_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + \rho t + \varphi t + \gamma_{it} \quad (3)$$

el término de interacción espacio-temporal γ_{it} sigue una distribución gaussiana dada por $\gamma_{it} \sim Normal(0, 1/\tau\gamma)$, con matriz de precisión dada por $\tau\gamma R\gamma$, mientras los restantes parámetros del modelo se definen de la misma forma que en el modelo (2) (Sharafifi y otros, 2018). El vector de parámetros a estimar se define como $\theta = \{\beta_0, u, v, \rho, \phi, \gamma\}$, mientras que los hiperparámetros se especifican por el vector $\psi = \{\tau u, \tau v, \tau\rho, \tau\phi, \tau\gamma\}$.

El término γ_{it} especifica cuatro tipos de interacciones espacio-temporales entre efectos espaciales y temporales definidos como:

Modelo	Efecto espacial	Efecto temporal
Tipo I	no estructurado v_i	no estructurado ρ_t
Tipo II	no estructurado v_i	estructurado ϕ_t
Tipo III	estructurado u_i	no estructurado ρ_t
Tipo IV	estructurado u_i	estructurado ϕ_t

dado que la matriz de estructura $R\gamma$ identifica el tipo de dependencia espacial o temporal (Blangiardo y Cameletti, 2015, pág. 241).

4. Efectos espacio-temporales

El componente espacial estructurado se modela por medio del efecto autorregresivo condicional intrínseco ICAR(1) (Rue, Martino y Chopin, 2009) definido a partir de la distribución condicional de u_i dada por:

$$u_i | u_{-i} \sim N\left(\frac{1}{\#N(i)} \sum_{j=s}^n c_{ij} u_j, \sigma_i^2\right) \quad (4)$$

donde c_{ij} representa el criterio de vecindad; $c_{ij} = 1$ cuando las áreas i y j son vecinas, en caso contrario $c_{ij} = 0$, esto para toda $i \neq j$, al tiempo que la varianza $\sigma_i^2 = \sigma_u^2 / \#N(i)$ depende del número de vecinos $N_{(i)}$. Si el componente espacial estructurado u_i se distribuye según la ecuación (4) y el componente espacial no estructurado v_i sigue una distribución *Normal* $(0, \sigma_v^2)$ previa, donde la varianza σ_v^2 representa la dispersión de efectos aleatorios espaciales no estructurados (Riebler y otros, 2016), el modelo espacio-temporal seguirá la especificación establecida por Besag-York-Mollié (BYM).

En términos generales, el predictor lineal definido en los modelos espacio-temporales supone la existencia de términos espaciales y temporales separables, de manera que la estructura de la matriz de covarianzas pueda separarse como el producto de la matriz de efectos espaciales y la matriz de efectos temporales (Martino y Rue, 2008).

5. Calidad de ajuste de los modelos espacio-temporales

La calidad de ajuste de un modelo se cuantifica a través de criterios de información que buscan ponderar entre la complejidad y la capacidad predictiva del mismo modelo. La

inclusión de un mayor número de variables e interrelaciones entre los componentes del modelo (más complejo) genera predicciones más exactas en escenarios poco generalizables, mientras que un modelo sencillo tendrá la capacidad de predecir un mayor número de escenarios, pero con un menor nivel de especificidad.

El criterio de información bayesiano de Akaike (AIC) es una medida de bondad de ajuste para un modelo, que utiliza la función de máxima verosimilitud como medida de información y el número de parámetros como medida de complejidad, con lo que ponderar entre el ajuste de datos y el número de parámetros estimado. El criterio AIC se calcula como:

$$AIC = -2l(\hat{\theta}) + 2k$$

donde k representa el número de parámetros y $l(\hat{\theta})$ la función de máxima log-verosimilitud del modelo (Moraga, 2019).

El criterio de selección consiste en elegir el modelo con el AIC más pequeño en relación con el resto de los modelos en competencia. En el cuadro 1 se presenta el criterio AIC de calidad de ajuste para los seis modelos utilizados en la estimación del comportamiento espacio-temporal de la fecundidad.

Cuadro 1

Criterio de información bayesiano de Akaike (AIC) y criterio de información de desviación (DIC) de los modelos (1) a (6)

Modelo	AIC
(1) $y_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + (\beta + \delta_i)t$	142 607,96
(2) $y_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + \rho_t + \varphi_t$	226 177,15
TI $y_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + \rho_t + \varphi_t + \gamma_{it}$	79 720,76
TII $y_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + \rho_t + \varphi_t + \gamma_{it}$	78 234,81
TIII $y_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + \rho_t + \varphi_t + \gamma_{it}$	80 129,85
TIV $y_{it} = \beta_0 + u_i + v_i + \rho_t + \varphi_t + \gamma_{it}$	226 180,17

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones de R-INLA.

Los resultados presentados en el cuadro 1 muestran que el modelo no paramétrico de interacción espacio-temporal tipo II presenta la mejor calidad de ajuste de las tasas globales de fecundidad para los municipios de México en el período 1970-2020 en relación con la totalidad de los modelos en competencia.

D. Resultados

El criterio de selección AIC permitió elegir de entre los seis modelos en competencia al que mejor ajusta el comportamiento espacio-temporal de los datos analizados. El modelo seleccionado resultó ser el modelo no paramétrico de interacción espacio-temporal tipo II (véase el cuadro 1). A los efectos comparativos, en el cuadro 2 se presentan las estimaciones de los seis modelos ajustados.

Cuadro 2
Estimaciones posteriores de efectos fijos, modelos espacio-temporales

Modelo	Parámetro	Media	Desviación estándar	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3
Clásico paramétrico	α	0,613	0,036	0,542	0,613	0,684
Clásico paramétrico	año	-0,537	0,003	-0,542	-0,537	-0,531
No paramétrico	α	-1,677	0,022	-1,721	-1,677	-1,632
Interacción tipo I	α	-0,928	0,021	-0,969	-0,928	-0,886
Interacción tipo II	α	-0,315	0,052	-0,418	-0,315	-0,212
Interacción tipo III	α	-0,028	1 751,881	-3 439,561	-0,077	3 436,635
Interacción tipo IV	α	-1,672	52,174	-104,106	-1,674	100,677

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones de R-INLA.

Las estimaciones posteriores de los parámetros de los seis modelos espacio-temporales propuestos, que comprenden estimaciones para los efectos fijos, se presentan en el cuadro 2, mientras que los efectos aleatorios estructurados y no estructurados, tanto espaciales como temporales, se presentan en el cuadro 3. Además, las tasas estandarizadas de fecundidad observadas, así como los resultados correspondientes al predictor lineal estimado se presentan en los mapas 1 y 2, respectivamente. El mapa 1 muestra la distribución espacio-temporal de las tasas globales de fecundidad observadas, mientras que las tasas globales de fecundidad estimadas por el modelo de interacción espacio-temporal tipo II se presentan en el mapa 2. En ambos casos se hace referencia a la totalidad de municipios de México y al período estudiado.

Cuadro 3
Estimaciones posteriores de efectos aleatorios, modelos espacio-temporales

Modelo de interacción II	Media	Desviación estándar	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3
ui Efecto espacial estructurado	377,443	96,1	214,983	369,542	588,599
vi Efecto espacial no estructurado	12,101	5,033	5,549	11,009	24,827
ρt Efecto temporal estructurado	15,708	9,804	3,816	13,489	40,888
φt Efecto temporal no estructurado	4,747	2,588	1,376	4,223	11,253
γit Efecto de interacción espacio-temporal	0,447	0,007	0,434	0,447	0,461

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones de R-INLA.

En el cuadro 2 se muestran las estimaciones posteriores de los efectos fijos de la media, la desviación estándar y los cuartiles de los modelos (1) a (6). El parámetro α puede interpretarse como la TGF media estimada para todos los municipios de México en el período analizado, lo que implica, para el caso del modelo no paramétrico de interacción espacio-temporal tipo II, que el número promedio esperado de hijos es $0,72 = \exp(-0,315)$, para los municipios y el período referido. Debe señalarse que la TGF observada promedio para los municipios de México en el período 1970-2020 se estimó en 4,0 hijos por mujer.

El descenso de la fecundidad en México habría comenzado en municipios urbanos, como la Ciudad de México y Guadalajara, para después expandirse, a través de un proceso de difusión impulsado por similitudes culturales, lingüísticas y socioeconómicas, a los municipios vecinos. Dado lo que se muestra en los mapas 1 y 2, sin embargo, no puede sostenerse que el descenso de la fecundidad en los municipios de México haya ocurrido en dichos términos. Esta situación puede verse específicamente en los municipios de Tuxtla Gutiérrez, Oaxaca y Tapachula, que encabezaron el descenso de la natalidad en sus respectivas regiones, pero cuyos municipios vecinos presentan importantes rezagos en términos de reducción de la fecundidad. Por ejemplo, el municipio de Oaxaca presenta niveles relativamente bajos de fecundidad y está rodeado por municipios con altas tasas globales de fecundidad. Estos resultados parecen indicar que la vecindad geográfica y la distancia no son necesariamente los factores fundamentales para explicar el proceso de difusión, por lo que es importante interpretar cuidadosamente los patrones espaciales de difusión de comportamientos en materia de fecundidad (Devolder, Nicolau y Panaredaet, 2006, pág. 81).

La mayoría de los municipios que rodean a las ciudades de Puebla y Oaxaca parecen haber sido poco permeables al proceso de difusión debido al rezago que presentan con relación al descenso esperado de la fecundidad (véase el mapa 2), cuantificado en términos del número promedio de hijos por mujer (González Galbán, Palma y Montes, 2007). La situación parece responder más a una ausencia de proximidad cultural y lingüística que a la proximidad geográfica. Sin embargo, los resultados muestran la complejidad espacio-temporal del proceso de descenso de la fecundidad.

El comportamiento espacio-temporal de las tasas estandarizadas de fecundidad municipales para el período 1970-2020 se presenta en el mapa 1, mientras que las estimaciones de los efectos espaciales y temporales estructurados y no estructurados para el modelo de interacción espacio-temporal tipo II se muestran en el cuadro 3. Cabe destacar que las estimaciones presentadas en el cuadro 3, donde se registran la media, la desviación estándar y los cuartiles estimados para los distintos parámetros del modelo, asignan un peso significativamente mayor a los efectos espaciales que a los efectos temporales, lo que pone de relieve la importancia del efecto espacial (especialmente el estructurado) al momento de explicar los cambios observados en los niveles de fecundidad municipales. En el modelo de interacción tipo II, entonces, la media de la densidad posterior del efecto espacial estructurado u_i es mucho mayor que la presentada por el efecto temporal estructurado ρ_t y por los efectos espaciales (vi) y temporales (ρ_t) no estructurados, lo que implica que el efecto espacial estructurado tiene una importancia mayor que su contraparte temporal respecto de

la ponderación utilizada para modelar la evolución observada de la fecundidad. En este sentido, es importante señalar que los efectos espaciales estructurados, impuestos a través de relaciones espaciales de vecindad, son un elemento estructural fundamental para analizar el proceso de difusión que posibilita la expansión de los determinantes que hicieron posible la baja de la fecundidad en los municipios de México a lo largo del período analizado.

La variación observada entre los efectos temporales estructurados ρt y los efectos temporales no estructurados φt , donde la media de la densidad posterior de la precisión de los efectos estructurados es relativamente menor que la estimada para los efectos temporales no estructurados, implica que la capacidad explicativa del modelo de interacción espacio-temporal debe tomar en cuenta la interacción de los efectos espaciales y temporales (Schrödle y Held, 2011). Esto se debe a que las variaciones entre efectos espaciales y temporales no estructurados son relativamente pequeñas comparadas con la variación entre efectos espaciales y temporales estructurados (véase el cuadro 3). La media de la densidad posterior estimada para el término de interacción espacio-temporal γit resulta ser pequeña en relación con las medias estimadas para los efectos temporal y espacial (Martins y otros, 2013). Sin embargo, logra capturar adecuadamente la dependencia espacial y la evolución temporal de las tasas específicas de fecundidad.

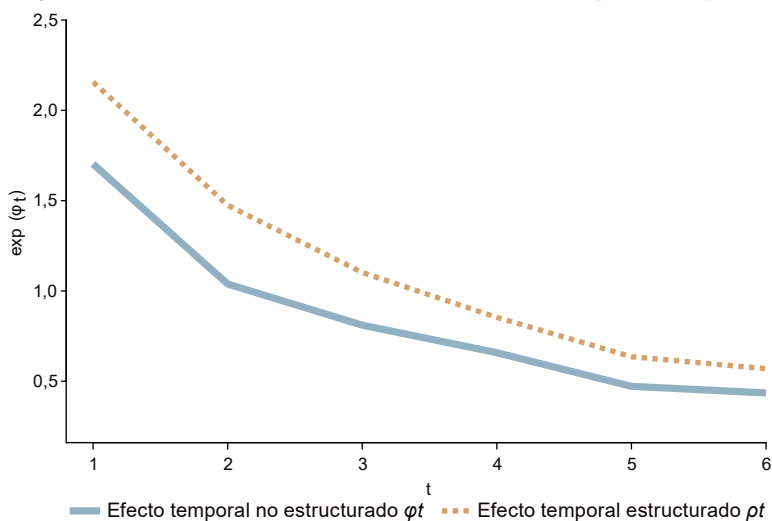
El mapa 1 muestra la evolución de las tasas globales de fecundidad en los municipios de México. El proceso de estandarización (que incluye la aplicación del logaritmo natural) durante la fase de ajuste del modelo hace comparables las tasas entre municipios y a lo largo del tiempo. Sin embargo, una vez obtenidas las estimaciones, se transformaron a tasas globales de fecundidad, de forma que todos los municipios en tonos oscuros presentan niveles de fecundidad significativamente mayores a los alcanzados por su población estándar. Durante 1980 se contabilizaron 1.226 municipios con una TGF > 6 (el 50% de los municipios a nivel nacional) (véanse los mapas 1 y 2). Para 2015 se registró un total de 56 municipios con una TGF superior a 3,0 hijos promedio por mujer, lo que implicó una marcada reducción en el número de municipios que presentan altos niveles de fecundidad. En 2015 existían en México 867 municipios con tasas de fecundidad por debajo del nivel de reemplazo, mientras que en 2005 estos municipios eran solo 112 (véase el mapa 1).

El mapa 2 presenta la evolución de la media posterior estimada por el modelo de interacción espacio-temporal tipo II de las tasas globales de fecundidad para los municipios de México en el período 1970-2020. Las estimaciones muestran un claro efecto de sobreajuste de las tasas en 1980 y 2020, en especial en los municipios de la frontera norte, donde el modelo sobreestima el número de municipios con altos niveles de fecundidad.

La evolución de las tasas globales de fecundidad muestra, en el mapa 2, la existencia de algunos conglomerados de alta fecundidad en los estados de Oaxaca-Puebla, Sonora y Yucatán-Campeche, además de conglomerados de baja fecundidad en los estados de Baja California, Guanajuato-Jalisco-Aguascalientes y Ciudad de México-Queretaro-Morelos-Estado de México. En general, la estimación de las tasas muestra que estados como Oaxaca, Chiapas, Sonora y Coahuila acumulan un importante rezago en materia de reducción de la fecundidad.

El gráfico 2 muestra la tendencia estimada por el modelo de interacción espacio-temporal tipo II para los efectos temporales estructurados ρt y no estructurados φt . Se observa una marcada reducción del efecto temporal estructurado hasta 2010 y posteriormente se constata un ligero decremento. En el mismo sentido que el efecto temporal no estructurado, se reduce de forma sostenida, lo que implica que las variaciones temporales producto de factores no aleatorios (capturados por el modelo) ejercen un efecto importante sobre la evolución temporal de los niveles de fecundidad.

Gráfico 2
México: tendencia posterior de los efectos temporales estructurados ρt y no estructurados φt del modelo de interacción espacio-temporal



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de estimaciones de R-INLA.

De lo expuesto se puede concluir que un alto porcentaje de municipios de entidades federativas como Sonora, Coahuila, Puebla, Oaxaca y Yucatán, sin bien han reducido sus niveles de fecundidad, se han visto rezagados con relación al descenso medio alcanzado a nivel nacional a lo largo del período analizado. En los mapas 1 y 2 puede observarse un incremento en los niveles de desigualdad entre los municipios con altas y bajas tasas de fecundidad. Si bien el descenso de la fecundidad ha sido generalizado, los municipios que inicialmente tenían niveles bajos de fecundidad la redujeron de forma más intensa, mientras que los municipios con altas tasas al inicio del período mostraron descensos mucho menores (véase el cuadro 4).

Cuadro 4
México: evolución de la tasa global de fecundidad (TGF), municipios con mayores y menores diferencias, 1980-2020

nom_ent	nom_mun	1980	1990	2000	2010	2020
Oaxaca	San Juan Ihualtepec	7,2	6,4	5,7	4,8	3,4
Oaxaca	San Francisco Ozolotepec	7,3	5,2	4,9	3,4	2,6
Oaxaca	San Francisco Tlapancingo	7,2	6,4	5,2	3,8	2,7
Ciudad de México	Gustavo A. Madero	5,2	3,8	2,5	2,1	1,9
Ciudad de México	Álvaro Obregón	5,0	3,7	2,5	1,9	1,7
Ciudad de México	Tlalpan	4,8	3,3	2,6	1,8	1,6

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de R-INLA.

D. Discusión

El ajuste de los seis modelos bayesianos espacio-temporales se realizó utilizando el paquete R-INLA disponible en lenguaje R (R Core Team, 2016), que implementa la aproximación anidada integrada de Laplace (INLA). La aproximación INLA representa un nuevo paradigma en la especificación de modelos bayesianos, al centrarse en la estimación de distribuciones marginales a partir de un enfoque basado en aproximaciones, por lo que resulta una alternativa más rápida en relación con el método de Cadenas de Markov Monte Carlo (MCMC) (Gómez-Rubio, 2020).

El modelo de interacción espacio-temporal tipo II supone que las estimaciones de las tasas específicas de fecundidad en cada municipio se obtienen como la suma de los efectos aleatorios espaciales y temporales, así como de su interacción, razón por la que resulta imposible aislar el comportamiento específico de un municipio. Esto, desafortunadamente, puede ocasionar problemas de sobreajuste del modelo en algunos municipios y durante algunos períodos de tiempo, situación que se presenta con mayor intensidad cuando la información contiene un alto porcentaje de datos faltantes.

La variación observada entre los efectos espaciales estructurados u_i y los efectos temporales no estructurados ρ_t muestra que la estimación media de la densidad posterior de la precisión de los efectos espaciales es significativamente mayor que la estimada para los efectos temporales, lo que implica que el modelo debe tomar en cuenta la interacción entre efectos espaciales y temporales (Schrödle y Held, 2011). Esto se debe a que la interacción entre efectos espaciales y temporales estructurados es relativamente mayor a la presentada entre los efectos no estructurados (véase el cuadro 3), al tiempo que el valor estimado del término de interacción espacio-temporal γ_{it} del modelo de interacción tipo II, alcanza un elevado nivel de significancia estadística (una desviación estándar dos veces menor al valor medio estimado del término de interacción), lo que le permite obtener una mayor reducción del valor estimado de AIC en relación con los modelos en competencia.

En el gráfico 2, que presenta la evolución de los efectos temporales estructurados y no estructurados, se observa que el efecto temporal estructurado se ha reducido

significativamente durante el período comprendido entre 1970 y 2010, para posteriormente decrecer a un ritmo menor, lo que implica que las tasas de fecundidad tenderán a reducirse más lentamente en los próximos años (al tratarse de un efecto temporal).

Los efectos espaciales estructurados (y no estructurados) ejercen una fuerte influencia sobre la evolución de las tasas de fecundidad, mayor a la presentada por los efectos temporales. Esta situación implica que el efecto generado por la difusión de conocimientos y comportamientos reproductivos entre regiones vecinas habría tenido un impacto proporcionalmente alto. Esto no se confirma en los mapas 1 y 2, que muestran una ausencia del efecto esperado de difusión espacial sobre el descenso de la fecundidad entre municipios contiguos. No se observa una disminución espacial continuada en los niveles de fecundidad, como era de esperarse, en las áreas vecinas a zonas urbanas, especialmente en los municipios pioneros en el descenso de la fecundidad en México.

E. Conclusiones

Los resultados muestran que en 2020, una elevada proporción de los municipios de México (46,9%) han alcanzado niveles de fecundidad por debajo del reemplazo (2,1 hijos por mujer). Esto implica un descenso sustancial de la fecundidad, dado que en la mayoría de los casos el descenso comenzó a partir de niveles cercanos a 6 hijos promedio por mujer (la TGF promedio de los municipios en 1980 era de 6,3). Durante el período 1980-1990, el número de municipios con una TGF superior a 6 hijos por mujer disminuyó de 1.435 a 67, mientras que el número de municipios con una TGF inferior a 4 hijos por mujer aumentó de 8 a 378, por lo que México ha alcanzado un nivel de fecundidad de reemplazo en 2020. Sin embargo, la reducción de los niveles de fecundidad en los municipios de México ha ocurrido en contextos muy dispares. Mientras la fecundidad ha alcanzado niveles de reemplazo en una gran cantidad de municipios urbanos, con condiciones de acceso a servicios de salud, educación y empleo razonablemente favorables, varios municipios ubicados en áreas rurales dispersas o semidispersas, que enfrentan todo tipo de carencias de bienes y servicios, y en especial aquellos donde existen marcadas diferencias culturales y lingüísticas, presentan grandes rezagos en materia de reducción de la fecundidad.

La teoría de la difusión señala que el descenso de la fecundidad comienza en puntos específicos del territorio para posteriormente propagarse a un conjunto de áreas vecinas a través de un proceso basado en la contigüidad geográfica y en la existencia de similitudes culturales y lingüísticas. No obstante, como puede observarse en los mapas 1 y 2, el proceso de difusión no logra explicar exitosamente los mecanismos de reducción de la fecundidad en México. La hipótesis planteada en términos de la importancia de la difusión espacial para explicar la caída de la fecundidad en los municipios mexicanos parece no sostenerse dada la información presentada en los mapas 1 y 2, que indica que los cambios se explican, mayormente, por cambios temporales (es decir, por el transcurrir del tiempo) y no por variaciones espaciales estructuradas (es decir, por un efecto de contagio entre municipios vecinos). Esto puede

deberse, en gran medida, a la existencia de barreras (culturales o lingüísticas) que pudieron hacer poco permeable la difusión de los comportamientos entre municipios, a pesar de la cercanía geográfica con núcleos urbanos pioneros en el descenso de la fecundidad (véase, por ejemplo, el municipio de Oaxaca capital). Otra posible explicación proviene del hecho de que la difusión de actitudes, conocimientos y comportamientos reproductivos pudo haber modificado sus canales de transmisión, abandonando la cercanía geográfica, cultural o lingüística, para adoptar canales de transmisión digitales, como la radio, la televisión o Internet. Esto implicaría que el proceso pudo pasar del uso de canales de transmisión vertical a canales mucho más horizontales, donde las ideas se difunden entre pares.

Si bien la teoría de la difusión se ha centrado en el efecto generado por los métodos de control de la natalidad, como un mecanismo fundamental de reducción de la fecundidad, en futuras investigaciones debe considerarse integrar el análisis de determinantes socioeconómicos y la importancia de los procesos de interacción y difusión de las ideas en los cambios observados en la distribución espacio-temporal de los patrones de fecundidad. También debe tomarse en cuenta el carácter activo de las personas en la toma de decisiones (Consejo Nacional de Investigaciones, 2001), lo que comprende el análisis de las trayectorias reproductivas y de comunicación sobre la sexualidad en las familias, así como la incorporación de la perspectiva de género. En este sentido, la demografía espacial permitiría hacer importantes contribuciones al análisis de la fecundidad desde una perspectiva que incluye el estudio de los efectos espaciales de los determinantes de la fecundidad.

La aproximación anidada integrada de Laplace (INLA), desarrollada recientemente, se ha constituido en una herramienta accesible, capaz de generar soluciones analíticas que aproximan de manera eficiente la distribución posterior de los parámetros de modelos gaussianos latentes, de modo que el enfoque basado en la aproximación INLA ha permitido obtener inferencias bayesianas eficientes y confiables para las seis variaciones de modelos espacio-temporales presentados en esta investigación. El éxito de las estimaciones se debe a que la aproximación INLA proporciona importantes ventajas computacionales que le permiten competir con los métodos de estimación tradicionales, como la Cadena de Markov Monte Carlo (MCMC), el algoritmo de Metropolis-Hastings y el muestreo de Gibbs.

Bibliografía

- Bivand, R., V. Gómez-Rubio y H. Rue (2015), "Spatial data analysis with R-INLA with some extensions", *Journal of Statistical Software*, vol. 63, N° 20.
- Blangiardo, M. y M. Cameletti (2015), *Spatial and Spatio-temporal Bayesian Models with R-INLA*, Chichester, John Wiley & Sons.
- Bongaarts, J. (1978), "A framework for analyzing the proximate determinants of fertility", *Population and Development Review*, vol. 4, N° 1.
- Bongaarts, J. y S. C. Watkins (1996), "Social interactions and contemporary fertility transitions", *Population and Development Review*, vol. 22, N° 4.
- Caldwell, J. C. (2006), *Demographic Transition Theory*, Países Bajos, Springer.
- ___ (1968), *Population Growth and Family Change in Africa: The New Urban Elite in Ghana*, Canberra, Australian National University Press.
- Carlsson, G. (1966), "The decline of fertility: innovation or adjustment process", *Population Studies*, vol. 20, N° 2.
- Casique, I. (2003), "Uso de anticonceptivos en México: ¿qué diferencia hacen el poder de decisión y la autonomía femenina?", *Papeles de Población*, vol. 9, N° 35.
- Chackiel, J. (2004), "La dinámica demográfica en América Latina", *serie Población y Desarrollo*, N° 52 (LC/L.2127-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Chackiel, J. y S. Schkolnik (2003), "América Latina: los sectores rezagados en la transición de la fecundidad", *serie Población y Desarrollo*, N° 42 (LC/L.1952-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Cleland, J. y C. Wilson (1987), "Demand theories of the fertility transition: an iconoclastic view", *Population Studies*, vol. 41, N° 1.
- Coale, A. (1973), "The demographic transition", *Proceedings of the International Population Conference*, vol. 1, Lieja, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP).
- CONAPO (Consejo Nacional de Población) (2018), *Proyecciones de la población de México y de las entidades federativas, 2016-2050*, México.
- Consejo Nacional de Investigaciones (2001), *Diffusion Processes and Fertility Transition: Selected Perspectives*, Washington, D.C., The National Academies Press.
- Davis, K. y J. Blake. (1960), "La estructura social y la fecundidad. Un sistema analítico", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 4, N° 3.
- Demeny, P. (1972), "Early fertility decline in Austria-Hungria: a lesson in demographic transition", *Population and Social Change*, D. V. Glass y R. Revelle (eds.), Londres, Edward Arnold.
- Devolder, D., R. Nicolau y E. Panareda (2006), "La fecundidad de las generaciones españolas nacidas en la primera mitad del siglo XX: un estudio a escala provincial", *Revista de Demografía Histórica*, vol. 24, N° 1.
- Figueroa, B. (1982), "El problema del registro tardío de los nacimientos". *Investigación demográfica en México 1980*, Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología, México.
- Gómez-Rubio, V. (2020), *Bayesian Inference with INLA*, Nueva York, CRC Press.
- González Galbán, H., Y. Palma y M. L. Montes (2007), "Análisis regional de los determinantes próximos de la fecundidad en México", *Papeles de Población*, vol. 13, N° 51.
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía) (2021), "Natalidad" [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/natalidad/#Microdatos> [fecha de consulta: 7 de febrero de 2021].
- Juárez, F. y J. Quilodrán (1990), "Mujeres pioneras del cambio reproductivo en México", *Revista Mexicana de Sociología*, vol. 52, N° 1.

- Juárez, F., J. Quilodrán y M. Zavala de Cosío (1989), “De una fecundidad natural a una controlada: México 1950-1980”, *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 4, N° 1.
- Martino, S. y H. Rue (2008), *Implementing Approximate Bayesian Inference using Integrated Nested Laplace Approximation: A Manual for the INLA Program*, Noruega, Universidad de Ciencia y Tecnología de Noruega.
- Martins, T. y otros (2013), “Bayesian computing with INLA: new features”, Cornell University [en línea] <https://arxiv.org/abs/1210.0333>.
- Mier y Terán, M. (1989), “La fecundidad en México: 1940–1980. Estimaciones derivadas de la información del registro civil y de los censos”, *La fecundidad en México: cambios y perspectivas*, B. Figueroa Campos (comp.), Ciudad de México, El Colegio de México.
- Mier y Terán, M. y V. M. García Guerrero (2019), “Registro de los nacimientos en México: una mirada crítica de su evolución en las últimas tres décadas”, *Realidad, Datos y Espacio*, vol. 10, N° 3, Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI).
- Moraga, P. (2019), *Geospatial Health Data: Modeling and Visualization with R-INLA and Shiny*, CRC Press.
- Páez, O. y M. E. Zavala de Cosío (2017), “Tendencias y determinantes de la fecundidad en México: las desigualdades sociales”, *Generaciones, cursos de vida y desigualdad social*, M. Coubès, P. Solís, M. E. Zavala de Cosío (coords.), El Colegio de México/El Colegio de la Frontera Norte.
- Palma Cabrera, Y. (2005), “Políticas de población y planificación familiar”, *Demos*, N° 16, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).
- Puyol, R. (1987), “El uso de los modelos de difusión espacial de innovaciones en el estudio geográfico de la fecundidad”, *Anales de Geografía de la Universidad Complutense*, vol. 7, Universidad Complutense.
- R Core Team (2016), “R: a language and environment for statistical computing”, Viena, R Foundation for Statistical Computing.
- Riebler, A. y otros (2016), “An intuitive Bayesian spatial model for disease mapping that accounts for scaling”, *Statistical Methods in Medical Research*, vol. 25, N° 4.
- Romo, R. y M. Sánchez (2009), “El descenso de la fecundidad en México, 1974-2009: a 35 años de la puesta en marcha de la nueva política de población”, *La situación demográfica de México 2009: 35 años de la política de población*, Ciudad de México, Consejo Nacional de Población (CONAPO).
- Rosero-Bixby, L. (1991), “Interaction diffusion and fertility transition in Costa Rica”, tesis de doctorado, Ann Arbor, Universidad de Michigan.
- Rosero-Bixby, L. y J. Casterline (1994), “Interaction diffusion and fertility transition in Costa Rica”, *Social Forces*, vol. 73, N° 2, Oxford University Press.
- Rue, H., S. Martino y N. Chopin (2009), “Approximate Bayesian inference for latent Gaussian models by using integrated nested Laplace approximations”, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B. Statistical Methodology*, vol. 71, N° 2.
- Schrödle, B. y L. Held (2011), “Spatio-temporal disease mapping using INLA”, *Environmetrics*, vol. 22, N° 6.
- Sharaffi, Z. y otros (2018), “Bayesian spatio-temporal analysis of stomach cancer incidence in Iran, 2003–2010”, *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, vol. 32, N° 7.
- Wang, X., Y. R. Yue y J. J. Faraway (2018), *Bayesian Regression Modeling with INLA*, CRC Press.
- Welti, C. (1998), “Determinantes próximos de la fecundidad”, *Demografía II*, México, Programa Latinoamericano de Actividades en Población (PROLAP).
- _____(1980), “Estimación del cambio en el nivel de fecundidad de la población del área metropolitana de la ciudad de México entre 1964-1976”, *Investigación demográfica en México-1980*, México, Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología.
- Zavala de Cosío, M. E. (2010), “Variables determinantes de la fecundidad y fuente de datos: métodos clásicos, avances recientes, perspectivas”, documento presentado en la X Reunión Nacional de Investigación Demográfica en México, Ciudad de México, 3 a 6 de noviembre.
- _____(1992), *Cambios de fecundidad en México y políticas de población*, México, El Colegio de México/Fondo de Cultura Económica.

Evolución del diferencial por sexo de la mortalidad en la niñez según las principales causas de muerte¹

Laura L. Rodríguez Wong²

Juliana Vasconcelos de Souza Barros³

Gabriela Marise de Oliveira Bonifácio⁴

Recibido: 04/03/2021

Aceptado: 25/06/2021

Resumen

En este trabajo se analiza la evolución del diferencial por sexo de la mortalidad en la niñez en el Brasil para el período 2000-2018, según las principales causas de muerte. Se utilizan estadísticas vitales para calcular, mediante tasas de mortalidad específicas, razones de mortalidad por sexo. Los datos empíricos permiten suponer la existencia de un patrón de razones de mortalidad por sexo en forma de campana: en el caso de la mortalidad de los menores de 1 año, se observa un bajo diferencial por sexo en contextos de alta mortalidad, que aumenta —beneficiando relativamente más a las niñas— a medida que disminuye el nivel de mortalidad y vuelve a niveles relativamente bajos, con tendencia a desaparecer. En el caso de la mortalidad en las edades de 1 a 4 años, la evolución de las causas de muerte prevalentes impediría, según el contexto, la eliminación de ese diferencial. Los resultados muestran que, en el Brasil, junto con la significativa reducción de la mortalidad en la niñez en el período examinado, se redujo también la razón de

¹ Este artículo se basa en un trabajo preliminar de Rodríguez Wong y otros (2014). Las autoras agradecen a las agencias brasileñas de fomento Coordinación de Perfeccionamiento de la Enseñanza Superior (CAPES) y Consejo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (CNPq) por el apoyo recibido en la realización de esta investigación.

² Doctora en Demografía, Investigadora y Profesora Titular del Centro de Desarrollo y Planificación Regional (CEDEPLAR) de la Universidad Federal de Minas Gerais. Correo electrónico: lwong@cedeplar.ufmg.br.

³ Doctora en Demografía e Investigadora del Posdoctorado del Departamento de Demografía del CEDEPLAR de la Universidad Federal de Minas Gerais. Correo electrónico: julianavsbarros@gmail.com.

⁴ Doctora en Demografía y Posdoctoranda del Programa de Posgrado en Demografía de la Universidad Federal del Río Grande del Norte (UFRN). Correo electrónico: gabriela.o.bonifacio@gmail.com.

mortalidad por sexo en las principales causas de muerte, a excepción de las causas externas, en las que se mantiene relativamente alta. Este hallazgo revelaría la perversa influencia de las relaciones de género, que afectarían en mayor proporción a los niños, anunciando una brecha que se amplía en la juventud y la edad adulta.

Palabras clave: mortalidad infantil, mortalidad en la niñez, distribución por sexo, causas de muerte, mortalidad masculina, estadísticas de mortalidad, Brasil.

Abstract

This paper analyses trends in the sex differential in child mortality in Brazil for the period 2000–2018, by main causes of death. Vital statistics are used to calculate mortality ratios by sex, based on specific mortality rates. The empirical data suggest that there is a bell-shaped pattern of sex-specific mortality ratios: in the case of infant mortality, the sex differential is low when mortality is high and increases—in relative favour of girls—as mortality decreases, returning to relatively low levels and then disappearing. In the case of under-5 mortality, trends in the main causes of death could, depending on the context, prevent the elimination of this differential. The results show that the significant reduction in child mortality in Brazil during the period under review was accompanied by a fall in the mortality ratio by sex for the main causes of death, with the exception of external causes, where it remains relatively high. This finding appears to reflect the perverse influence of gender relations, which predominantly affect boys, foreshadowing a gap that widens in youth and adulthood.

Keywords: infant mortality, child mortality, sex distribution, causes of death, male mortality, mortality statistics, Brazil.

Résumé

Ce document vise à étudier l'évolution du différentiel entre les sexes en matière de mortalité infantile au Brésil pour la période 2000-2018, en fonction des principales causes de décès. Le calcul des statistiques de l'état civil permet de déterminer, par le biais de taux de mortalité spécifiques, des ratios de mortalité par sexe. Les données empiriques suggèrent l'existence d'un schéma en forme de cloche des ratios de mortalité par sexe: Dans le cas de la mortalité des enfants de moins d'un an, on observe un faible différentiel entre les sexes dans des contextes de forte mortalité, qui augmente, et profite relativement plus aux filles, lorsque le niveau de mortalité diminue, et revient à des niveaux relativement bas, en affichant une tendance à disparaître, lorsque le niveau de mortalité diminue. Dans le cas de la mortalité des 1-4 ans, l'évolution des principales causes de décès empêcherait, selon le contexte, la disparition de ce différentiel. Les résultats obtenus indiquent qu'au Brésil, parallèlement à la réduction significative de la mortalité infantile au cours de la période considérée, le rapport de mortalité par sexe pour les principales causes de décès a également diminué, à l'exception des causes externes, où il reste relativement élevé. Ce constat révélerait l'influence perverse des relations entre les sexes, qui toucherait davantage les garçons, annonçant un écart qui se creuse dans la jeunesse et à l'âge adulte.

Mots clés: mortalité infantile, mortalité des jeunes enfants, répartition par sexe, cause de décès, mortalité masculine, statistiques de mortalité, Brésil.

Introducción

Las autoridades informaron que un niño de 4 años de Indiana murió tras recibir un disparo accidental en la cabeza mientras jugaba a luchar con su padre⁵

Un niño de apenas 3 años muere de una herida de bala después de que su primo le disparara accidentalmente – Cuiabá/MT⁶

Los indicadores de mortalidad infantil y juvenil son un instrumento importante para los estudios demográficos y de planificación porque reflejan las condiciones de vida de la población. Su progreso refleja la evolución de la relación entre la población y el contexto ambiental, social, cultural y económico en que se encuentra, pues la mortalidad en los primeros años de vida está directamente relacionada con esos factores⁷.

Los análisis de la mortalidad en la niñez (entre 0 y 4 años de edad) muestran que, en una primera etapa, la reducción de sus niveles suele obedecer a la disminución de la mortalidad por factores exógenos, generalmente relacionados con el medio ambiente, la nutrición, el saneamiento y la asistencia médico-hospitalaria⁸. En una segunda etapa, la disminución se debe a factores endógenos (como la genética, la edad de la madre o el peso o la altura al nacer), que son más difíciles de evitar y cuya reducción es más lenta (Bourgeois-Pichat, 1952; De C. Ferreira y Ortiz Flores, 1987). Así, al disminuir el nivel de mortalidad, se sabe que hay una modificación en el patrón de las causas de muerte. Por ejemplo, en el caso de la mortalidad infantil (menores de 1 año), se reduce la mortalidad por enfermedades infecciosas y parasitarias y aumenta la representatividad de las causas perinatales y las anomalías congénitas. En el grupo de 1 a 4 años, con la disminución de los niveles de mortalidad, las causas principales se relacionan con las denominadas causas externas.

En el caso del Brasil, la mortalidad en la niñez ha disminuido drásticamente. Según las estimaciones del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE, 2019), esta tasa, que era de 84 muertes por cada 1.000 nacidos vivos en 1980, se redujo a 35,5 en 2000 y a 19,8 en 2010. En la actualidad, estaría en torno a 14,4 por cada 1.000. En un cuidadoso estudio sobre la carga de las enfermedades, França y otros (2017) encontraron una reducción de magnitud similar (el 67% entre 1990 y 2015). La tasa de mortalidad infantil, que es la que presenta el mayor peso en la mortalidad en la niñez, se sitúa alrededor de 12,4 muertes por cada 1.000 nacidos vivos.

Al tener en cuenta la variable sexo, las causas de muerte responsables en gran medida de la mortalidad en los primeros años de vida suelen afectar con mayor intensidad a los varones

⁵ Véase [en línea] <https://edition.cnn.com/2020/01/25/us/father-son-play-wrestling-shot-head-saturday-trnd/index.html>.

⁶ Véase [en línea] <https://www.rdnews.com.br/policia/menino-de-apenas-3-anos-morre-baleado-apos-proprio-primo-atirar-acidentalmente/129191>.

⁷ Véase información concluyente sobre esta asociación en América Latina en el estudio seminal de Hugo Behm (1979), reeditado en 2011 (Behm, 2011).

⁸ Esta relación de causalidad fue ampliamente formalizada, tanto para la mortalidad general (Omran, 1971) como específicamente para la mortalidad en la niñez. Véanse, por ejemplo, McKeown (1976), Bourgeois-Pichat (1952), De C. Ferreira y Ortiz Flores (1987) y los estudios clásicos sobre la transición epidemiológica (Omran, 1971).

(Chor, Duchiate y Jourdan, 1992). Sin embargo, muchas de ellas pueden evitarse mediante una atención prenatal y de la salud materna de calidad. En el grupo etario de 1 a 4 años, las causas de muerte estarían vinculadas esencialmente a factores de comportamiento, incluso de género. Históricamente, el diferencial por sexo de la mortalidad en la niñez, incluso en poblaciones en que esta presenta una rápida reducción (como los países latinoamericanos), se ha caracterizado por una sobremortalidad masculina.

No obstante, los datos empíricos presentados en Rodríguez Wong y otros (2014) y Rodríguez Wong y otros (2013) apunta a una nueva tendencia, definida por una disminución de la sobremortalidad masculina en los primeros años de vida, un comportamiento muy diferente del observado hasta entonces. Así, en el Brasil, donde la mortalidad en la niñez ha disminuido considerablemente en las últimas décadas, se verificó una tendencia a la disminución del diferencial por sexo y, específicamente, de la mortalidad infantil, conforme se reducen sus niveles.

Sobre la base de los hallazgos citados, y considerando la relativa escasez de estudios que profundicen el análisis de los cambios en la mortalidad según el sexo, en este trabajo se busca trazar un panorama de la mortalidad en la niñez en el Brasil en las décadas de 2000 y 2010, a fin de delinear la tendencia a la reducción del diferencial por sexo y verificar si hubo cambios en el patrón de las causas de muerte que expliquen dicha reducción. Así, el objetivo es investigar si la disminución de la sobremortalidad masculina en la niñez en el Brasil se explica por los bajos niveles que viene presentando la propia mortalidad, así como entender la relación entre este fenómeno y el cambio en el patrón epidemiológico de la mortalidad.

De acuerdo con la hipótesis que orienta este estudio, existen diferencias biofisiológicas por sexo: los niños presentarían desventajas con respecto a las niñas. Sin embargo, esas diferencias son sensibles tanto al acceso a la tecnología o los conocimientos médicos como a las mejoras en el contexto epidemiológico y sanitario, que delinearían una transición del patrón de mortalidad en la niñez que favorecería una mayor supervivencia de los varones con respecto a las niñas y llevaría a una reducción de los diferenciales por sexo de la mortalidad. Esta reducción solo se interrumpiría por factores exógenos o contextuales, incluidos los factores actitudinales.

El análisis se desarrolla para las grandes regiones brasileñas, a partir de la información sobre la causa de muerte de los menores de 5 años registrada en el Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) del Ministerio de Salud, para el período comprendido entre 2000 y 2018.

Desde hace varias décadas, el Brasil se caracteriza por una evidente desigualdad de género, según la cual, paradójicamente, el diferencial por sexo de la mortalidad favorece a las mujeres, aumentando aún más la importancia de comprender la evolución de esta dimensión⁹. El análisis del cambio en la prevalencia de las causas de muerte en los primeros años de vida, así como su impacto diferenciado en la supervivencia masculina y femenina, podrá contribuir por ejemplo a la interpretación de las consecuencias de determinadas prácticas obstétricas y de atención prenatal y posnatal para niños y niñas. Asimismo,

⁹ Mientras el diferencial por sexo de la mortalidad (medida por la esperanza de vida al nacer) sitúa a las mujeres brasileñas entre aquellas con las mayores ventajas con respecto a los hombres a nivel mundial, las otras dimensiones del índice de la brecha de género sitúan al Brasil en el 50% de países que más discriminan a la mujer (Foro Económico Mundial, 2019).

se espera que los resultados contribuyan a la realización de estudios e investigaciones centrados en el diferencial por sexo de la mortalidad en la niñez en el Brasil y su impacto en la mortalidad general, a fin de orientar mejor las políticas.

A. Breve revisión de la literatura

En la literatura presentada en Rodríguez Wong y otros (2014) sobre el diferencial por sexo de la mortalidad se citan diversos estudios que sostienen la relación entre este diferencial, su nivel y la disminución de la mortalidad. Propiciada por la evolución de las técnicas de atención médica, así como por la mejora de las condiciones de saneamiento y nutrición, la disminución de la mortalidad habría conllevado un aumento del diferencial por sexo en la mortalidad infantil en las sociedades modernas. Las tablas de vida modelo basadas en la experiencia de los países desarrollados (Coale y Demeny, 1966; Naciones Unidas, 1983) implican un patrón en que el aumento de la esperanza de vida al nacer (E_0) favorece en mayor proporción al sexo femenino. Apoyados en este patrón, se realizaron numerosos estudios a fin de explicar la mayor vulnerabilidad de los varones en la mortalidad de menores de 1 año. Algunos de ellos son citados por Kruger y Nesse (2006).

La sobremortalidad masculina en la niñez se manifiesta antes del nacimiento y se relaciona con las diferencias cromosómicas y la maduración pulmonar, que es más lenta en los niños (Gómez, 2002; Zeitlin y otros, 2002; Elsmén, Steen y Hellström-Westas, 2004; Drevenstedt y otros, 2008). Es decir, habría diversas desventajas biológicas masculinas que derivan en una mayor vulnerabilidad de los niños a la mortalidad en la niñez. Algunas características de los fetos, como una mayor circunferencia de la cabeza, una mayor longitud y un mayor peso corporal, contribuyen a un aumento de la mortalidad neonatal masculina, principalmente debido a enfermedades cardiovasculares, complicaciones en el parto o nacimientos prematuros (Zeitlin y otros, 2002; Elsmén, Steen y Hellström-Westas, 2004). Drevenstedt y otros (2008) encontraron una relación entre la disminución de la sobremortalidad masculina y la reducción de la mortalidad infantil en 16 países desarrollados, a partir de la década de 1970, tras una fase previa de aumento de dicha sobremortalidad masculina¹⁰.

El cambio en el patrón epidemiológico de la mortalidad infantil sería el resultado de varios avances en el campo de la medicina y la salud pública, que promueven la reducción de la mortalidad por enfermedades infecciosas, respiratorias y relacionadas con las complicaciones del parto y los nacimientos prematuros. Así, gracias a modificaciones en el ambiente y a la adopción de medidas que compensaron la vulnerable fisiología masculina, hubo una mayor reducción de la mortalidad entre los bebés de sexo masculino, que afecta directamente la razón de mortalidad por sexo en los primeros años de vida (Drevenstedt y otros, 2008). En un reciente estudio relativo al Brasil basado en datos de panel a partir de información básica del Banco de Datos del Sistema Único de Salud (DATASUS) y

¹⁰ Drevenstedt y otros (2008) analizaron los siguientes países: Australia, Bélgica, Canadá, Dinamarca, España, Estados Unidos, Finlandia, Francia, Gales, Holanda, Inglaterra, Italia, Japón, Noruega, Suecia y Suiza.

el Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), Alves y Coelho (2020) encontraron que el ingreso tiene un efecto significativo en el proceso de disminución de la mortalidad de los menores de 1 año, reduciendo en mayor proporción la mortalidad infantil masculina.

Las actitudes de comportamiento también desempeñarían un papel importante en la razón de mortalidad por sexo en la niñez. En un inventario realizado por Sawyer (2012), llama la atención que, a pesar de que la sobremortalidad en los primeros años de vida es mayoritariamente masculina, en algunas poblaciones con altos niveles de discriminación de las mujeres suele haber sobremortalidad femenina en las edades de 0 a 4 años, como en el caso de la India y de algunos países de África Central en la década de 2000 (Sawyer, 2012, pág. 14). El autor demuestra así la influencia de las actitudes de comportamiento, más precisamente de las relaciones de género, en los diferenciales por sexo de la mortalidad en la niñez y constata que, en los países con bajos niveles de mortalidad en la primera infancia, el diferencial por sexo tiende a disminuir.

La India es un caso emblemático de la manera en que las relaciones de género se reflejan en la desigualdad de la mortalidad. Según Karkal (1987), en la India, en las décadas de 1970 y 1980, los bebés de sexo femenino recibían menos nutrientes que los bebés varones, lo que redundaba en bajo peso y una mayor susceptibilidad a las enfermedades típicas de la infancia. Con respecto al estado de Maharashtra, cuyos niveles de mortalidad femenina eran relativamente más bajos, el autor comprobó que las niñas presentaban una menor incidencia de morbilidad para diversas enfermedades, a excepción de aquellas relacionadas con la nutrición y el metabolismo. De esta manera, estableció que la relación entre la sobremortalidad femenina y la negligencia social era fruto de actitudes de comportamiento. Más recientemente, la División de Población (Naciones Unidas, 2019) documentó la presencia de sobremortalidad femenina en las edades de 1 a 4 años en numerosos países¹¹.

Las relaciones de género también explicarían el diferencial por sexo de la mortalidad en la niñez en contextos en los que prevalece el sentido de protección de las niñas y su consiguiente menor exposición al riesgo en comparación con los niños, como se menciona en el estudio de Graney (1979). En estas circunstancias, la socialización según el género estimula a los varones a participar en actividades más peligrosas y a sublimar el dolor físico o psíquico (Waldron, 1983; Rezende, Silva y Lisboa, 2015; Rodrigues Dias, 2016). Algunas construcciones sociales de la masculinidad que predominan, por ejemplo, en los contextos latinoamericanos, serían perjudiciales para la salud de los niños. Los hombres son más propensos a adoptar creencias y comportamientos que aumentan sus riesgos y afectan negativamente su supervivencia (Gómez, 2002; MINSAL, 2011). En el caso brasileño, si bien las desigualdades de género han disminuido en las últimas décadas (Diniz Alves y Cavenagui, 2013; Diniz Alves y Correa, 2009), todavía no se han eliminado. La desigualdad se manifiesta, por ejemplo, atribuyendo a los hombres comportamientos que refuerzan el estereotipo de masculinidad

¹¹ En efecto, si bien era más frecuente en el pasado, las estimaciones de supervivencia presentadas por las Naciones Unidas (2019) para períodos posteriores a 1990-2000 muestran la persistencia de la sobremortalidad femenina en las edades 1 a 4 años en varios casos. Los siguientes son algunos ejemplos: Centroamérica (Guatemala y Panamá), África (Sudán del Sur, República Unida de Tanzania, Benin), Asia Meridional (Afganistán, Bangladesh, India, Irán (República Islámica del), Pakistán), Asia Occidental (Jordania, República Árabe Siria, Yemen).

mediante demostraciones de poder, fuerza o violencia. De acuerdo con Souza (2005), esta última tiene repercusiones en la morbilidad, sobre todo de los jóvenes.

En una línea de razonamiento similar, Cecchetto (2004) caracteriza la masculinidad como un proceso ligado a la violencia. Si bien su trabajo se refiere a un contexto urbano de Río de Janeiro, podría ser un comportamiento generalizado en todo el país. Este comportamiento que explica la sobremortalidad masculina en la juventud estaría presente ya en la primera infancia si, como sugieren Alves, Pastana y Marques (2020), la voluntad de los adultos con respecto a los comportamientos de género se impone a los niños incluso antes de nacer.

Desde la primera infancia se enseña que los niños deben correr, saltar y agitarse todo lo que quieran, mientras las niñas deben organizar casitas, jugar a preparar comidas y cuidar de los hijos, preferiblemente sentadas o caminando, no corriendo (Alves, Pastana y Marques, 2020, pág. 141).

En relación con el aspecto sanitario, la vulnerabilidad masculina se pone de manifiesto en contextos poco desarrollados, en los que tanto las madres como los bebés están expuestos a enfermedades infecciosas y a la malnutrición pues, en los primeros meses de vida, la fisiología masculina sería menos robusta que la femenina, y expondría a los varones a mayores riesgos de morbilidad y mortalidad (Wells, 2000). Así, las muertes por diarrea, hemorragias, neumonía y desnutrición, entre otras, son más frecuentes entre los bebés de sexo masculino, lo que refleja una mayor mortalidad masculina de menores de 1 año por causas evitables (Elsmén, Steen y Hellström-Westas, 2004).

Si bien en la literatura no hay consenso sobre los determinantes de la evolución del diferencial por sexo en la mortalidad infantil, parece haber acuerdo sobre la existencia de una interacción entre los factores ambientales y genéticos. En este sentido, a medida que se producen mejoras en la atención obstétrica y de la salud materna, la proporción de muertes por complicaciones del parto, enfermedades y accidentes de la madre disminuye considerablemente, mientras aumenta la importancia de las muertes por malformaciones congénitas (Waldron, 1983, pág. 324). Esto significa que, a medida que la sociedad avanza en materia de atención médica, las causas de muerte evitables que afectan mayoritariamente a los hombres pierden relevancia, mientras aumenta la de las causas de muerte que afectan en mayor proporción a las mujeres. Una vez superada la barrera del primer año de vida, cobran importancia otras dimensiones, como el acceso a los servicios de salud, el ambiente social y el comportamiento.

En el caso del Brasil, también es posible verificar un cambio en la mortalidad infantil, que sigue la tendencia observada en los países desarrollados. A partir de la década de 1980 se observa una constante disminución de esta tasa que, como se ha documentado ampliamente, se relacionó en gran medida con la implementación de políticas públicas en materia de medicina preventiva, medicina curativa y saneamiento básico (Sawyer, Fernández-Castilla y Monte-Mor, 1987; IBGE, 1999; Simões, 1997; Macinko y otros, 2007; França y otros, 2017). La adopción de políticas públicas en el área de la salud contribuyó a la reducción de la mortalidad infantil por causas endógenas y, sobre todo, exógenas.

Según el Ministerio de Salud (2012), la disminución de la mortalidad infantil fue significativa entre 2000 y 2010, especialmente en el período posneonatal, con una importante reducción de las muertes por infecciones en la región Nordeste, por ejemplo. En el período neonatal, se redujeron las causas por prematuridad y malformaciones congénitas. Como se señala en el estudio de Víctora y otros (2011), con la reducción de la mortalidad infantil aumentó la representatividad de la mortalidad neonatal precoz en el país, y sus niveles, aún significativos, se deben a la falta de ampliación y mejora de la atención a la gestante y al recién nacido, no obstante los notables avances.

El análisis del comportamiento de la mortalidad infantil por sexo y causas de muerte puede utilizarse para comprender mejor el cambio en curso en el Brasil, que refleja principalmente una disminución de la sobremortalidad masculina en los primeros años de vida.

B. Datos empíricos: nivel de mortalidad y sobremortalidad masculina en los primeros años de vida

Si bien los datos empíricos sobre el diferencial por sexo de la mortalidad en la niñez son relativamente escasos, este puede observarse en contextos diversos, con resultados obtenidos a partir de diferentes fuentes de datos y métodos de estimación.

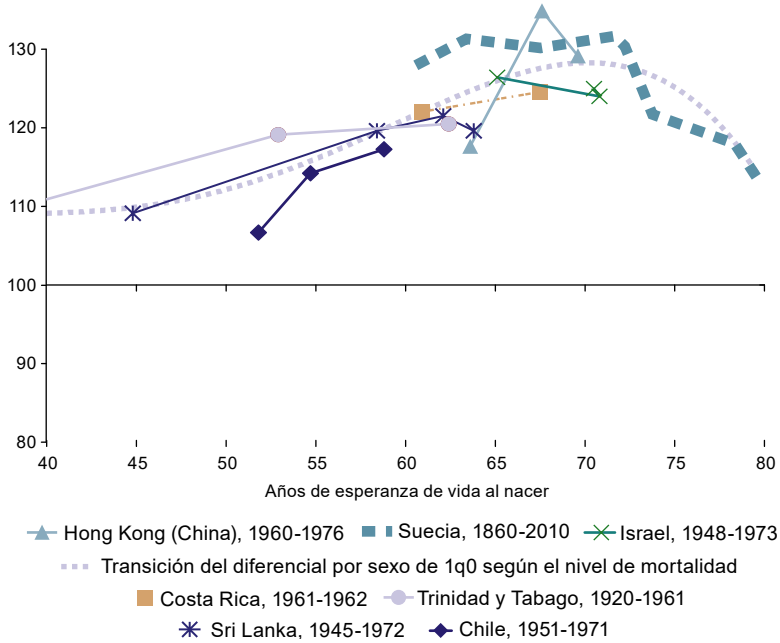
Rodríguez Wong y otros (2014) analizaron un conjunto de datos —entre ellos las tablas modelo de mortalidad de Coale y Demeny (1966) y de las Naciones Unidas (1983), las estadísticas de algunos de los países que sirvieron de base para las tablas modelo y datos de Suecia— y constataron la existencia de un patrón de sobremortalidad masculina asociado al nivel de mortalidad general. Implícito en las tablas modelo, se observa que al pasar de niveles de esperanza de vida al nacer (E_0) altos a intermedios, la sobremortalidad masculina tiende a aumentar 60% o más (Rodríguez Wong y otros, 2014, pág. 5).

En el gráfico 1A se presenta la razón por sexo de la probabilidad de muerte de los menores de 1 año (${}_1q_0$) de países con estadísticas relativamente fiables, citadas en Naciones Unidas (1983), y se muestra cuál sería la transición del diferencial por sexo de ${}_1q_0$ según el nivel de mortalidad (línea punteada). Pese a que la razón resultante es siempre superior a 100, revela una sobremortalidad masculina relativamente pequeña cuando la mortalidad general es alta, tiende a aumentar en el momento de transición de la mortalidad a niveles intermedios y vuelve a disminuir posteriormente, a medida que la mortalidad continúa disminuyendo. Este comportamiento en forma de campana, que coincide con los hallazgos de Drevenstedt y otros (2008), es esperado, visto que, en situaciones de mortalidad muy alta, este fenómeno afecta proporcionalmente a un alto número de niños, independientemente del sexo. Cuando el nivel de mortalidad disminuye, los datos sugieren un mayor beneficio proporcional para las mujeres, con el consiguiente aumento de la razón de mortalidad por sexo. Al alcanzar niveles muy bajos, la mortalidad tendería a equilibrar los riesgos por sexo y, por consiguiente, a presentar una sobremortalidad masculina mínima.

Gráfico 1

Razón por sexo de la probabilidad de morir en la niñez, según la esperanza de vida al nacer

A. Países y territorios seleccionados^a: razón por sexo de la probabilidad de muerte de los menores de 1 año (${}_1q_0$) según la esperanza de vida al nacer de los hombres (por 100)



B. Razón por sexo de la probabilidad de muerte de los menores de 1 año (${}_1q_0$) según la esperanza de vida al nacer de ambos sexos, promedio de países con distintos niveles de desarrollo^b (por 100)

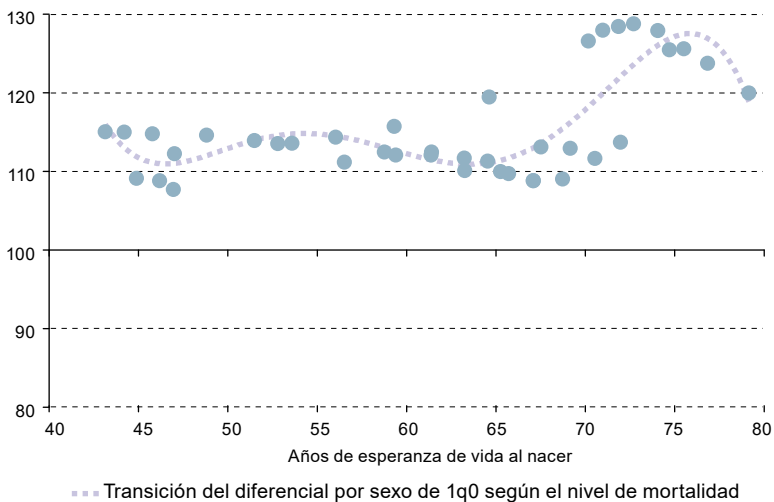
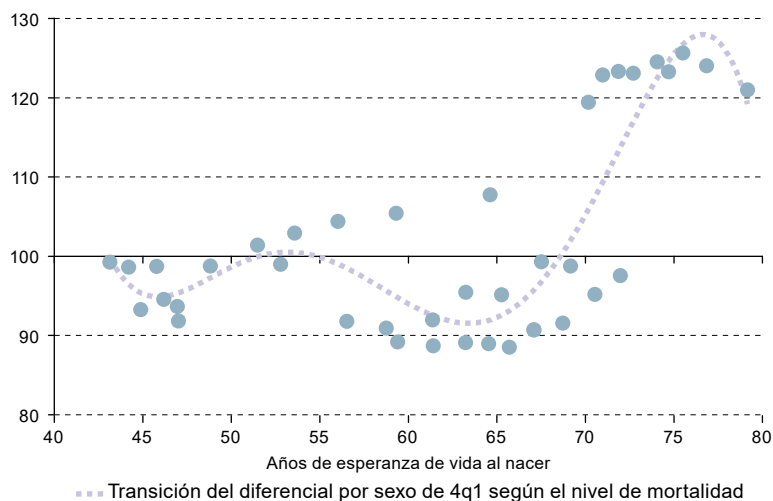


Gráfico 1 (conclusión)

C. Razón por sexo de la probabilidad de muerte entre 1 y 4 años ($_4q_1$) según la esperanza de vida al nacer de ambos sexos, promedio de países con distintos niveles de desarrollo^b
(por 100)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Naciones Unidas, "Tablas modelo de mortalidad para países en desarrollo", *Estudios Demográficos*, N° 77 (ST/ESA/SER.A/77), Nueva York, 1983, L. Rodríguez Wong y otros, "Patterns of sex differentials in child mortality in Brazil (2000-2010)", documento presentado en la XXVII Conferencia Internacional de Población, Busan, 26 a 31 de agosto de 2013, y Naciones Unidas, *World Population Prospects 2019. Rev. 1*, 2019 [en línea] <https://population.un.org/wpp/Publications/>.

^a Incluye países y territorios que sirvieron de base para las tablas modelo de países desarrollados de las Naciones Unidas.

^b Promedio no ponderado de países de tres categorías de desarrollo según el criterio de las Naciones Unidas: desarrollados, menos desarrollados y menos adelantados.

Las estimaciones de mortalidad de un conjunto de países clasificados según su nivel de desarrollo, actualizadas por las Naciones Unidas hasta 2019, definen un patrón de transición similar¹². El gráfico 1B, que presenta niveles de mortalidad general más bajos pues incorpora estimaciones correspondientes a las dos primeras décadas del presente siglo, también evidencia una sobremortalidad masculina y reproduce el patrón similar a una campana descrito anteriormente. En forma complementaria, aunque el patrón definido por las estimaciones correspondientes a los menores de 1 a 4 años es similar al de los casos anteriores, no lo reproduce exactamente (véase el gráfico 1C). Si bien es cierto que se sugiere la forma de campana, las diferencias obedecen a que la principal causa de muerte a esa edad es de naturaleza exógena. Se reafirma entonces que, cuando los niveles de mortalidad son relativamente altos, no hay fuertes diferenciales por sexo pero, a medida que la mortalidad disminuye, el diferencial tiende a favorecer a los varones y no se registra una sobremortalidad masculina generalizada. La posterior mejora en la mortalidad general favorece claramente al sexo femenino: la sobremortalidad masculina registrada cuando la esperanza de vida al nacer supera los 75 años se mantiene por encima de 120 (véase el gráfico 1C).

¹² Se utiliza la clasificación de las Naciones Unidas (2019): países desarrollados, países en desarrollo (excluidos los menos desarrollados) y países menos desarrollados.

En el Brasil, el diferencial por sexo de la mortalidad infantil es bastante pequeño en comparación con los datos empíricos históricos de contextos con niveles de mortalidad similares. El análisis de la mortalidad infantil desagregada por sexo realizado por Rodríguez Wong y otros (2013) a partir de datos censales señaló una tendencia inusual con respecto al patrón del diferencial por sexo de la mortalidad. Además de disminuir con el tiempo, la sobremortalidad masculina en los primeros años de vida fue mucho menor que la encontrada en las tablas modelo y, a su vez, que la registrada en algunos países desarrollados. Asimismo, la variación relativa entre 2000 y 2010 muestra que la disminución en los indicadores de mortalidad es más acentuada entre los niños en comparación con las niñas, constatándose así una reducción de la sobremortalidad masculina en el período de referencia. Este comportamiento reproduciría el patrón en forma de campana observado anteriormente.

Sobre la base de esos hallazgos, Rodríguez Wong y otros (2014) realizaron un análisis de las principales causas de muerte en los primeros años de vida, para verificar si la reducción en los diferenciales por sexo de la mortalidad infantil en el Brasil tenía relación con algún cambio en el patrón de enfermedades relacionadas con la muerte infantil. Los resultados indican que las mejoras en la supervivencia masculina serían en gran medida fruto del cambio en el patrón epidemiológico, pues habría diferencias biofisiológicas por sexo que determinan una mayor exposición de los varones a la mortalidad por causas evitables (Wells, 2000; Zeitlin y otros, 2002; Elsmén, Steen y Hellström-Westas, 2004).

Entre 2000 y 2010, se observa una significativa reducción de las tasas de mortalidad a causa de enfermedades infecciosas y parasitarias, que fue más acentuada entre los hombres (precisamente el sexo que presentaría mayor propensión a la muerte por esas causas) y se tradujo en la consiguiente disminución de la sobremortalidad masculina. Este hallazgo se complementa con el análisis por región, visto que, en aquellas donde todavía se registran altos niveles de mortalidad infantil, las grandes mejoras en la supervivencia se deben principalmente a la disminución de la incidencia de las causas evitables entre los hombres. En las regiones donde la mortalidad es baja, la reducción de la sobremortalidad masculina es pequeña y se debe a que los niveles de mortalidad son menores y la diferencia por sexo es pequeña.

C. Datos y estrategia metodológica

En el presente estudio se analiza la mortalidad en la niñez en las cinco grandes regiones en que se divide el territorio brasileño (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste y Sur). Estas presentan grandes diferencias entre sí: basta decir que los índices de desarrollo sitúan a las dos primeras en desventaja con respecto a las dos últimas.

Para alcanzar los objetivos propuestos, se utilizan los datos sobre las defunciones según las principales causas de muerte de los menores de 5 años, extraídos del Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) del Ministerio de Salud.

1. Sobre el denominador y el numerador

A falta de datos más recientes, el denominador (o población en riesgo), por años calendario y edades simples, se obtuvo mediante la interpolación de las estimaciones proporcionadas por el IBGE (2018), que se basan en el Censo Demográfico de 2010. En consecuencia, los resultados aquí presentados están supeditados a este denominador.

Con respecto al numerador se subraya que, dado que el objetivo es definir tendencias, no se realizaron correcciones en cuanto al nivel de mortalidad. Se asumió que las eventuales deficiencias en los datos no estarían diferenciadas por sexo ni afectarían la evolución temporal de las estimaciones, manteniendo la magnitud de las diferencias entre mujeres y hombres, independientemente del nivel. Este supuesto se respalda en los datos empíricos en los que se basan los aquí utilizados. En efecto, entre 2000 y 2018, la proporción de causas de muerte no especificadas en las edades de 0 a 4 años se redujo del 12,9% y el 12,8% para niños y niñas, respectivamente, al 6,1% y el 6,0%. Aunque estos porcentajes ya indican un perfil de reducción similar por sexo, se subraya que el patrón temporal, incluso desagregando las muertes según la edad al morir, es también similar, como se ilustra en el anexo A1 (véase el gráfico A1.1). En otras palabras, no hay diferenciales por sexo en las mejoras registradas en la calidad de las estadísticas vitales, lo que justifica la adopción del supuesto.

Si bien la cobertura no es completa y varía de una región del país a otra, se han adoptado medidas significativas para mejorarla. Alrededor de 2015-2016, el SIM ya cubriría el 98% del total de muertes (Costa y otros, 2020). Según estos autores, el grado de cobertura era sistemáticamente alto y variaba poco según algunas características utilizadas, incluido el sexo (pág. 5). En el caso de la mortalidad en la niñez y, específicamente, la mortalidad en menores de 1 año (cuyo subregistro suele ser mayor con respecto al estimado para el total de la población), Szwarcwald y otros (2011) estiman que la cobertura ya alcanzaba el 80% antes de 2010, aunque con algunos contrastes, pues variaba entre poco más del 83% en la región Nordeste y casi el 100% en las regiones Sur y Sudeste. Las estimaciones presentadas en este trabajo, derivadas del SIM para los años más recientes, coinciden en gran parte con las estimaciones oficiales del IBGE (2019), que utiliza diversas fuentes para definir los indicadores de mortalidad. Esto sería un buen indicador de la mayor cobertura reciente del registro de defunciones.

Si bien, vistas las consideraciones sobre la calidad de los datos, se recomienda utilizarlos con cautela, se considera que el hecho de centrar el análisis en las tendencias de los diferenciales por sexo, más que en los niveles, no perjudica los siguientes hallazgos.

2. Estrategia metodológica

Sobre la base de datos relativos a las grandes regiones brasileñas, se calcularon las tasas de mortalidad por sexo y causa para los menores de 1 año y para el grupo de 1 a 4 años en el período comprendido entre 2000 y 2018. Para minimizar posibles fluctuaciones, que podrían producirse debido al pequeño número de muertes en algunos grupos etarios, se calculó el promedio móvil de las tasas, considerando intervalos cuatrienales.

A partir de las tasas promedio anuales, se calculó la razón de mortalidad por sexo, que es el indicador utilizado para definir las tendencias de la sobremortalidad masculina. Los resultados se presentan según las tres causas de muerte más significativas en el primer cuatrienio del período estudiado para cada grupo de edad. Estas son:

- Menores de 1 año: i) enfermedades infecciosas y parasitarias; ii) afecciones originadas en el período perinatal; iii) malformaciones congénitas y deformaciones y anomalías cromosómicas (en adelante denominadas “anomalías congénitas” para simplificar la lectura).
- De 1 a 4 años: i) enfermedades infecciosas y parasitarias; ii) enfermedades del aparato respiratorio; iii) causas externas de morbilidad y mortalidad.

En los últimos años, las causas de mortalidad consideradas representan más del 80% de las muertes de menores de 5 años y están mucho más concentradas entre los menores de 1 año. Por lo tanto, se considera que el presente estudio cubre una parte considerable de la mortalidad de la población aquí tratada. La descripción de las causas de muerte específicas se presenta en el cuadro A1.2 del anexo A1.

D. Resultados

A continuación se presenta, en primer lugar, la variación de las tasas de las tres principales causas de muerte en los cuatrienios inicial y final del período analizado¹³. En segundo lugar, se examina la tendencia del diferencial por sexo de la mortalidad. Los resultados se refieren al promedio nacional y de las regiones, considerando siempre a los menores de 1 año y los niños y niñas de 1 a 4 años.

1. Variación relativa de la mortalidad en la niñez entre los cuatrienios 2000-2004 y 2014-2018

El primer resultado que se debe considerar es la significativa reducción de los niveles de mortalidad en la niñez, independientemente del sexo o la edad, registrada en el Brasil a lo largo de las dos primeras décadas del presente siglo. En el cuadro 1 se muestra la variación relativa observada entre los cuatrienios 2000-2004 y 2014-2018, según los grupos etarios de interés.

El perfil de clara reducción, de acuerdo con el promedio nacional ya documentado, se evidencia al considerar, por ejemplo, la mortalidad por enfermedades infecciosas y parasitarias. Independientemente de la edad o el sexo de los niños, la reducción para este grupo superó con creces el 50% en todas las regiones, a excepción del Norte, donde en cualquier caso fue superior al 40%.

¹³ Datos básicos no mostrados, disponibles mediante solicitud a las autoras.

Cuadro 1

Brasil: variación relativa de las tasas de mortalidad de las tres principales causas de muerte para niños y niñas menores de 1 año y de 1 a 4 años, por sexo y regiones, entre 2000-2004 y 2014-2018

(En porcentajes)

Grandes regiones	Sexo	Variación relativa de las tres principales causas de muerte ^a , por edad					
		Menores de 1 año			De 1 a 4 años		
		Enfermedades infecciosas y parasitarias	Enfermedades del período perinatal	Anomalías congénitas	Enfermedades infecciosas y parasitarias	Enfermedades del aparato respiratorio	Causas externas
Brasil	Hombre	-59,4	-27,5	14,9	-56,4 ^b	-40,1	-26,4
	Mujer	-56,9	-24,6	16,5	-57,6	-33,4	-22,9
Norte	Hombre	-44,1	-21,6	49,9	-46,8 ^b	-27,2	7,9 ^b
	Mujer	-42,4	-18,6	63,6	-48,7	-18,3	-6,9
Nordeste	Hombre	-69,0	-23,4	57,7	-62,4 ^b	-53,2	-15,7 ^b
	Mujer	-67,5	-18,0	64,8	-63,2	-51,2	-15,8
Sudeste	Hombre	-55,4	-30,7	5,4 ^b	-56,2 ^b	-39,9	-32,3 ^b
	Mujer	-55,1	-29,3	2,7	-60,5	-25,7	-32,9
Sur	Hombre	-70,3	-33,1	-9,8	-62,7 ^b	-47,8	-42,9
	Mujer	-68,7	-30,0	-7,9	-69,2	-45,1	-30,7
Centro-Oeste	Hombre	-59,5	-30,6	-0,3 ^b	-59,0	-34,4	-41,1
	Mujer	-50,5	-28,8	-3,2	-53,0	-27,7	-27,8

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos no corregidos de Ministerio de Salud, "DATASUS", s/f [en línea] <https://datasus.saude.gov.br/> e Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "Projeção da população", 2018 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9109-projecao-da-populacao.html?=&t=resultados>.

^a Véanse las causas específicas de muerte incluidas en cada una de las principales causas de muerte en el anexo A1 (cuadro A1.2).

^b Indica los casos en que la variación relativa de la correspondiente causa de muerte no contribuyó a la disminución del diferencial por sexo de la mortalidad.

a) El perfil nacional

La disminución de la mortalidad infantil debido a enfermedades del período perinatal es menos acentuada con respecto a las enfermedades infecciosas y parasitarias, como cabría esperar dada la mayor dificultad para evitarlas. Sin embargo, en el caso de las causas congénitas, y en contra de lo esperado, se observa un aumento de las tasas de mortalidad. Esto se debe al notable incremento registrado en el Norte y el Nordeste, mientras en las otras regiones ese aumento es pequeño (Sudeste) o incluso se registra una disminución (Sur y Centro-Oeste).

Esta aparente incoherencia merece una explicación y un mayor análisis. Es importante señalar que una parte de ese aumento fue consecuencia de las mejoras en el proceso de determinación de las causas de muerte en el período estudiado¹⁴. Al tratarse de enfermedades que requieren un diagnóstico clínico preciso, es plausible que muchas de las muertes debidas

¹⁴ Las estadísticas del DATASUS indican que, en el primer y el último cuatrienios del período estudiado, las muertes de menores de 1 año por causas mal o no especificadas representaron, respectivamente, el 7,7% y el 2,5% del total de muertes a nivel nacional.

a malformaciones congénitas y alteraciones cromosómicas no se hayan declarado en forma adecuada en el pasado reciente. Por otra parte, hay datos empíricos internacionales de la interrupción de la reducción de la mortalidad por esas causas, como se ilustra en el gráfico A1.2 del anexo A1, que presenta la evolución de las tasas de mortalidad neonatal en una serie de países con estadísticas relativamente fiables.

Con el avance de los conocimientos médicos, más embarazos de alto riesgo pueden llegar a término con un nacido vivo, pero, como consecuencia de la complejidad de ese embarazo, el riesgo de muerte del recién nacido por causas congénitas puede aumentar. El aumento de la mortalidad por esta causa, después de períodos de disminución sostenida, se ha constatado en países de Europa Oriental y también en Centroamérica y América del Sur (Gatt y otros, 2015; Rosano y otros, 2000). Víctora y Barros (2001) y Víctora y otros (2011) ya han advertido sobre esta tendencia. Las estadísticas del Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF, 2020) presentadas en el gráfico A1.2 del anexo A1 muestran este fenómeno.

Por último, al tratarse de causas de muerte cuyo nivel es relativamente bajo, cabe esperar oscilaciones de este tipo, como puede ser el caso de la tendencia observada en la región Sur y, en cierta medida, en las regiones Sudeste y Centro-Oeste.

Con respecto a las muertes de niños de 1 a 4 años de edad, las tres principales causas de mortalidad muestran una disminución, que es menos acentuada en el caso de las causas externas en comparación con las enfermedades infecciosas y parasitarias o del aparato respiratorio. La menor disminución del promedio nacional de mortalidad por causas externas se debe al distinto comportamiento de las regiones. Los menores porcentajes de cambio se registran en el Norte y el Nordeste y sorprende que, en la primera, esa causa haya incluso sufrido un aumento (aunque inferior al 10%).

Al examinar la variación del diferencial por sexo de la mortalidad, el cuadro 1 muestra que, en general y en el promedio nacional, el mayor porcentaje de la disminución corresponde al sexo masculino. La única excepción en este caso es la mortalidad por enfermedades infecciosas y parasitarias de los niños de 1 a 4 años, aunque, de todas maneras y como ya se mencionó, la disminución de la mortalidad fue impresionante y de magnitud similar entre las regiones.

b) El perfil regional

Al observar con mayor detalle el comportamiento regional, este perfil se repite con respecto a la mortalidad infantil. Hay dos excepciones en el caso de las enfermedades congénitas, en el Sudeste y el Centro-Oeste, precisamente las dos regiones donde la variación de la mortalidad presentó los valores más bajos.

Como se mencionó en los párrafos anteriores, es bastante plausible que, en contextos de relativamente baja mortalidad infantil, como sería el caso, la tendencia de las tasas por causas congénitas sea de relativa (aunque errática) estabilidad en el diferencial por sexo. Cabe mencionar también que el comportamiento de este grupo de causas fue ascendente para todo el país y, sobre todo, en las regiones Norte y Nordeste. Como ya se señaló, esto

puede estar relacionado con las mejoras en el diagnóstico y la declaración de este grupo de enfermedades en el período analizado. Sin embargo, el mayor aumento que afecta a las mujeres puede estar relacionado con cuestiones biológicas y la atención prenatal.

El comportamiento de los demás grupos de causas —enfermedades infecciosas y parasitarias y del período perinatal— es como se esperaba: se trata nuevamente de una significativa disminución, más acentuada entre los niños, aunque con poca diferencia con respecto a las niñas.

En el caso de los niños de 1 a 4 años, además de las causas relacionadas con las enfermedades infecciosas y parasitarias comentadas anteriormente, la reducción de las tasas de mortalidad por enfermedades del aparato respiratorio es más acentuada para el sexo masculino en todas las regiones, lo que se traduce en un menor diferencial por sexo de las tasas por esta causa en el período considerado. Con respecto a la disminución de la mortalidad por causas externas, en los casos en que no se registra una ventaja similar, hay que señalar algunas especificidades.

Por una parte, casi no hubo cambios en el Nordeste, donde se registraron disminuciones de alrededor del 15%. Por otra, en el Norte, el sentido del cambio en la tasa fue diferente entre los sexos, positivo para los niños y negativo para las niñas. Por último, si bien en el Sudeste la disminución fue mayor entre las niñas, fue muy similar a la registrada entre los niños (ambas alrededor del 32-33%).

En resumen, la evolución de la mortalidad en la niñez en las dos primeras décadas del presente siglo, considerando las principales causas de muerte, muestra que su disminución habría beneficiado en mayor proporción a los varones, independientemente de la edad.

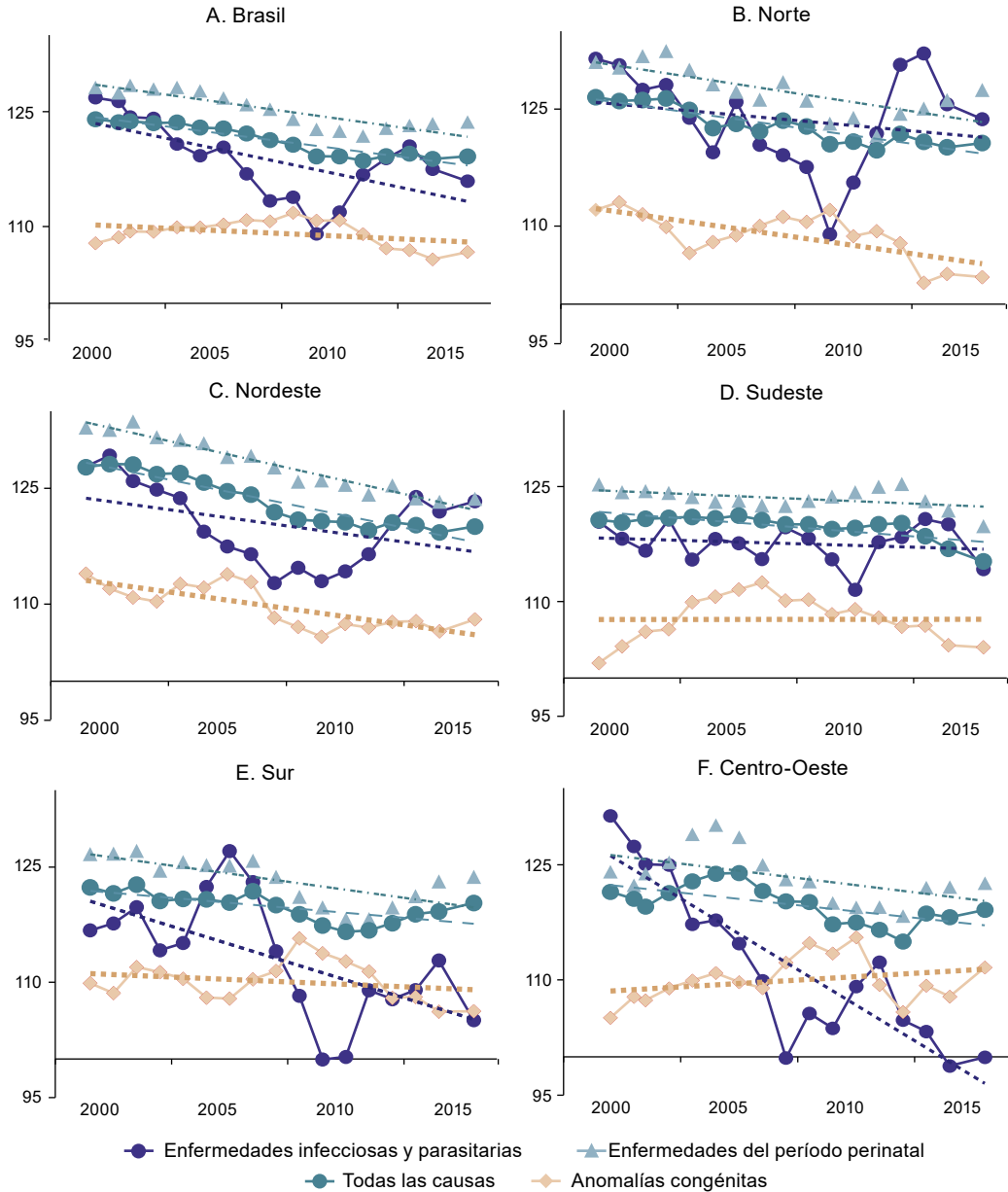
2. Tendencia del diferencial por sexo de la mortalidad en la niñez: la sobremortalidad masculina

La constatación presentada en las líneas anteriores de una disminución de la mortalidad en la niñez beneficia en mayor proporción a los varones explica la reducción de la brecha entre los sexos y, en consecuencia, produce razones de mortalidad por sexo decrecientes, aunque con valores superiores a 100 en la gran mayoría de los casos. A continuación se analiza la persistencia de la sobremortalidad masculina, considerando los dos grupos de edad de interés, en el país en su conjunto y las regiones.

a) Razón de mortalidad por sexo entre menores de 1 año

En el caso de los niños menores de 1 año, en el gráfico 2 se muestra la razón de mortalidad por sexo de las causas de muerte estudiadas y se incluye la línea tendencial que estaría detrás de las estimaciones de la sobremortalidad masculina debida a las enfermedades infecciosas y parasitarias y las relativas a las afecciones originadas en el período perinatal.

Gráfico 2
Brasil: razón de mortalidad por sexo de los menores de 1 año según las tres principales causas de muerte (enfermedades infecciosas y parasitarias, anomalías congénitas y enfermedades del período perinatal), por regiones, 2000-2018^a
(Por 100)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Ministerio de Salud, "DATASUS", s/f [en línea] <https://datasus.saude.gov.br/> e Instituto Brasileiro de Geografía y Estadística (IBGE), "Projeção da população", 2018 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/91109-projecao-da-populacao.html?=&t=resultados>.

Nota: Promedios móviles cuatrienales.

^a Se consideraron las tres principales causas de muerte prevalentes en el primer cuatrienio del período examinado.

En ambos casos, con mayor o menor inclinación, se observa una tendencia a la disminución, que es coherente con las variaciones analizadas en la sección anterior y se sitúa en torno a una razón de mortalidad por sexo de 120. Al relacionarse con el gráfico 1B, correspondería a una esperanza de vida al nacer superior a 75 años, que coincide con los valores actuales para el Brasil (76 años en 2018, según IBGE, 2019). La disminución es más sutil en el Sudeste, lo que se explica, por una parte, por la coincidencia, según el sexo, de la magnitud de la disminución de las tasas y, por otra, por el hecho de que esta región presenta los niveles de mortalidad más bajos.

Con respecto a las denominadas anomalías congénitas, la tendencia decreciente de la sobremortalidad masculina resulta evidente en el Norte y el Nordeste, que son precisamente las regiones con los mayores niveles de mortalidad y donde, como se vio, se registran las reducciones más acentuadas. En el Sur y el Sudeste, la tendencia a la disminución de la sobremortalidad masculina aparece de forma bastante clara en la segunda mitad del período estudiado (de 2010 en adelante). Este comportamiento ayuda a entender mejor por qué, al considerar el período completo, no hubo prácticamente ningún cambio en las tasas por esta causa. Es necesario considerar en detalle el comportamiento anual de las tasas de mortalidad por causas congénitas que, en el Sudeste y el Sur, muestran un aumento sistemático, aunque lento, entre la población masculina hasta el comienzo de la década de 2010, cuando comenzó a disminuir.

Las regiones Sur y Centro-Oeste son las únicas que, en los últimos años, presentaron una tendencia al aumento del diferencial por sexos, influenciada por el aumento de la sobremortalidad masculina por enfermedades del período perinatal (Sur y Centro-Oeste) y anomalías congénitas (Centro-Oeste). Este tipo de causas de muerte está estrechamente relacionado con los cuidados prenatales y la atención de la madre y el recién nacido. Es sabido que la reducción de la mortalidad infantil en el Brasil está muy relacionada con los avances en la lucha contra las enfermedades infecciosas y parasitarias y las causas externas.

Sin embargo, como se mencionó en la discusión teórica, el país todavía necesita mayores inversiones en la atención prenatal, del parto y el recién nacido. De ahí el aumento de la importancia de esas causas para la sobremortalidad masculina en los últimos años, sobre todo en las regiones Sur y Centro-Oeste, donde se considera que el registro de ese tipo de causas es más eficiente. En las demás regiones, la razón de mortalidad por sexo por enfermedades del período perinatal es bastante elevada y con tendencia a aumentar en el Norte, donde posiblemente esté relacionada con deficiencias en la atención prenatal, durante el parto y el puerperio (Di Giacomo do Lago y Pereira de Lima, 2009). Dada la mayor vulnerabilidad masculina, esto habría afectado la composición de la población por sexo. En consecuencia, se necesita una política dirigida a combatir este tipo de causas de mortalidad, principalmente mediante la asistencia a las mujeres embarazadas y a los recién nacidos.

La razón de mortalidad por sexto por enfermedades infecciosas y parasitarias también presenta una disminución continua en la mayoría de las regiones, con la única excepción de la región Sur, en la que hubo un momento de aumento, que rompió el ritmo. En el Sur y el Centro-Oeste, se observa un equilibrio de la mortalidad por esta causa entre los sexos (razón de mortalidad por sexo igual a 100).

Sin embargo, en los años más recientes (después de 2010), la razón de mortalidad por sexo aumentó en todas las regiones brasileñas, en particular en el Norte. Una de las hipótesis para explicar este aumento radica en las crisis del dengue, el virus de Zika y el chikunguña, que afectaron a todo el país en esa época, incluidas las regiones Norte y Nordeste (Brasil, Ministerio de Salud, 2017). Dado que los bebés varones son más vulnerables y, por lo tanto, están más expuestos al riesgo de muerte, la consecuencia sería un aumento de la razón de mortalidad por sexo, sobre todo en las regiones menos preparadas para hacer frente a estas enfermedades. La tendencia, sin embargo, es a la disminución de las razones de mortalidad por sexto debido a este grupo de causas de muerte, sobre todo a medida que el país avanza en la lucha contra la mortalidad infantil, adoptando prácticas cada vez más eficientes.

Siguiendo el ejemplo de los países desarrollados, conforme el Brasil avanza en la reducción de la mortalidad infantil, la diferencia entre los sexos tiende a disminuir, sobre todo en el caso de las causas evitables. Entre el comienzo de la década de 2000 y el final de la década de 2010, la mortalidad entre los menores de 1 año disminuyó razonablemente en el país, y la razón de mortalidad por sexo siguió esa tendencia en todas las regiones. Esta reducción también promovió un cambio en el patrón epidemiológico en los primeros años de vida, con la pérdida de la importancia relativa de algunas causas y el incremento de otras. Así, las causas más difíciles de detectar y combatir de forma precoz y eficaz pasaron a figurar en el cuadro de las principales causas de muerte infantil, junto con las enfermedades infecciosas y parasitarias ya conocidas.

Los resultados son coherentes con la tendencia de la mortalidad infantil clasificados en dos subgrupos de edad (neonatal: menores de 28 días y posneonatal: entre 28 y 364 días), que como es sabido se caracterizan por la predominancia de las muertes asociadas a factores congénitos y exógenos, respectivamente (véase el gráfico A1.3 en el anexo A1).

En el caso de las muertes neonatales se destaca la sobremortalidad masculina y la razón de mortalidad por sexo se sitúa por encima de 120. La única excepción corresponde al Sudeste en los años más recientes. Como se observa en la literatura, los mayores riesgos de mortalidad, que afectan en gran medida a los bebés varones, se concentran en el período neonatal. La reducción de la razón de mortalidad por sexo en las muertes neonatales observada entre 2000 y 2018 no fue suficiente para cambiar la realidad de la desigualdad de género en la supervivencia al primer mes de vida.

No obstante el mayor número de nacimientos de varones esperados debido al mayor número de embarazos de riesgo llevados a término, los niveles de mortalidad más altos a los que están expuestos en las primeras etapas de la vida paradójicamente impedirían una mayor reducción de la mortalidad neonatal masculina y la consiguiente reducción de la sobremortalidad masculina. En el período posneonatal, también se observa una sobremortalidad masculina con tendencia general a la baja a lo largo del tiempo, que se sitúa por debajo de la correspondiente a la sobremortalidad masculina neonatal.

b) Razón de mortalidad por sexo en las edades de 1 a 4 años

En el gráfico 3 se muestra la razón de mortalidad por sexo correspondiente a las causas de muerte relativas a los niños de 1 a 4 años. A diferencia de lo observado para los menores de 1 año, a esas edades hay algunos casos de ligera sobremortalidad femenina. Esto no sorprende pues, como se vio en la sección de datos empíricos, hay pruebas de que esto ocurre en otras poblaciones.

Gráfico 3

Brasil: razón de mortalidad por sexo de la población de 1 a 4 años de edad según las tres principales causas de muerte (enfermedades infecciosas y parasitarias, enfermedades del aparato respiratorio y causas externas), por regiones, 2000-2018^a

(Por 100)

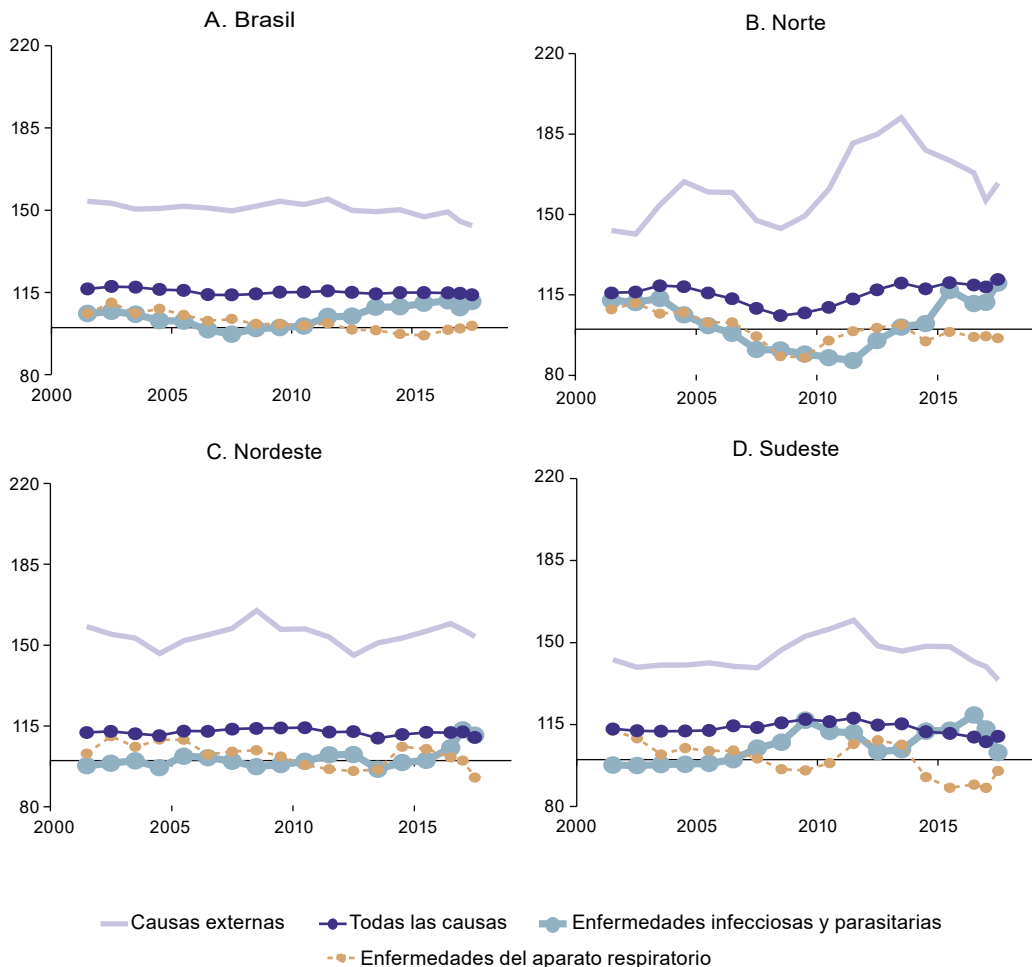
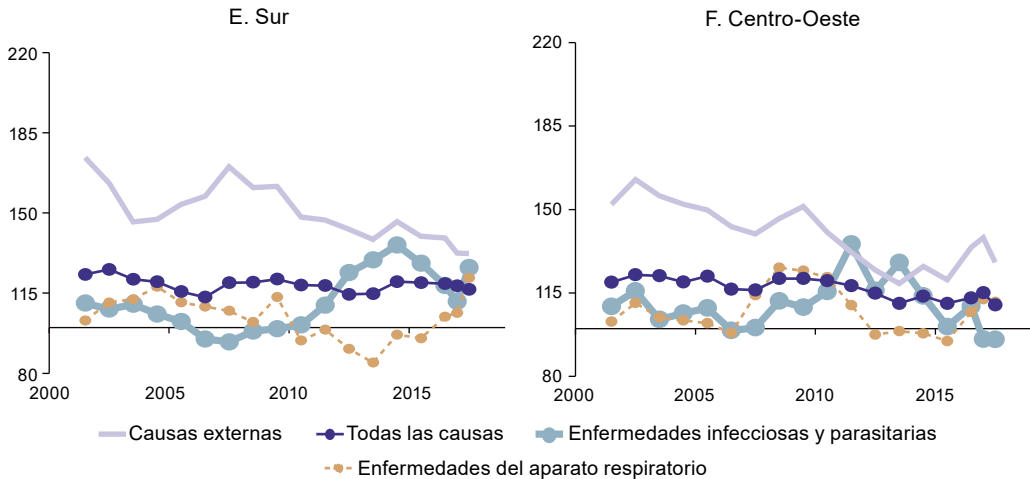


Gráfico 3 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Ministerio de Salud, "DATASUS", s/f [en línea] <https://datasus.saude.gov.br/> e Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "Projeção da população", 2018 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9109-projecao-da-populacao.html?&t=resultados>.

Nota: Promedios móviles cuatrienales.

^a Se consideraron las tres principales causas de muerte prevalentes en el primer cuatrienio del período.

Otra diferencia es la relativa constancia de la sobremortalidad masculina para dos de las causas aquí estudiadas: las enfermedades infecciosas y parasitarias y las relacionadas con el aparato respiratorio. En general, se verifican razones de mortalidad por sexo bastante pequeñas y, como ya se mencionó, en algunos casos indican sobremortalidad femenina. La explicación se relaciona en parte con los valores extremadamente bajos de las tasas de mortalidad. Efectivamente, el riesgo de morir en esta franja etaria a nivel nacional —según se desprende de los datos proporcionados por el IBGE (2018)— es inferior a 2 por cada 1.000 en este final de década.

Dado que estas tasas son cercanas a 0,0, tanto para los hombres como para las mujeres, no cabe esperar grandes disparidades, visto que en el límite no existiría un diferencial. En el caso de las causas externas, a pesar de una tendencia errática, la sobremortalidad masculina es notoria y generalmente mayor. Incluso tratándose de niveles de mortalidad bastante bajos, cabe destacar el patrón presentado por las causas externas, con una sobremortalidad masculina elevada y en algunos casos incluso ascendente, como en el Norte y el Nordeste. Esto significa que, en esas dos regiones, el diferencial por sexo en las tasas de mortalidad por causas externas, que ya era elevado al inicio del período de análisis, tendió a aumentar a lo largo del tiempo, evidenciando la mayor vulnerabilidad de los varones a esta causa de muerte.

No hay estudios específicos con posibles explicaciones para este aumento de la sobremortalidad masculina por causas externas. Como se mencionó en la sección teórica, se cree que el diferencial se explica por las relaciones de género (y ya no por el sexo) en el cuidado de los niños de 1 a 4 años. En el Brasil, el diferencial tiende a ser proporcionalmente

más favorable a las niñas, lo que explicaría una mayor exposición de los niños al riesgo de muerte por causas externas (que incluyen ahogamiento, aspiración de cuerpos extraños, homicidio y accidentes de tránsito). El hecho de que la sobremortalidad masculina por causas externas se mantenga significativamente alta y constante coincide con la también alta sobremortalidad masculina evidenciada anteriormente en el gráfico 1C.

c) La tendencia a la baja de la sobremortalidad masculina

Así, a pesar de la importante disminución de la mortalidad en la niñez en todas las regiones brasileñas en el período 2000-2018, en el Norte y el Nordeste esta mayor supervivencia al primer año de vida habría estado acompañada de una mayor exposición a la mortalidad por causas que tienden a afectar más a los varones en las edades de 1 a 4 años. En las otras regiones, donde las tasas de mortalidad ya eran más bajas, se observó una tendencia a la disminución de la sobremortalidad masculina por causas externas, que indica un equilibrio en la exposición de niños y niñas a la mortalidad por estas causas.

De los resultados aquí presentados con respecto a la razón de mortalidad por sexo de las principales causas de muerte entre niños menores de 1 año y de 1 a 4 años, se desprende que la disminución de la mortalidad en la niñez, con el consiguiente cambio en el patrón epidemiológico, también influye en el diferencial por sexo de las muertes. Esta influencia no se da de manera homogénea en el país, habida cuenta del distinto comportamiento de la razón de mortalidad por sexo por diferentes causas de muerte entre las regiones. Esto coincide con lo expuesto en la revisión de la literatura sobre la relación del diferencial por sexo con el medio social, cultural, político y económico al que corresponden las tasas de mortalidad.

E. Discusión y consideraciones finales

En este trabajo se examinó la disminución de la mortalidad en la niñez a lo largo de las décadas de 2000 y 2010 en el Brasil y sus grandes regiones y se prestó especial atención a los cambios en el diferencial por sexo, siguiendo un patrón establecido en las estadísticas internacionales que sugieren una transición de la razón de mortalidad por sexo.

En el caso de la mortalidad infantil, es decir, en los menores de 1 año, dicha transición tendría tres etapas representadas gráficamente en forma de campana:

- i) Los niveles muy altos de mortalidad infantil no mostrarían grandes diferencias según el sexo, pues la razón de mortalidad por sexo sería cercana a 100;
- ii) A medida que disminuye la mortalidad, se beneficiarían en mayor proporción las niñas, registrándose paulatinos aumentos de la razón de mortalidad por sexo y el surgimiento y la persistencia de la sobremortalidad masculina;
- iii) El mantenimiento de la disminución de la mortalidad infantil coincidiría con un mayor equilibrio según el sexo, de manera que esta vez las mejoras afectarían en mayor proporción a los niños, provocando una disminución de la sobremortalidad masculina.

En el caso del grupo etario de 1 a 4 años, la evolución sería menos clara:

- i) Los niveles muy altos de mortalidad parecen presentar poca diferenciación por sexo (razón de mortalidad por sexo cercana a 100), pues las condiciones de extrema vulnerabilidad no suelen discriminar el sexo de los niños;
- ii) El pasaje de la mortalidad a niveles intermedios beneficiaría en mayor proporción a los varones y es frecuente encontrar razones de mortalidad por sexo inferiores a 100;
- iii) La continuación de la disminución de la mortalidad, que esta vez alcanza niveles mínimos, no necesariamente minimiza el diferencial por sexo en este grupo etario y la sobremortalidad masculina surge y se mantiene independientemente de los avances epidemiológicos.

Los datos presentados parecen ajustarse a los patrones descritos y el objetivo de este trabajo es verificar si esta disminución, asociada a un cambio en el patrón epidemiológico prevaleciente en el país, también impulsó una evolución de la sobremortalidad masculina.

Si bien la mortalidad infantil en el Brasil se acerca a 10 muertes por cada 1.000 nacidos vivos, es bastante alta en comparación con los niveles de los países más desarrollados. Por este motivo, el diferencial por sexo entre los menores de 1 año es todavía elevado. No obstante, en todas las regiones se observaron importantes disminuciones de este indicador, sobre todo con respecto a las enfermedades infecciosas y parasitarias. Las excepciones fueron el Norte y el Nordeste pero, como se mencionó, esto podría obedecer a acontecimientos coyunturales asociados con la presencia incontrolada de vectores portadores de ese tipo de enfermedades (Brasil, Ministerio de Salud, 2017), que llevó al aumento temporal de la sobremortalidad masculina. La hipótesis de temporalidad se sustenta en la recuperación de la tendencia a la disminución de la mortalidad neonatal que se muestra en el anexo A1 (véase el gráfico A1.2), que incluye el Brasil.

La mortalidad neonatal (dentro de las primeras 4 semanas de vida) siempre ha sido mayor que la posneonatal porque es durante esa fase que los bebés se encuentran en situación de mayor vulnerabilidad, al tratarse de grupos de causas que requieren mayor atención y asistencia, lo que explica la alta sobremortalidad masculina. Así, los resultados presentados muestran que, si el Brasil desea seguir avanzando en la disminución de la mortalidad infantil, deberá desarrollar políticas centradas en una mayor asistencia a las madres y los bebés, de manera de actuar en tres frentes: reducción de la mortalidad en el primer año de vida, disminución de las causas de muerte relacionadas con el período neonatal y reducción de la sobremortalidad masculina.

A medida que el país avance aún más en la reducción de sus tasas de mortalidad, el perfil epidemiológico cambiará y el diferencial por sexo se reducirá, pues las causas que más afectan a los bebés varones perderán fuerza. Por supuesto, esto depende de los progresos que el país realice en materia de salud materno-infantil, atención prenatal y posnatal y en el ámbito médico-sanitario. El éxito en la reducción de la mortalidad infantil favorecerá el cierre de la brecha entre la mortalidad masculina y femenina de este grupo etario, lo que será motivo de celebración.

Con respecto a las edades de 1 a 4 años, la sobremortalidad masculina parece estar relacionada con el proceso de disminución de las tasas de mortalidad, junto con los cambios en el perfil epidemiológico predominante, como se observa en los datos presentados. A medida que se alcanzan niveles más bajos de mortalidad, la razón de mortalidad por sexo explicita una reducción de la sobremortalidad masculina.

También entre los niños de 1 a 4 años, cuyas tasas de mortalidad ya son bajas, se observó que la razón de mortalidad por sexo siguió un comportamiento equilibrado, con índices de alrededor de 100 e incluso inferiores, en el caso de dos de las tres causas principales consideradas (enfermedades infecciosas y parasitarias y del aparato respiratorio). La persistencia de un diferencial elevado para la mortalidad por causas externas indica que, en el país, los niños están más expuestos que las niñas a ambientes y situaciones de mayor riesgo de mortalidad. Si bien es cierto que, como se dijo, se trata de tasas bastante bajas, la sobremortalidad masculina a menudo presenta un diferencial superior al 50%.

Este diferencial por causas externas estaría relacionado con las diferencias en la forma de cuidar a los varones y las niñas. En otras palabras, la desigualdad de género en el cuidado y la crianza de los niños crearía un ambiente hostil que perjudicaría a los niños, que están expuestos a riesgos por causas externas o evitables a menudo superiores con respecto a las niñas.

En resumen, al estar finalizando el proceso de transición de la mortalidad, el Brasil (que actualmente presenta bajas tasas de mortalidad en la niñez) iniciaría una nueva fase, caracterizada por la reducción de la razón de mortalidad por sexo y, por ende, de la desigualdad en la mortalidad en los primeros años de vida. Se trata de un proceso generalizado en todas las regiones brasileñas. Los resultados hallados parecen probar la hipótesis de que si bien existen diferencias biofisiológicas por sexo, los factores exógenos de carácter cultural, comportamental y socioeconómico también actúan en la diferenciación de la mortalidad en la infancia entre niños y niñas. En consecuencia, es necesario intensificar la labor para alcanzar niveles similares a los de los países desarrollados. Con ello también se espera reducir el diferencial por sexo de la mortalidad.

La excepción más notable, que impide la disminución de la sobremortalidad masculina, se refiere a las causas externas en el grupo etario de 1 a 4 años. La explicación radicaría en actitudes de género que, a fin de fortalecer un presunto “machismo”, dejan sin protección a los varones, dando lugar a la persistencia de los altos niveles sobremortalidad masculina que las estadísticas ponen de manifiesto.

En el futuro, en la medida en que las ciencias de la salud y la tecnología proporcionen nuevos medios para abordar la mortalidad, se espera que los diferenciales por sexo de la mortalidad en la niñez tiendan a desaparecer. En el caso de los niños de 1 a 4 años, la eliminación de ese diferencial (que se mantiene debido a las causas externas) depende en gran medida de la modificación de los comportamientos de riesgo originados en actitudes sociales de género. Aunque se trata de una tarea hercúlea (pues requiere la modificación de interacciones sociales sobre comportamientos de género impuestos a los niños y las niñas desde antes de nacer), sin ella la sobremortalidad masculina en las edades de 1 a 4 años se

mantendrá como un presagio de la sobremortalidad masculina aún más exacerbada en la adolescencia y la juventud que, según los datos oficiales, alcanza razones de mortalidad por sexo cuatro o cinco veces mayores que las encontradas aquí.

Por último, se entiende que este trabajo tiene algunas limitaciones. En primer lugar, con respecto a la calidad de los datos, cabe destacar que el denominador se basa en el perfil proporcionado por el Censo de 2010, cuyo nivel de fiabilidad puede influir en los resultados. Con relación al numerador, el carácter todavía incompleto de la cobertura de los registros de muertes infantiles en las regiones más desfavorecidas como el Norte y el Nordeste podría igualmente distorsionar los resultados. Sin embargo, el hecho de que la cobertura sea casi completa en las regiones de mayor representatividad poblacional permite afirmar que los presentes resultados reflejan la realidad del diferencial por sexo de la mortalidad en la niñez. En segundo lugar, es necesario documentar mejor y definir más concretamente la onda sinusoidal sugerida por los datos presentados, a lo que puede contribuir la incorporación de modelos estadísticos. El análisis de otras estadísticas nacionales y de diversos tipos de desagregación se vuelve también necesario. En cualquier caso, la evolución de la sobremortalidad masculina en la niñez en el Brasil parece identificarse con el modelo sugerido por los datos empíricos disponibles.

Bibliografía

- Alves, H., M. Pastana y A. F. Marques (2020), “Gênero e educação infantil: entre princesas e príncipes há crianças que brincam e sonham”, *Perspectivas em Diálogo: Revista de Educação e Sociedade*, vol. 7, N° 14.
- Alves, T. F. y A. B. Coelho (2020), “Mortalidade infantil e gênero no Brasil: uma investigação usando dados em painel”, *Ciência e Saúde Coletiva*, vol. 26, N° 4, Associação Brasileira de Saúde Coletiva (ABRASCO).
- Behm, H. (2011), “Determinantes económicos y sociales de la mortalidad infantil en América Latina”, *Salud Colectiva*, vol. 7, N° 2, Buenos Aires, Instituto de Salud Colectiva.
- Bourgeois-Pichat, J. (1952), “An analysis of infant mortality”, *Population Bulletin of the United Nations*, N° 2 (ST/SOA/Ser.N/2), Nueva York, Naciones Unidas.
- Brasil, Ministerio de Salud (2017), *Saúde Brasil 2015/2016: uma análise da situação de saúde e da epidemia pelo vírus Zika e por outras doenças transmitidas pelo Aedes aegypti*, Brasília.
- (2012), “Mortalidade infantil no Brasil: tendências, componentes e causas de morte no período de 2000 a 2010”, *Saúde Brasil 2011: uma análise da situação de saúde e a vigilância da saúde da mulher*, Brasília.
- Cecchetto, F. R. (2004), *Violência e estilos de masculinidade*, Río de Janeiro, Editora FGV.
- Chor, D., M. P. Duchiate y A. M. F. Jourdan (1992), “Diferencial de mortalidade em homens e mulheres em localidade da região Sudeste, Brasil: 1960, 1970 e 1980”, *Revista de Saúde Pública*, vol. 26, N° 04.
- Coale, A. J. y P. G. Demeny (1966), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Nueva Jersey, Princeton University Press.
- Costa, L. F. L. y otros (2020), “Estimating completeness of national and subnational death reporting in Brazil: application of record linkage methods”, *Population Health Metrics*, vol. 18, N° 22.
- De C. Ferreira, C. E. y L. P. Ortiz Flores (1987), “As dimensões da mortalidade infantil em São Paulo”, *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 4, N° 01.

- Di Giacomo do Lago, T. y L. Pereira de Lima (2009), "Assistência à gestação, ao parto e ao puerpério: diferenciais regionais e desigualdades socioeconômicas", *PNDS 2006: dimensões do processo reprodutivo e da saúde da criança*, Brasília, Ministerio de Salud/Centro Brasileiro de Análisis y Planeamiento (CEBRAP).
- Diniz Alves, J. E. y S. Correa (2009), "Igualdade e desigualdade de gênero no Brasil: um panorama preliminar, 15 anos depois do Cairo", *Brasil, 15 anos após a Conferência do Cairo*, São Paulo, Asociación Brasileña de Estudios Poblacionales (ABEP)/Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA).
- Diniz Alves, J. E. y S. M. Cavenaghi (2013), "Indicadores de desigualdade de gênero no Brasil", *Mediações: Revista de Ciências Sociais*, vol. 18, N° 1, Universidade Estadual de Londrina.
- Drevenstedt, G. L. y otros (2008), "The rise and fall of excess male infant mortality", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America (PNAS)*, vol. 105, N° 13.
- Elsmén, E., M. Steen y L. Hellström-Westas (2004), "Sex and gender differences in newborn infants: why are boys at increased risk?", *The Journal of Men's Health and Gender*, vol. 1, N° 4.
- Foro Económico Mundial (2019), *Global Gender Gap Report 2020*, Ginebra.
- França, E. B. y otros (2017), "Principais causas da mortalidade na infância no Brasil, em 1990 e 2015: estimativas do estudo de Carga Global de Doença", *Revista Brasileira de Epidemiologia*, vol. 20, supl. 1, Associação Brasileira de Saúde Coletiva (ABRASCO).
- Gatt, M. y otros (2015), "Contribution of congenital anomalies to neonatal mortality rates in Malta", *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, vol. 29, N° 5.
- Gómez, E. (2002), "Equidad, género y salud: retos para la acción", *Revista Panamericana de Salud Pública*, vol. 11, N° 5, Organización Panamericana de la Salud (OPS).
- Graney, M. J. (1979), "An exploration of social factors influencing the sex differential in mortality", *Sociological Symposium*, vol. 28.
- IBGE (Instituto Brasileiro de Geografía y Estadística) (2019), *Tábua completa de mortalidade para o Brasil – 2018: breve análise da evolução da mortalidade no Brasil*, Rio de Janeiro.
- ___ (2018), "Projeção da população" [en línea] [https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9109-projecao-da-populacao.html?τ=resultados](https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9109-projecao-da-populacao.html?t=resultados).
- ___ (1999), "Evolução e perspectivas da mortalidade infantil no Brasil", *Estudos e Pesquisas. Informação Demográfica e Socioeconômica*, N° 2, Rio de Janeiro.
- Karkal, M. (1987), "Differentials in mortality by sex", *Economic and Political Weekly*, vol. 22, N° 32.
- Kruger, D. J. y R. M. Nesse (2006), "An evolutionary life-history framework for understanding sex differences in human mortality rates", *Human Nature*, vol. 17, N° 01.
- Macinko, J. y otros (2007), "Going to scale with community-based primary care: an analysis of the family health program and infant mortality in Brazil, 1999-2004", *Social Science & Medicine*, vol. 65, N° 10.
- McKeown, T. (1976), *The Modern Rise of Population*, Londres, Edward Arnold.
- MINSAL (Ministerio de Salud) (2011), *Situación actual de la salud del hombre en Chile*.
- Naciones Unidas (2019), *World Population Prospects 2019. Rev. 1* [en línea] <https://population.un.org/wpp/Publications/>.
- ___ (1983), "Tablas modelo de mortalidad para países en desarrollo", *Estudios Demográficos*, N° 77 (ST/ESA/SER.A/77), Nueva York.
- Omran, A. R. (1971), "The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change", *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, vol. 49, N° 4, Wiley.
- Rezende, A. S. B., T. J. Silva y W. T. Lisboa (2015), "Magia é de menina, aventura é de menino: os binarismos de gênero na infância pela perspectiva da indústria cultural", *Vozes e Diálogo*, vol. 14, N° 2.
- Rodrigues Dias, J. S. (2016), "Gênero na publicidade infantil: estratégias de marketing e representações", tesis de maestría en Programa de Posgrado en Medios y Vida Cotidiana, Niterói, Universidad Federal Fluminense.

- Rodríguez Wong, L. y otros (2014), “Padrões de diferencial por sexo da mortalidade nas primeiras idades: uma investigação com base nas causas de morte”, documento presentado en el XIX Encontro Nacional de Estudos Populacionais, São Paulo, 24 a 28 de noviembre.
- Rodríguez Wong, L. y otros (2013), “Patterns of sex differentials in child mortality in Brazil (2000-2010)”, documento presentado en la XXVII Conferencia Internacional de Población, Busan, 26 a 31 de agosto.
- Rosano, A. y otros (2000), “Infant mortality and congenital anomalies from 1950 to 1994: an international perspective”, *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 54, N° 9.
- Sawyer, C. C. (2012), “Child mortality estimation: estimating sex differences in childhood mortality since the 1970s”, *PLOS Medicine*, vol. 9, N° 8.
- Sawyer, D. O., R. Fernández-Castilla y R. L. Monte-Mor (1987), “The impact of urbanization and industrialization on mortality in Brazil”, *World Health Statistics Quarterly*, vol. 40, N° 1.
- Simões, C. C. (1997), “A mortalidade infantil na transição da mortalidade no Brasil: um estudo comparativo entre o nordeste e o sudeste”, tesis de doctorado en demografía, Belo Horizonte, Centro de Desarrollo y Planificación Regional (CEDEPLAR)/Universidad Federal de Minas Gerais.
- Souza, E. R. (2005), “Masculinidade e violência no Brasil: contribuições para a reflexão no campo da saúde”, *Ciência e Saúde Coletiva*, vol. 10, N° 1, Associação Brasileira de Saúde Coletiva (ABRASCO).
- Szwarcwald, C. L. y otros (2011), “Busca ativa de óbitos e nascimentos no Nordeste e na Amazônia Legal: estimação das coberturas do SIM e do Sinasc nos municípios brasileiros”, *Saúde Brasil 2010: uma análise da situação de saúde e de evidências selecionadas de impacto de ações de vigilância em saúde*, Brasília, Ministerio de Salud.
- UNICEF (Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia) (2020), *Levels & Trends in Child Mortality. Report 2020*, Nueva York.
- ___ (2012), *Committing to Child Survival: a Promise Renewed. Progress Report 2012*, Nueva York.
- Víctora, C. G. y F. C. Barros (2001), “Infant mortality due to perinatal causes in Brazil: trends, regional patterns and possible interventions”, *São Paulo Medical Journal*, vol. 119, N° 1, Associação Paulista de Medicina.
- Víctora, C. G. y otros (2011), “Maternal and child health in Brazil: progress and challenges”, *The Lancet*, vol. 377, N° 9780.
- Waldron, I. (1983), “Sex differences in human mortality: the role of genetic factors”, *Social Science and Medicine*, vol. 17, N° 6.
- Wells, J. C. K. (2000), “Natural selection and sex differences in morbidity and mortality in early life”, *Journal of Theoretical Biology*, N° 202, N° 1.
- Zeitlin, J. y otros (2002), “Fetal sex and preterm birth: are males at greater risk?”, *Human Reproduction*, vol. 17, N° 10.

Anexo A1

Cuadro A1.1
**Brasil: tasa promedio anual de mortalidad en la niñez, por región, sexo,
 grupo etario y causa^a, 2000-2004 y 2014-2018**
 (Por 1.000)

A. Promedio de 2000-2004

Causas de muerte	Norte		Nordeste		Sur		Sudeste		Centro-Oeste		Brasil	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Menores de 1 año												
Enfermedades infecciosas y parasitarias	1,84	1,40	2,34	1,83	0,85	0,74	0,96	0,81	1,26	0,99	1,45	1,16
Enfermedades del período perinatal	12,02	9,14	12,37	9,34	9,49	7,47	10,24	8,20	10,67	8,58	10,96	8,55
Anomalías congénitas	1,96	1,74	1,83	1,63	3,04	2,77	2,58	2,51	3,15	2,96	2,51	2,32
Todas las causas de muerte	21,50	16,91	23,17	18,18	17,28	14,34	16,91	13,86	18,65	15,24	19,61	15,82
1-4 años												
Enfermedades infecciosas y parasitarias	0,18	0,16	0,14	0,14	0,09	0,08	0,09	0,09	0,14	0,12	0,13	0,12
Enfermedades del aparato respiratorio	0,18	0,17	0,17	0,16	0,10	0,09	0,12	0,11	0,12	0,11	0,14	0,13
Causas externas	0,19	0,13	0,16	0,19	0,21	0,13	0,15	0,11	0,27	0,17	0,20	0,13
Todas las causas de muerte	1,11	0,94	0,98	0,86	0,69	0,60	0,74	0,59	0,88	0,72	0,84	0,72

Cuadro A1.1 (conclusión)

B. Promedio de 2014-2018

Causas de muerte	Norte		Nordeste		Sur		Sudeste		Centro-Oeste		Brasil	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Menores de 1 año												
Enfermedades infecciosas y parasitarias	1,03	0,80	0,72	0,59	0,25	0,23	0,43	0,36	0,51	0,49	0,59	0,50
Enfermedades del período perinatal	9,43	7,44	9,47	7,66	6,35	5,23	7,09	5,80	7,40	6,10	7,95	6,45
Anomalías congénitas	2,94	2,85	2,88	2,68	2,74	2,55	2,72	2,58	3,14	2,87	2,89	2,71
Todas las causas de muerte	16,59	13,71	15,26	12,74	12,09	10,28	10,88	9,16	13,15	11,30	13,37	11,25
1-4 años												
Enfermedades infecciosas y parasitarias	0,10	0,08	0,05	0,05	0,03	0,03	0,04	0,03	0,06	0,06	0,05	0,05
Enfermedades del aparato respiratorio	0,13	0,14	0,08	0,08	0,05	0,05	0,07	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08
Causas externas	0,21	0,12	0,14	0,09	0,12	0,09	0,10	0,07	0,16	0,12	0,15	0,10
Todas las causas de muerte	0,76	0,64	0,57	0,51	0,45	0,38	0,48	0,43	0,60	0,53	0,57	0,50

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos no ajustados de Ministerio de Salud, "DATASUS", s/f [en línea] <https://datasus.saude.gov.br/> e Instituto Brasileiro de Geografía y Estadística (IBGE), "Projeção da população", 2018 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9109-projecao-da-populacao.html?=&t=resultados>.

^a La nomenclatura y el código de las causas aquí consideradas se detallan en el cuadro A1.2 de este anexo.

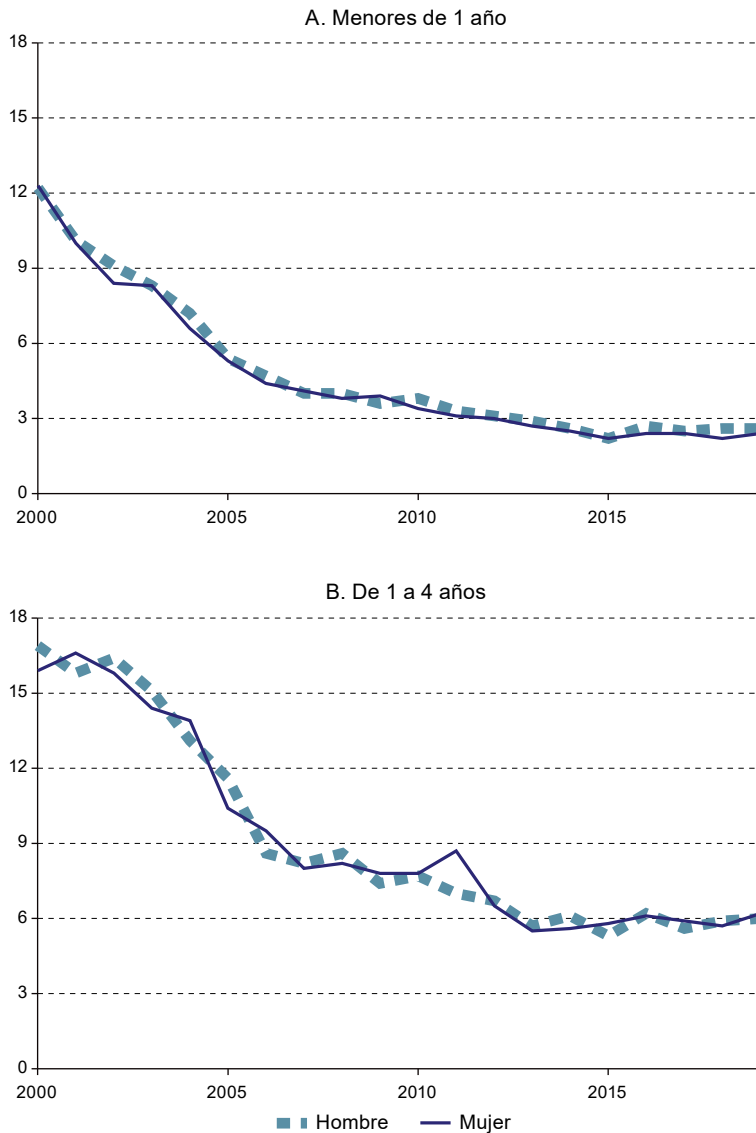
Cuadro A1.2

Brasil: causas específicas incluidas en las tres principales causas de muerte en la niñez para los menores de 1 año y de 1 a 4 años de acuerdo con la Clasificación estadística internacional de enfermedades y problemas relacionados con la salud (CIE-10), 2010-2018

Menores de 1 año	De 1 a 4 años
001-031 Algunas enfermedades infecciosas y parasitarias	
001 Enfermedades infecciosas intestinales	
005-006 Tuberculosis	
007-015 Otras enfermedades bacterianas	
016-023 Enfermedades virales	
024-027 Enfermedades transmitidas por protozoarios	
028-030 HelminCIAS	
031 Otras enfermedades infecciosas y parasitarias	
093-097 Algunas afecciones originadas en el período perinatal	073-077 Enfermedades del aparato respiratorio
093 Feto y recién nacido afectados por factores maternos y por complicaciones del embarazo, el trabajo de parto y el parto	073 Gripe
094 Trastornos relacionados con la duración de la gestación y el crecimiento fetal	074 Neumonía
095 Traumatismo del parto	075 Otras infecciones agudas de las vías respiratorias inferiores
096 Trastornos respiratorios y cardiovasculares específicos del período perinatal	076 Enfermedades crónicas de las vías respiratorias inferiores
097 Otras afecciones originadas en el período perinatal	077 Otras enfermedades del aparato respiratorio
098-100 Malformaciones congénitas y deformaciones y anomalías cromosómicas	104-113 Causas externas de morbilidad y mortalidad
098 Malformaciones congénitas del sistema nervioso	104 Accidentes de transporte
099 Malformaciones congénitas del aparato circulatorio	105 Caídas
100 Otras malformaciones congénitas, deformaciones y anomalías cromosómicas	106 Ahogamiento y sumersión accidentales
	107 Exposición al humo, al fuego y a las llamas
	108 Envenenamiento o intoxicación por exposición a sustancias nocivas
	109 Lesiones autoinfligidas voluntariamente
	110 Agresiones
	111 Eventos (hechos) cuya intención es indeterminada
	112 Intervenciones legales y operaciones de guerra
	113 Todas las demás causas externas

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Organización Panamericana de la Salud (OPS), *Clasificación estadística internacional de enfermedades y problemas relacionados con la salud (CIE-10)*, décima revisión, Washington, D.C., 1995 y Ministerio de Salud, "DATASUS", s/f [en línea] <https://datasus.saude.gov.br/>.

Gráfico A1.1
Brasil: proporción de muertes en la niñez por causas no especificadas, por grupo etario y sexo, 2000-2018
 (En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Ministerio de Salud, "DATASUS", s/f [en línea] <https://datasus.saude.gov.br/>.

Gráfico A1.2
Países seleccionados: tendencias de la mortalidad neonatal, 2010-2018
 (Año base 2010 = 100)

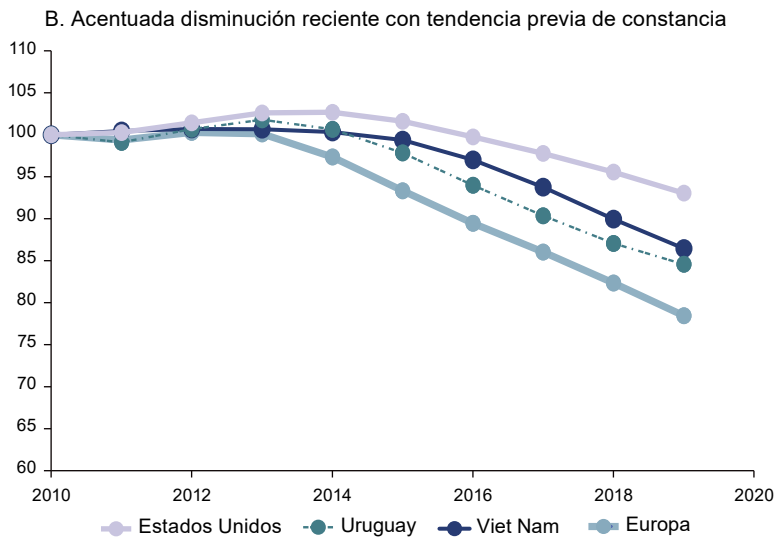
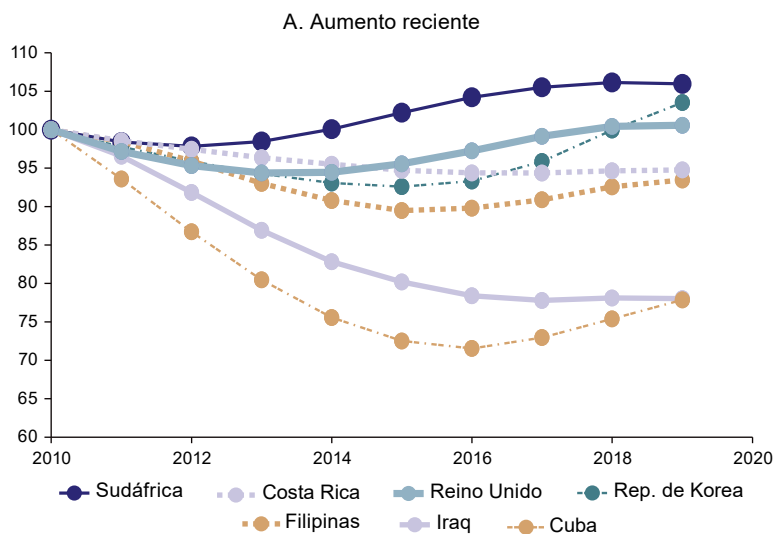
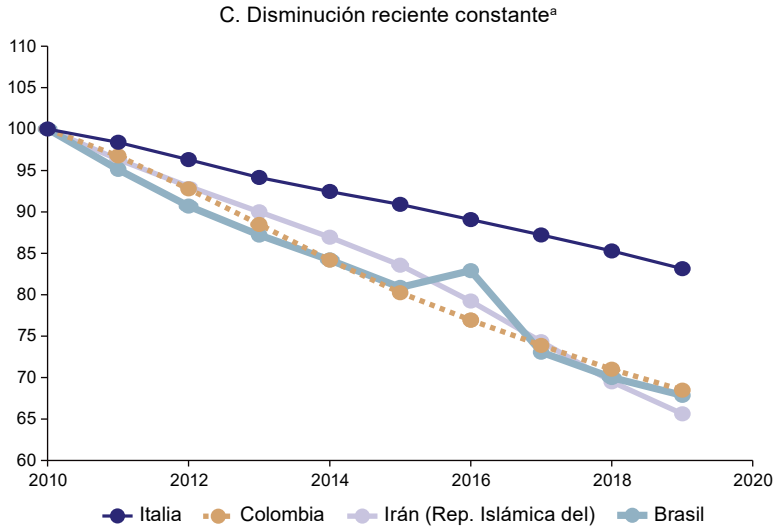


Gráfico A1.2 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Grupo Interinstitucional para la Estimación de la Mortalidad en la Niñez (IGME), 2020 [en línea] <http://data.unicef.org> y Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF), data@unicef.org.

^a El caso del Brasil repite la crisis epidemiológica asociada al brote de enfermedades tropicales debido a la presencia de *Aedes aegypti*.

Gráfico A1.3
Brasil: razón de las tasas de mortalidad por sexo (o sobremortalidad masculina)
de menores de 1 año según la edad en días, por regiones, 2000 a 2018
 (Por 100)

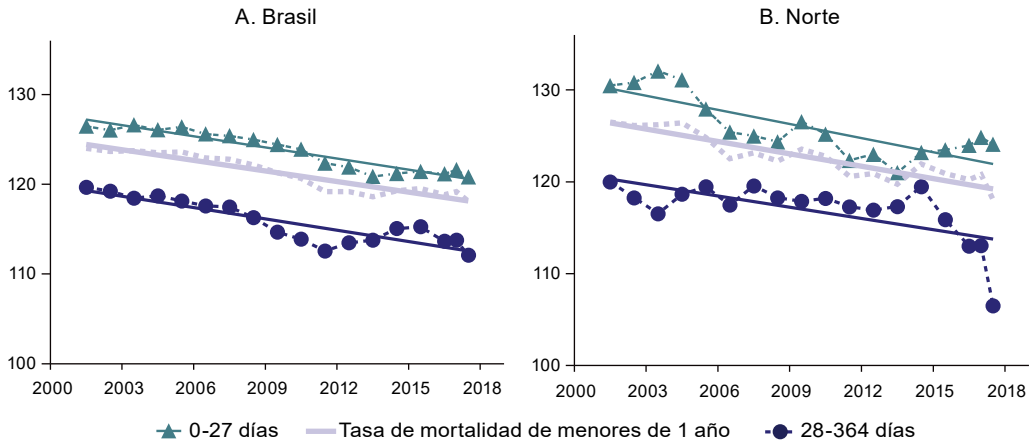
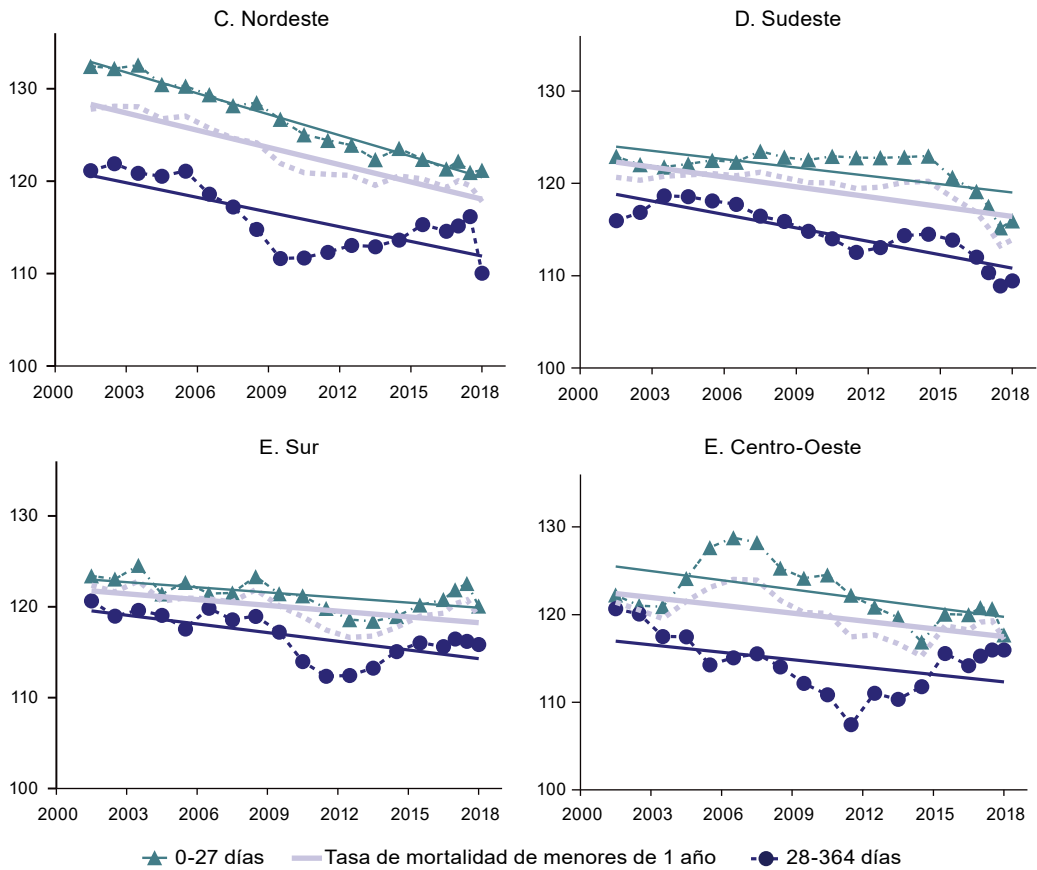


Gráfico A1.3 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Ministerio de Salud, "DATASUS", s/f [en línea] <https://datasus.saude.gov.br/> e Instituto Brasileiro de Geografía y Estadística (IBGE), "Projeção da população", 2018 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/91109-projecao-da-populacao.html?=&t=resultados>.

Nota: Promedios móviles cuatrienales.

Mortalidad por COVID-19 en los municipios brasileños: análisis de los factores determinantes entre 2020 y 2021

Luciana Correia Alves¹

Laetícia R. De Souza²

Recibido: 27/04/2021

Aceptado: 15/07/2021

Resumen

Se analizan los determinantes de la mortalidad por COVID-19 en los municipios brasileños en 2020-2021. La variable dependiente es la tasa de mortalidad por COVID-19 a nivel municipal. Las variables municipales independientes se dividieron en cuatro bloques: infraestructura urbana, variables sociodemográficas y económicas, confinamiento y temperatura, y salud. Se emplearon modelos de regresión binomial negativa simples y múltiples. El número de unidades o centros de terapia intensiva, el coeficiente de Gini y la localización en la región Centro-Oeste presentaron las mayores asociaciones. La educación secundaria completa y el número de camas de hospital configuraron factores de protección. Un mayor porcentaje de beneficiarios de la ayuda de emergencia proporcionada por el Estado estaba asociado con una mayor mortalidad. Debido a la vacunación todavía incipiente y a la mayor transmisibilidad de las nuevas variantes del virus, es imprescindible entender las características de los municipios más afectados enriqueciendo el debate sobre las medidas eficaces de lucha contra la enfermedad.

Palabras clave: COVID-19, virus, epidemias, mortalidad, medición, tasa de mortalidad, divisiones administrativas y políticas, condiciones económicas, condiciones sociales, desigualdades regionales, Brasil.

¹ Doctora en Salud Pública, Profesora Adjunta del Instituto de Filosofía y Ciencias Humanas (IFCH) e investigadora científica del Departamento de Estudios de Población “Elza Berquó” de la Universidad Estadual de Campinas. Correo electrónico: lcalves@unicamp.br.

² Doctora en Demografía e investigadora asociada del Departamento de Estudios de Población “Elza Berquó” de la Universidad Estadual de Campinas. Correo electrónico: laeticia@unicamp.br.

Abstract

This paper analyses the determinants of COVID-19 mortality in Brazilian municipalities in 2020-2021. The dependent variable is the COVID-19 mortality rate at the municipal level. The independent variables for municipalities were divided into four categories: urban infrastructure, sociodemographic and economic variables, lockdown and temperature, and health. Simple and multiple negative binomial regression models were used. The number of intensive care units or centres, the Gini coefficient and location in the Centre-West Region showed the strongest associations. Completed secondary education and the number of hospital beds were protection factors. A large percentage of recipients of State-provided emergency assistance was associated with higher mortality. Since vaccination is still in its early stages and new variants of the virus are more transmissible, understanding the characteristics of the most affected municipalities is essential as this will inform the debate on effective disease control measures.

Keywords: COVID-19, viruses, epidemics, mortality, measurement, death rate, administrative and political divisions, economic conditions, social conditions, regional disparities, Brazil.

Résumé

Cette étude analyse les déterminants de la mortalité par COVID-19 dans les municipalités brésiliennes en 2020-2021. La variable dépendante est le taux de mortalité COVID-19 à l'échelle municipale. Les variables indépendantes municipales ont été réparties en quatre catégories: infrastructure urbaine, variables sociodémographiques et économiques, confinement et température, et santé. Pour ce faire, des modèles de régression binomiale négative simple ont été utilisés. Les associations les plus fortes concernaient le nombre d'unités ou de centres de soins intensifs, le coefficient de Gini et la localisation dans la région du centre-ouest. Le fait d'avoir terminé ses études secondaires et le nombre de lits d'hôpitaux étaient des facteurs de protection. Un pourcentage plus élevé de bénéficiaires de l'aide d'urgence fournie par l'État a été associé à un taux de mortalité plus élevé. En raison de la vaccination encore embryonnaire et de la transmissibilité accrue des nouvelles variantes du virus, il est essentiel de mieux connaître les caractéristiques des municipalités les plus touchées, afin d'enrichir le débat sur les mesures efficaces de lutte contre la maladie.

Mots clés: COVID-19, virus, épidémies, mortalité, mesure, taux de mortalité, divisions administratives et politiques, conditions économiques, conditions sociales, disparités régionales, Brésil.

Introducción³

En diciembre de 2019 aparecieron los primeros casos y registros de un nuevo virus en la ciudad de Wuhan, en China. Desde el principio, se constató que la enfermedad era grave y compleja y que sus consecuencias en el sistema de salud eran enormes.

El coronavirus del síndrome respiratorio agudo grave de tipo 2 (SARS-CoV-2), también conocido como coronavirus, es una mutación del SARS-CoV (Cheng y otros, 2007) identificado en 2003 por Rota y otros (2003). La nueva enfermedad transmitida por el coronavirus se ha denominado COVID-19. La propagación del virus adquirió dimensiones mundiales y el 11 de marzo de 2020 la Organización Mundial de la Salud (OMS) declaró que el COVID-19 podía caracterizarse como una pandemia (Kluge, 2020).

De acuerdo con los datos proporcionados por el Centro de Ciencia e Ingeniería de Sistemas (CSSE) de la Universidad Johns Hopkins, al 30 de marzo de 2021 se contabilizaban 127.788.017 casos y 2.794.421 muertes en todo el mundo (Universidad Johns Hopkins, 2021).

Para hacer frente a la gravedad de la enfermedad y las posibles medidas para su gestión es preciso basarse en la experiencia de los primeros países en enfrentarla, donde se observó que si bien el coronavirus infecta a personas de todas las edades, las personas mayores y las personas con comorbilidades constituyen el grupo de población de mayor riesgo (Kolifarhood y otros, 2020). En algunos países, como en el caso específico del Brasil, el perfil de edad de la enfermedad ha ido cambiando, pues hay cada vez más jóvenes afectados, y se registra un aumento del tiempo de hospitalización para el tratamiento de la enfermedad con el descubrimiento de nuevas variantes del virus (Fundación Oswaldo Cruz, 2021; ECDC, 2020).

La pandemia de COVID-19 planteó grandes retos en todo el mundo porque aún no se dispone de opciones terapéuticas seguras y vacunas para la mayor parte de la población a fin de contener el avance del SARS-CoV-2. Las principales dificultades para controlar el virus son la falta de planificación para la atención adecuada de la población, el establecimiento de políticas públicas de control social y la escasez de pruebas para detectar la enfermedad. Hasta el momento, se observa que en los países donde se aplicaron medidas de confinamiento en forma oportuna se redujo la propagación de la enfermedad y se aplanaron las curvas epidémicas (Yezli y Khan, 2020).

El virus se distribuye de forma desigual entre las poblaciones vulnerables. Esta vulnerabilidad puede incluir a las personas mayores, las personas que viven en zonas con alta densidad de población o tienen un bajo nivel socioeconómico, los migrantes y las minorías. Estos grupos de población suelen tener altas tasas de enfermedades crónicas, que pueden redundar en un alto riesgo de infecciones y consecuencias más graves de la enfermedad (Dorn, Cooney y Sabin, 2020; Yancy, 2020).

³ Las autoras agradecen la colaboración de Eryka Gomes, alumna becaria del Servicio de Apoyo al Estudiante de La Universidad Estadual de Campinas (SAE/UNICAMP).

La selección de las variables incluidas en los modelos (véase el cuadro 1) se basó en estudios anteriores sobre los factores asociados a la pandemia de COVID-19 y también estuvo sujeta a la disponibilidad de los datos. De acuerdo con la literatura, existe una gama de variables asociadas al aumento del número de muertes por COVID-19. Dado que la gravedad de la enfermedad y, en consecuencia, su mayor letalidad pueden deberse tanto a las características intrínsecas de los individuos infectados (comorbilidades, estilo de vida y edad, entre otras) como a la disponibilidad de recursos terapéuticos (camas de hospital, equipos sanitarios y ventiladores mecánicos, entre otros) (Codeço y otros, 2020; Zhou y otros, 2020; Feng y otros, 2020), el análisis de las muertes por COVID-19 debe tener en cuenta esta combinación de factores (Souza y otros, 2020).

Los resultados encontrados en la literatura indican un mayor riesgo de gravedad de los síntomas del COVID-19, que puede llevar a la muerte, entre: las personas mayores (Lima y otros, 2021; Batista y otros, 2020), especialmente las de edad más avanzada, como las que tienen más de 75 u 80 años (Feng y otros, 2020; Codeço y otros, 2020); las personas con bajos niveles de educación (Pires, Carvalho y Xavier, 2020; Batista y otros, 2020); las personas de color o raza negra o indígena (Williamson y otros, 2020; De Negri y otros, 2020; Peres y otros, 2021); las personas residentes en las regiones Norte y Nordeste del país (Lima y otros, 2021; Souza y otros, 2020); las personas con comorbilidades, como diabetes, hipertensión y obesidad (Williamson y otros, 2020; Grasselli y otros, 2020; Gupta y otros, 2020); las personas que viven en hogares con un mayor número de miembros y carecen de acceso a servicios de saneamiento básico adecuado, como abastecimiento de agua y recolección de residuos (Olimpio, Costa y Góis, 2020; Pires, Carvalho y Xavier, 2020); y las personas que viven en zonas rurales (Soares y otros, 2015; Codeço y otros, 2020) y localidades con mayor desigualdad de ingresos (Demenech y otros, 2020; Pires, Carvalho y Xavier, 2020).

Otros estudios también sugieren una asociación entre el aumento del número de casos de COVID-19 (y, en consecuencia, el aumento de las muertes por la enfermedad) y una menor cobertura de la vacuna antituberculosa (BCG) (Miller y otros, 2020; Escobar, Molina-Cruz y Barillas-Mury, 2020; Sala y otros, 2020) y temperaturas locales más bajas (Carleton y Meng, 2020; Chen y otros, 2020).

Con respecto a la oferta de servicios de salud, los gestores públicos buscaron ampliar la oferta de camas generales y unidades de terapia intensiva y la cobertura de la Estrategia de Salud Familiar (ESF), entre otras medidas de emergencia para combatir la pandemia de COVID-19 (Pinto, 2020).

Desde el inicio de la pandemia, también se habló de la necesidad de prestar asistencia a la población más vulnerable, y posiblemente la más afectada por la pandemia, dada la naturaleza de su trabajo —a menudo— informal, cuya realización requiere la interacción social. También se buscó proteger a los trabajadores formales con miras al mantenimiento del empleo. En este sentido, el gobierno federal implementó algunas medidas para mitigar los efectos económicos de la pandemia, incluidas la anticipación del gratificación salarial y de la jubilación de los jubilados y pensionistas del Instituto Nacional del Seguro Social del Brasil, el pago anticipado del Fondo de Garantía de Tiempo de Servicio, la ampliación de la cobertura del Programa Bolsa Família y la creación del Programa de Emergencia para el Mantenimiento del Empleo y los Ingresos (Pinto, 2020; Brasil, 2020).

Cuadro 1

Brasil: variables seleccionadas (potencialmente) determinantes de las muertes por COVID-19 y sus respectivas fuentes de datos

Variable	Fuente y datos adicionales
Número de casos confirmados de COVID-19 por cada 100.000 habitantes acumulados hasta el 19 de octubre de 2020	Repositorio de datos actualizados diariamente a partir de fuentes oficiales de W. Cota, "Número de casos confirmados de COVID-19 no Brasil", 2020 [en línea] https://github.com/wcota/covid19br/ [fecha de consulta: 20 de octubre de 2020].
Porcentaje de municipios localizados en la región Norte	Elaboración propia a partir de las variables presentes en los microdatos del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "Censo demográfico de 2010", s/f [en línea] https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/22827-censo-2020-censo4.html?=&t=downloads [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020].
Porcentaje de municipios localizados en la región Nordeste	
Porcentaje de municipios localizados en la región Sudeste	
Porcentaje de municipios localizados en la región Sur	
Porcentaje de municipios localizados en la región Centro-Oeste	
Porcentaje de la población que recibe prestaciones del Programa <i>Bolsa Família</i> u otros programas sociales	
Porcentaje de la población de color o raza negra	
Porcentaje de la población de color o raza indígena	
Porcentaje de la población que vive en zonas rurales	
Porcentaje de la población de 65 años o más	
Porcentaje de la población en hogares con más de dos miembros	Atlas de Desarrollo Humano en Brasil construido a partir de datos del IBGE y de registros administrativos. AtlasBR, "Consultas", s/f [en línea] http://www.atlasbrasil.org.br/consulta [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020].
Porcentaje de la población con educación primaria completa	
Porcentaje de la población con educación secundaria completa	
Porcentaje de la población con educación superior completa	
Coefficiente de Gini - varía de 0 (menos desigual) a 1 (más desigual)	
Porcentaje de la población en hogares con recolección de residuos	
Porcentaje de la población en hogares con agua corriente	
Ingreso per cápita (en reales de 2010)	
Porcentaje de la población extremadamente pobre inscrita en el Registro Único (<i>CadÚnico</i>)	
Porcentaje de la población vulnerable a la pobreza	
Porcentaje de beneficiarios de la ayuda de emergencia referente a julio de 2020	Portal da Transparência, "Auxílio Emergencial", 2020 [en línea] http://www.portaldatransparencia.gov.br/pagina-interna/603519-download-de-dados-auxilio-emergencial [fecha de consulta: 03 de septiembre de 2020].

Cuadro 1 (conclusión)

Variable	Fuente y datos adicionales
Número de camas de hospital por cada 1.000 habitantes Número de unidades o centros de terapia intensiva por cada 1.000 habitantes	Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "AMS - Pesquisa de Assistência Médico-Sanitária 2009", 2010 [en línea] https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/9067-pesquisa-de-assistencia-medico-sanitaria.html?=&t=microdados [fecha de consulta: 03 de septiembre de 2020].
Porcentaje de la población cubierta por la Estrategia de Salud Familiar (ESF) en mayo de 2020	Departamento de Salud de la Familia de la Secretaría de Atención Primaria de Salud del Ministerio de Salud. Ministerio de Salud, e-Gestor, 2021 [en línea] https://egestorab.saude.gov.br/paginas/ acessoPublico/relatorios/reHistoricoCoberturaAB.xhtml [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020].
Porcentaje de la población que recibió la vacuna antituberculosa (BCG) en 2019	Los datos disponibles se tomaron del Sistema de Información del Programa Nacional de Inmunización. Ministerio de Salud, DATASUS, 2020 [en línea] http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?pn/cnv/cpniuf.def [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020].
Índice de confinamiento: porcentaje de la población de la unidad de la federación en confinamiento (media entre marzo de 2020 y mayo de 2020)	Inloco, "Mapa brasileiro da COVID-19", 2020 [en línea] https://mapabrasileirodacovid.inloco.com.br/pt/ . La construcción de este índice se basa en datos de localización anónima.
Índice de confinamiento: porcentaje de la población de la unidad de la federación en confinamiento (media entre junio de 2020 y agosto de 2020)	
Índice de confinamiento: porcentaje de la población de la unidad de la federación en confinamiento (media entre septiembre de 2020 y noviembre de 2020)	
Índice de confinamiento: porcentaje de la población de la unidad de la federación en confinamiento (media entre diciembre de 2020 y febrero de 2021)	
Temperatura de la capital de la respectiva unidad de la federación al mediodía del 20 de junio de 2020	Datos de temperatura recolectados por el Instituto Nacional de Meteorología del Ministerio de Agricultura, Ganadería y Abastecimiento. Instituto Nacional de Meteorología (INMET), "Dados históricos anuais", 2020 [en línea] https://portal.inmet.gov.br/dadoshistoricos .
Número de hospitalizaciones en mayo de 2020	Los datos disponibles se tomaron del Sistema de Información Hospitalaria del Sistema Único de Salud. Ministerio de Salud, DATASUS, 2020 [en línea] http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?sih/cnv/nibr.def [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020].
Número de casos de tuberculosis en 2018 y 2019	Casos de tuberculosis confirmados notificados en el Sistema de Información de Enfermedades de Declaración Obligatoria actualizados en mayo de 2020 y sujetos a revisión. Ministerio de Salud (2020), DATASUS [en línea] http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?sinanet/cnv/tuberabr.def .
Número de hospitalizaciones por complicaciones de la diabetes en diciembre de 2015	Los datos disponibles se tomaron del Sistema de Información de Atención Básica y generados a partir del trabajo de los equipos de la Salud Familiar y los Agentes Comunitarios de Salud Ministerio de Salud (2016), DATASUS [en línea] http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/deftohtm.exe?siab/cnv/SIABSbr.def [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020].

Fuente: Elaboración propia.

El confinamiento también es una medida de salud pública que tiene como objetivo aumentar la distancia entre las personas y reducir la frecuencia de las interacciones sociales, a fin de evitar el colapso de los sistemas de salud y reducir el número de muertes (Aquino y otros, 2020; Gori Maia y otros, 2021; Nussbaumer-Streit y otros, 2020; Piguillem y Shi, 2020).

Cabe destacar que los factores asociados con las muertes por COVID-19 mencionados anteriormente también interactúan entre sí y se afectan mutuamente. Por ejemplo, la temperatura local interactúa con el nivel de confinamiento alcanzado en una región determinada, pues si bien en los lugares donde el clima es más frío las personas suelen pasar más tiempo en la casa (Gori Maia y otros, 2021), las bajas temperaturas también tienden a facilitar la supervivencia y la propagación del virus (Liu y otros, 2020; Méndez-Arriaga, 2020). Otro ejemplo sería la interacción entre la existencia de comorbilidades y el nivel educativo de las personas, con una mayor incidencia de factores de riesgo entre aquellas con los niveles de educación más bajos (Pires, Carvalho y Xavier, 2020).

En los países con grandes desigualdades sociales, como el Brasil, los riesgos se potencian. Las personas presentan diferencias tanto en el riesgo de enfermedad como en el de mortalidad. Por todo ello, y teniendo en cuenta el escenario de crisis actual en el que ya se sabe que el COVID-19 incide en la mortalidad y el estado de salud de la población, la información sobre los factores asociados es crucial para comprender el efecto de la pandemia en el país.

En una votación plenaria del 15 de abril de 2020, el Supremo Tribunal Federal decidió que los estados y los municipios tienen competencia para definir acciones de lucha contra la pandemia independientemente del gobierno federal. De acuerdo con esa decisión, los gobernadores y alcaldes pueden tomar las medidas que consideren necesarias para combatir la epidemia, incluidos el confinamiento, el cierre del comercio y otras restricciones, y determinar los servicios considerados esenciales en cada estado o municipio. Con ello, las políticas para combatir y mitigar el nuevo coronavirus pasaron a ser, en la práctica, responsabilidad tanto del presidente de la república como de los gobernadores y alcaldes. Si bien, por una parte, esta decisión del Supremo Tribunal Federal permite la existencia de políticas diferenciadas y adaptadas a la realidad local de cada ciudad o estado, también conlleva una mayor divergencia entre los parámetros para enfrentar la enfermedad en las distintas localidades.

El 4 de marzo de 2021, el Ministerio de Salud registraba 10.793.732 casos y 260.970 muertes por la enfermedad en todo el territorio nacional. Dada la dimensión continental del país y sus desigualdades económicas y sociales, la influencia del COVID-19 puede presentarse de forma heterogénea según las características locales. Habida cuenta de los diversos factores asociados a los casos graves de la enfermedad y la muerte, es importante evaluar estos factores en conjunto y comprender mejor la manera en que las características demográficas, sociales, económicas y sanitarias se relacionan con la tasa de mortalidad por COVID-19 en los municipios brasileños entre 2020 y 2021. Desde ya, cabe destacar que el objetivo de este estudio es analizar las características de la población que más se relacionan con una alta tasa de mortalidad por la enfermedad y que no es posible inferir causalidad en las relaciones encontradas entre las variables incluidas en los modelos y la tasa de mortalidad por COVID-19.

A. Métodos

1. Fuentes de datos y variables seleccionadas

En el presente estudio se utilizaron los municipios como unidades de análisis. Así, todas las variables utilizadas en el ejercicio empírico reflejan medias, porcentajes o números totales de casos por municipio. En los casos en que la información no se refiere al nivel municipal, se imputaron los datos de los respectivos estados o capitales de estado para cada municipio.

Para analizar los determinantes sociodemográficos, económicos, de infraestructura, confinamiento, temperatura y salud de la tasa de mortalidad por COVID-19, se extrajo la información relacionada con el número de muertes en los municipios acumuladas hasta el 4 de marzo de 2021 (base para la construcción de la variable dependiente) disponible en el repositorio de Github⁴. Este repositorio se actualiza a diario y agrega los datos proporcionados por tres fuentes principales: el Ministerio de Salud, las Secretarías de Salud de los estados (que proporcionan datos sobre casos y muertes a nivel municipal) y la cuenta de Twitter administrada por Carlos Achy, que recopila diversos datos, como el número de muertes, casos confirmados, sospechosos y recuperados, así como el número de pruebas realizadas (Cota, 2020)⁵.

Cabe destacar que el Brasil cuenta con un sistema consolidado de vigilancia del síndrome respiratorio agudo severo (SRAS), que desde 2009 hace un seguimiento de los casos de gripe, SRAS y otras enfermedades respiratorias en todo el país y recientemente ha comenzado a incorporar información sobre las infecciones y las muertes por COVID-19 a nivel municipal. Asimismo, los datos utilizados en este estudio se actualizan constantemente, a diferencia de los datos oficiales del gobierno brasileño, que se actualizan solo una vez por día. Cabe señalar que la principal limitación de todos los datos relativos al COVID-19 en el Brasil se refiere a las pruebas para detectar la enfermedad, no solo debido al escaso número de pruebas realizadas, sino también con respecto al registro de sus resultados (Lima y otros, 2021).

Se seleccionaron 5.570 municipios. La muestra final para la modelización resultó formada por 5.558 municipios, pues se eliminaron del análisis aquellos en los que faltaban datos sobre las variables.

La variable dependiente fue la tasa de mortalidad por COVID-19 en los municipios brasileños y se obtuvo mediante la relación entre el número de muertes y la población del municipio en cuestión en 2019. Es importante mencionar que, en algunos casos, el registro de la muerte carece de una indicación de lugar precisa, de manera que, al trabajar con el número de muertes por municipio, no se incluyeron en el análisis las muertes sin declaración de localidad.

En relación con las características municipales potencialmente relacionadas con las muertes por COVID-19, que constituyen las variables independientes, se utilizaron diversas fuentes de datos que se detallan en el cuadro 1.

⁴ Véase [en línea] <https://github.com/wcota/covid19br>.

⁵ Véase [en línea] <https://twitter.com/coronavirusbra1>.

2. Análisis estadístico

Para analizar la relación entre las variables independientes y la tasa de mortalidad por COVID-19 se aplicó un modelo de regresión binomial simple y múltiple, pues la varianza es muy superior a la media de la distribución. Esto indica una posible sobredispersión en los datos, que se comprobó mediante la realización de pruebas de hipótesis para verificarla. Una de las condiciones para utilizar la regresión de Poisson es que la media sea igual a la varianza, es decir, el parámetro de dispersión debe ser fijo e igual a 1. La detección de la sobredispersión en este estudio hizo inviable la aplicación de los modelos de regresión de Poisson. La muestra presentaba 256 municipios que no habían registrado muertes y representaban el 4,6% del total de 5.570 municipios. Dado que menos del 5% de los municipios brasileños no registró ninguna muerte, no fue necesario controlar el modelo por exceso de ceros.

Inicialmente, se realizó un análisis de regresión binomial negativa simple con todas las variables independientes seleccionadas para el presente estudio (véase el cuadro 1). Las variables estadísticamente significativas al nivel del 5% en el análisis simple se seleccionaron para el análisis múltiple. El modelo múltiple se estimó mediante un análisis jerárquico conforme Victora y otros (1997). En este tipo de análisis, el modelo propuesto representa jerárquicamente los diversos factores involucrados en la asociación para la muerte por COVID-19 y las posibles interrelaciones entre ellos. En el presente estudio, los factores investigados se agruparon de manera jerárquica en bloques ordenados según la proximidad con la que actuarían sobre la tasa de mortalidad: i) distales (variables de infraestructura urbana: modelo 1), ii) intermedias más distantes (variables demográficas y socioeconómicas: modelo 2), iii) intermedias más próximas (variables relativas a los índices de confinamiento y temperatura: modelo 3), y iv) proximales (variables de características de salud: modelo 4).

En la construcción de cada modelo se incluyeron las variables en bloques y se eliminaron las que no presentaban un efecto estadísticamente significativo en la tasa de mortalidad ($p < 0,05$). Tras eliminar las variables del grupo de las distales (modelo 1) que no alcanzaron significación estadística, se añadieron las variables del grupo intermedio (modelo 2) y se repitió el proceso hasta la inclusión del último grupo de variables (modelo 4). Durante el proceso de construcción de los modelos, se mantuvieron las variables de los bloques anteriores que perdieron significación. Es decir, los bloques de variables se fueron incluyendo en el orden mencionado anteriormente, de manera que en primer lugar se incluyeron las variables del bloque de infraestructura urbana. Las variables que resultaron significativas al nivel del 5% se mantuvieron en el modelo. Posteriormente, se incluyeron todas las variables del bloque de características demográficas y socioeconómicas. Las variables significativas de este bloque ($p < 0,05$) se mantuvieron en el modelo e incluso si alguna variable del primer bloque perdía significación estadística, permanecía en el modelo. Este procedimiento se llevó a cabo hasta el último bloque (modelo 4), a partir del cual, tras eliminar las variables de salud que perdieron significación estadística, se obtuvo el modelo final más parsimonioso. Cabe destacar que se prestó especial atención a las variables relacionadas con la estructura

etaria de los municipios, por lo que se probó la inserción del porcentaje de personas de diferentes grupos de edad en el modelo final. Dada la mayor asociación de los grupos de edad más avanzada con un nivel de mortalidad más elevado, y en aras de la parsimonia, solo se mantuvo el porcentaje de personas de 65 años o más.

Los resultados del modelo final se presentaron e interpretaron como razones de tasas, considerando un nivel de significación del 5%. Los análisis de los datos se realizaron con el programa informático R versión 2.12.2.

B. Resultados

Del total de 261.248 muertes acumuladas hasta el 4 de marzo de 2021, 2.389 (0,91%) no tenían una localización definida, de manera que en la variable de interés se contabilizaron 258.859 muertes.

En el cuadro 2 se presentan las estadísticas descriptivas de todas las variables incluidas en el estudio. Cabe mencionar que, debido a la disponibilidad de datos, existe una variación en los años a los que se refiere cada variable. Las más antiguas se refieren a 2009 (número de camas y unidades o centros de terapia intensiva por cada 1.000 habitantes) y 2010 (características extraídas del Censo Demográfico de 2010). Dado que las características estructurales municipales no suelen cambiar significativamente a corto plazo, se considera que esta información sigue siendo relevante como determinante de la mortalidad reciente por COVID-19.

En promedio, entre el 26 de febrero de 2020 (fecha de registro del primer caso de COVID-19 en el país) y el 4 de marzo de 2021, fallecieron 47 personas por municipio en el Brasil a causa del COVID-19. El número medio de casos confirmados de COVID-19 en ese período fue de 4.548 por cada 100.000 habitantes. En 2010, una media del 94,1% de la población de los municipios tenía acceso a la recolección de residuos, el 86% disponía de agua corriente y el 25,1% vivía en hogares con más de dos miembros. La región en la que se encuentra la mayor parte de los municipios es el Nordeste (32,3%), seguida por el Sudeste (29,9%), el Sur (21,3%), el Centro-Oeste (8,4%) y el Norte (8,1%). En 2010, menos del 7% de la población de los municipios se declaró negra y menos del 1% se declaró indígena. Ese mismo año, una media del 36,1% de la población de los municipios vivía en zonas rurales y el 8,4% tenía 65 años o más.

Con respecto a las características educativas, el 33,8% de la población de 25 años o más había completado la educación primaria en 2010, porcentaje que se reduce al 21,7% en el caso de la educación secundaria y al 5,5% en el de la educación superior. En relación con la desigualdad de ingresos se observa que, en 2010, el coeficiente de Gini promedio de los municipios era de 0,49 (este índice varía de 0 a 1) y el ingreso per cápita promedio era de 493,61 reales. Ese mismo año, un promedio del 44% de la población de los municipios era vulnerable a la pobreza, mientras el 31,4% de las personas inscritas en el Registro

Único (CadÚnico) era extremadamente pobre. Además, una media del 9,5% de la población recibía ayuda del Programa Bolsa Família u otros programas sociales en 2010 y el 7,7% era beneficiario de la ayuda de emergencia en julio de 2020.

En promedio, el 48,2% de la población de los estados brasileños se encontraba en confinamiento entre marzo y mayo de 2020 (este porcentaje refleja la media de los índices de confinamiento de los días 22 de marzo, 22 de abril y 22 de mayo de 2020). Este índice se redujo al 35,19% entre diciembre de 2020 y febrero de 2021. La temperatura media de las capitales de estos estados al mediodía del 20 de junio de 2020 era de 22,2 grados centígrados.

Con respecto a las características de salud de la población y la infraestructura para la atención sanitaria, en 2009 había una media de 1,7 camas de hospital y 0,1 unidades o centros de terapia intensiva por cada 1.000 habitantes. Cerca del 86% de la población de los municipios estaba cubierta por la Estrategia de Salud Familiar en mayo de 2020 y el 85% había recibido la vacuna BCG en 2019. El número de internaciones hospitalarias fue de 1.565 entre enero y octubre de 2020 y se registraron 34 casos de tuberculosis en 2018 y 2019. Entre 2010 y 2015 hubo una media de 101 hospitalizaciones por municipio debidas a complicaciones de la diabetes.

Cuadro 2

Brasil: caracterización de los municipios según variables seleccionadas, 2009-2021

	Características	Número de municipios	Media	Desviación estándar
Muertes por COVID-19	Número de muertes por COVID-19 acumuladas hasta el 4 de marzo de 2021	5 570	46,50	412,87
Infraestructura urbana	Porcentaje de la población en hogares con recolección de residuos en 2010	5 560	94,13	10,69
	Porcentaje de la población en hogares con agua corriente en 2010	5 565	85,60	14,72
Variables sociodemográficas y económicas	Porcentaje de municipios localizados en la región Norte	5 565	8,07	27,24
	Porcentaje de municipios localizados en la región Nordeste	5 565	32,24	46,74
	Porcentaje de municipios localizados en la región Sudeste	5 565	29,97	45,82
	Porcentaje de municipios localizados en la región Sur	5 565	21,35	40,98
	Porcentaje de municipios localizados en la región Centro-Oeste	5 565	8,37	27,70
	Porcentaje de la población de color o raza negra en 2010	5 565	6,37	4,94
	Porcentaje de la población de color o raza indígena en 2010	5 565	0,72	4,36
	Porcentaje de la población que vivía en zonas rurales en 2010	5 565	36,16	22,04
	Porcentaje de la población de 65 años o más en 2010	5 565	8,44	2,47
	Porcentaje de la población de 25 años o más con educación primaria completa en 2010	5 565	33,75	11,08

Cuadro 2 (continuación)

	Características	Número de municipios	Media	Desviación estándar
Variables sociodemográficas y económicas	Porcentaje de la población de 25 años o más con educación secundaria completa en 2010	5 565	21,64	8,51
	Porcentaje de la población de 25 años o más con educación superior completa en 2010	5 565	5,50	3,26
	Porcentaje de la población en hogares con más de dos miembros en 2010	5 565	25,13	13,00
	Coeficiente de Gini en 2010 - varía de 0 (menos desigual) a 1 (más desigual)	5 565	0,49	0,07
	Ingreso per cápita en 2010 (en reales de 2010)	5 565	493,61	243,27
	Porcentaje de la población vulnerable a la pobreza en 2010	5 565	43,99	22,44
	Porcentaje de la población extremadamente pobre inscrita en el Registro Único (CadÚnico) en 2010	5 565	31,40	21,70
	Porcentaje de la población que recibía prestaciones del Programa Bolsa Familia u otros programas sociales en 2010	5 565	9,45	4,08
	Porcentaje de beneficiarios de la ayuda de emergencia referente a julio de 2020	5 570	7,72	2,24
	Población en 2010	5 565	34 278	203 113
Población en 2019	5 570	37 728	221 458	
Índices de confinamiento (fecha de referencia: todo el día 22 de cada mes) y temperatura	Índice de confinamiento: porcentaje de la población de la unidad de la federación en confinamiento (media entre marzo de 2020 y mayo de 2020)	5 565	48,23	2,14
	Índice de confinamiento: porcentaje de la población de la unidad de la federación en confinamiento (media entre junio de 2020 y agosto de 2020)	5 565	38,84	1,22
	Índice de confinamiento: porcentaje de la población de la unidad de la federación en confinamiento (media entre septiembre de 2020 y noviembre de 2020)	5 565	39,05	1,32
	Índice de confinamiento: porcentaje de la población de la unidad de la federación en confinamiento (media entre diciembre de 2020 y febrero de 2021)	5 565	35,19	2,22
	Temperatura de la capital de la respectiva unidad de la federación al mediodía del 20 de junio de 2020 (en grados centígrados)	5 565	22,19	4,72

Cuadro 2 (conclusión)

	Características	Número de municipios	Media	Desviación estándar
Salud	Número de casos confirmados de COVID-19 por cada 100.000 habitantes acumulados hasta el 19 de octubre de 2020	5 570	4 547,63	2 767,33
	Número de camas de hospital por cada 1.000 habitantes en 2009	5 563	1,72	2,44
	Número de unidades o centros de terapia intensiva por cada 1.000 habitantes en 2009	5 563	0,01	0,04
	Porcentaje de la población cubierta por la Estrategia de Salud Familiar en mayo de 2020	5 570	85,96	25,55
	Porcentaje de la población que recibió la vacuna antituberculosa (BCG) en 2019	5 557	85,84	33,24
	Número de hospitalizaciones de enero a octubre de 2020	5 570	1 565	10 361
	Número de casos de tuberculosis en 2018 y 2019	5 570	34	344
	Número de hospitalizaciones por complicaciones de la diabetes entre enero de 2010 y diciembre de 2015	5 570	101	307

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de W. Cota, "Número de casos confirmados de COVID-19 no Brasil", 2020 [en línea] <https://github.com/wcota/covid19br/> [fecha de consulta: 20 de octubre de 2020], Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "Censo demográfico", s/f [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/22827-censo-2020-censo4.html?=&t=downloads> [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020], AtlasBR, "Consultas", s/f [en línea] <http://www.atlasbrasil.org.br/consulta> [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020], Portal da Transparência, "Auxílio Emergencial", 2020 [en línea] <http://www.portaldatransparencia.gov.br/pagina-interna/603519-download-de-dados-auxilio-emergencial> [fecha de consulta: 03 de septiembre de 2020], Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "AMS - Pesquisa de Assistência Médico-Sanitária", 2010 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/9067-pesquisa-de-assistencia-medico-sanitaria.html?=&t=microdados> [fecha de consulta: 03 de septiembre de 2020], Ministerio de Salud, e-Gestor, 2021 [en línea] <https://egestorab.saude.gov.br/paginas/ acessoPublico/relatorios/relHistoricoCoberturaAB.xhtml> [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020], Ministerio de Salud, DATASUS, 2020 [en línea] <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?pni/cnv/cpniuf.def> [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020], Inloco, "Mapa brasileiro da COVID-19", 2020 [en línea] <https://mapabrasileirodacovid.inloco.com.br/pt/>, Instituto Nacional de Meteorología (INMET), "Datos históricos anuais", 2020 [en línea] <https://portal.inmet.gov.br/dadoshistoricos>, Ministerio de Salud, DATASUS, 2020 [en línea] <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?sih/cnv/nibr.def> [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020], Ministerio de Salud, DATASUS, 2020 [en línea] <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?sinanet/cnv/tubercbr.def>, Ministerio de Salud, DATASUS, 2016 [en línea] <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/deftohtm.exe?siab/cnv/SIABsbr.def> [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020].

En el cuadro 3 se presentan las razones de las tasas de mortalidad por COVID-19 entre 2020 y 2021 según las características municipales brasileñas para el modelo final, construido tras la inserción sucesiva de los cuatro bloques de variables, conforme se indica en la sección metodológica (infraestructura urbana, variables sociodemográficas y económicas, índices de confinamiento y temperatura, y salud).

Cuadro 3
**Brasil: razones de tasas de mortalidad por COVID-19
 según características municipales, 2020-2021**

Característica	Razón de prevalencia	Coefficiente	Valor p
Porcentaje de la población en hogares con agua corriente en 2010	1,0037	0,0037	0,0000
Porcentaje de la población en hogares con recolección de residuos en 2010	1,0044	0,0043	0,0000
Porcentaje de municipios localizados en la región Norte	0,9764	-0,0239	0,5537
Porcentaje de municipios localizados en la región Nordeste	0,9586	-0,0423	0,1895
Porcentaje de municipios localizados en la región Centro-Oeste	1,2417	0,2165	0,0000
Porcentaje de la población de color o raza indígena en 2010	1,0048	0,0048	0,0027
Porcentaje de la población de color o raza negra en 2010	0,9918	-0,0082	0,0000
Porcentaje de la población que vivía en zonas rurales en 2010	0,9951	-0,0049	0,0000
Porcentaje de la población de 65 años o más en 2010	1,0465	0,0455	0,0000
Porcentaje de la población de 25 años o más con educación primaria completa en 2010	1,0139	0,0138	0,0000
Porcentaje de la población de 25 años o más con educación secundaria completa en 2010	0,9862	-0,0139	0,0001
Porcentaje de la población en hogares con más de dos miembros en 2010	1,0086	0,0085	0,0000
Coefficiente de Gini en 2010	0,7064	-0,3475	0,0156
Ingreso per cápita en 2010	1,0000	0,0000	0,5744
Porcentaje de la población extremadamente pobre inscrita en el Registro Único (CadÚnico) en 2010	1,0011	0,0011	0,0257
Porcentaje de beneficiarios de la ayuda de emergencia referente a julio de 2020	1,0456	0,0446	0,0000
Temperatura de la capital de la respectiva unidad de la federación al mediodía del 20 de junio de 2020	1,0229	0,0226	0,0000
Índice de confinamiento: porcentaje de la población de la unidad de la federación en confinamiento (media entre marzo de 2020 y mayo de 2020)	1,0260	0,0257	0,0000
Índice de confinamiento: porcentaje de la población de la unidad de la federación en confinamiento (media entre junio de 2020 y agosto de 2020)	1,0202	0,0200	0,0033
Número de casos confirmados de COVID-19 por cada 100.000 habitantes acumulados hasta el 19 de octubre de 2020	1,0001	0,0001	0,0000
Número de camas de hospital por cada 1.000 habitantes en 2009	0,9893	-0,0108	0,0008
Número de unidades o centros de terapia intensiva por cada 1.000 habitantes en 2009	1,4757	0,3891	0,0029
Número de casos de tuberculosis en 2018 y 2019	1,0001	0,0001	0,0014
Número de hospitalizaciones por complicaciones de la diabetes entre enero de 2015 y diciembre de 2015	1,0000	0,0000	0,0194
Intercepto	0,0000	-11,5600	0,0000

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de W. Cota, "Número de casos confirmados de COVID-19 no Brasil", 2020 [en línea] <https://github.com/wcota/covid19br/> [fecha de consulta: 20 de octubre de 2020], Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "Censo demográfico", s/f [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/22827-censo-2020-censo4.html?=&t=downloads> [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020], AtlasBR, "Consultas", s/f [en línea] <http://www.atlasbrasil.org.br/consulta> [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020], Portal da Transparência, "Auxílio Emergencial", 2020 [en línea] <http://www.portaldatransparencia.gov.br/pagina-interna/603519-download-de-dados-auxilio-emergencial> [fecha de consulta: 03 de septiembre de 2020], Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), "AMS - Pesquisa de Assistência Médico-Sanitária", 2010 [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/9067-pesquisa-de-assistencia-medico-sanitaria.html?=&t=microdados> [fecha de consulta: 03 de septiembre de 2020], Ministerio de Salud, e-Gestor, 2021 [en línea] <https://egestorab.saude.gov.br/paginas/acesoPublico/relatorios/relHistoricoCoberturaAB.xhtml> [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020], Ministerio de Salud, DATASUS, 2020 [en línea] <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?pn/cnv/cpniuf.def> [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020], Inloco, "Mapa brasileiro da COVID-19", 2020 [en línea] <https://mapabrasileirodacovid.inloco.com.br/pt/>, Instituto Nacional de Meteorología (INMET), "Datos históricos anuais", 2020 [en línea] <https://portal.inmet.gov.br/dadoshistoricos>, Ministerio de Salud, DATASUS, 2020 [en línea] <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?sih/cnv/nibr.def> [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020], Ministerio de Salud, DATASUS, 2020 [en línea] <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?sinanet/cnv/tubercbr.def>, Ministerio de Salud, DATASUS, 2016 [en línea] <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/deftohtm.exe?siab/cnv/SIABSbr.def> [fecha de consulta: 01 de octubre de 2020].

La variable más fuertemente relacionada fue el número de unidades o centros de terapia intensiva por cada 1.000 habitantes, seguida por el coeficiente de Gini y la localización en la región Centro-Oeste ($p < 0,05$). El aumento de una unidad o centro de terapia intensiva se asoció con un incremento del 48% en la tasa de mortalidad por COVID-19 en los municipios brasileños. El incremento de un punto porcentual en el coeficiente de Gini (teniendo en cuenta que la media era del 49%), es decir, el aumento de la desigualdad, se asoció con una reducción del 29% en la tasa de mortalidad. El aumento de un punto en el porcentaje de municipios situados en la región Centro-Oeste (el hecho de que un municipio esté situado en la región Centro-Oeste) se asoció con un aumento del 24% en la tasa de mortalidad.

Entre los factores de riesgo, el porcentaje de población de 65 años o más, el porcentaje de población de 25 años o más con educación primaria completa, el porcentaje de beneficiarios de la ayuda de emergencia, la temperatura y el índice de confinamiento de marzo a mayo y de junio a agosto mostraron una asociación estadísticamente significativa al nivel del 5%. El aumento de un punto en el porcentaje de beneficiarios de la ayuda de emergencia se asoció con un aumento del 5% en la tasa de mortalidad. El incremento de un punto en el porcentaje de la población de la unidad de la federación en confinamiento de marzo a mayo se asoció con un aumento del 3% en la tasa de mortalidad. Asimismo, el aumento de un punto porcentual en el índice de confinamiento entre junio y agosto y de 1 grado de temperatura contribuyó a un incremento de más del 2% en la tasa de mortalidad por COVID-19.

Por otra parte, como factor de protección, se observa que el aumento de un punto en el porcentaje de la población de 25 años o más con educación secundaria completa y de 1 unidad en el número de camas de hospital por cada 1.000 habitantes se relacionaba con una disminución de más del 1% de la tasa de mortalidad ($p < 0,05$).

C. Análisis

En primer lugar, es importante destacar que la revisión de la literatura presente en este artículo no tiene el objetivo de realizar comparaciones entre este análisis y los estudios anteriores, especialmente porque tales comparaciones sufrirían importantes limitaciones ante el dinamismo de una pandemia como la de COVID-19, que presenta diferentes fases según el lugar y, por tanto, según el período de referencia en el que se basa cada estudio. No obstante, cabe subrayar la importancia de los estudios como este. Cuantos más análisis se realicen sobre los factores asociados a la mortalidad por COVID-19, mayor será la comprensión futura de las consecuencias fatales de esta pandemia, todavía tan reciente.

Dicho esto, los resultados del presente estudio corroboran algunos hallazgos de la literatura. De hecho, una proporción más alta de población mayor de 65 años y un menor nivel de educación aumentaron la tasa de mortalidad por COVID-19 en los municipios del Brasil.

Este incremento de la mortalidad en la población de edad avanzada está bien documentado en la literatura (Lima y otros, 2021; Batista y otros, 2020; Feng y otros, 2020; Codeço y otros, 2020) y suele estar fuertemente asociado con una mayor presencia de comorbilidades a esa edad, que empeora el estado de salud de los infectados por el virus (Borges y Crespo, 2020). En cuanto a la educación, mientras el porcentaje de la población que solo ha completado la educación primaria se asocia con un aumento de la tasa de mortalidad, el porcentaje de los que han completado al menos la educación secundaria tiende a reducir la mortalidad por COVID-19 en los municipios. La influencia de la educación puede manifestarse de varias maneras y obedecer tanto al acceso a la información sobre las medidas no farmacéuticas para prevenir la enfermedad (principalmente, el uso de mascarillas, la higiene constante de las manos y el confinamiento) como a situaciones socioeconómicas diferenciadas (no captadas por las demás variables del modelo), que determinan condiciones para un mejor acceso a los servicios médicos y el cumplimiento de las medidas preventivas de manera eficaz, como, por ejemplo, la posibilidad de adoptar el teletrabajo (Lima y otros, 2020; Silva, Freire y Pereira, 2016).

A diferencia de lo que señalan los estudios de Lima y otros (2021) y Souza y otros (2020), el mayor aumento de la tasa de mortalidad por COVID-19 en términos porcentuales se registró en la región Centro-Oeste. Es importante subrayar que en el presente estudio se utilizan los datos de mortalidad por COVID-19 acumulados hasta el 4 de marzo de 2021, mientras en los estudios mencionados se utiliza la información de las muertes hasta mediados de 2020. Dada la naturaleza dinámica de la pandemia, cabe esperar que se destaquen diferentes regiones según el periodo que se considere. En este sentido, vale la pena mencionar algunos acontecimientos recientes a modo de ejemplo. La primera unidad de la federación donde se superó la capacidad para atender los casos más graves de la enfermedad fue el estado de Amazonas (Barreto y otros, 2021). Dada la gravedad de la situación a la que se llegó, se dio prioridad a este estado en la distribución de los primeros lotes de vacunas, por lo que el colapso del sistema de salud de esa región se ha revertido hasta ahora, no solo por la vacunación⁶, sino también por la aplicación de medidas más estrictas de confinamiento⁷.

Entre las variables de salud, solo el número de camas de hospital y el número de centros o unidades de terapia intensiva mostraron asociaciones. El número de centros o unidades de terapia intensiva presentó una fuerte relación de riesgo. Este resultado puede explicarse por el hecho de que la mayoría de las muertes se produce entre los pacientes hospitalizados en estado grave. Es decir, los municipios que tienen un mayor número de camas de unidades o centros de terapia intensiva evidencian un aumento del número de muertes porque los pacientes más graves, y por tanto con más probabilidades de morir, son trasladados a estos municipios. De acuerdo con una investigación realizada en 37 hospitales de Minas Gerais, São Paulo, Pernambuco, Santa

⁶ Véanse [en línea] <http://www.saude.am.gov.br/visualizar-noticia.php?id=5728> y <https://www.poder360.com.br/coronavirus/manaus-abre-vacinacao-para-500-mil-adultos-com-comorbidades/>.

⁷ Véase [en línea] <https://agenciabrasil.ebc.com.br/radioagencia-nacional/saude/audio/2021-01/covid-19-amazonas-adota-regras-mais-rigidas-de-isolamento-social>.

Catarina y Rio Grande do Sul, el 47,6% de los pacientes con COVID-19 que ingresan en las unidades de terapia intensiva en el Brasil muere (Marcolino y otros, 2021). Con respecto a la asociación negativa entre el número de camas y la tasa de mortalidad por COVID-19 en los municipios, este resultado refuerza la necesidad de aumentar la oferta de camas de hospitalización, a fin de atender con mayor eficacia a los pacientes que requieren cuidados un poco más complejos que los que se pueden proporcionar en el hogar antes de que empeore su estado de salud. Esto permitiría ofrecer una atención oportuna y, por ende, reducir el número de muertes.

Al contrario de los resultados encontrados por Demenech y otros (2020) y Pires, Carvalho y Xavier (2020), los resultados obtenidos indican que en los municipios más desiguales hubo menos muertes. Cabe subrayar que, además de que los estudios citados no tienen en cuenta la variedad de características municipales que se consideraron en esta modelización, el presente estudio se basa prácticamente en un año de pandemia, mientras los trabajos mencionados se basaron en las muertes registradas en las etapas iniciales (hasta mediados de 2020), cuando aún había un número significativo de municipios sin registros de muertes por COVID-19. Además, Castro y otros (2021) muestran que, si bien no existe una narrativa única que pueda explicar la diversidad de la propagación del COVID-19 en el Brasil, el fracaso general en la implementación de respuestas inmediatas, coordinadas y equitativas en un contexto de marcadas desigualdades locales parece haber alimentado la propagación de la enfermedad. Esto dio lugar a tasas de infección y mortalidad elevadas y desiguales. En este sentido, los autores encontraron, por ejemplo, que estados con niveles similares de desigualdad social, como Amazonas y Ceará, obtuvieron resultados bastante diferentes en la contención de la propagación del COVID-19. Mientras Amazonas fue el segundo estado del país en cuanto a la rapidez con que la enfermedad avanzó hacia al interior del país, Ceará fue el penúltimo. Los autores sugieren que, más allá de las desigualdades, las acciones locales para mitigar los efectos de la pandemia fueron fundamentales en la prevención de la mortalidad por la enfermedad (Castro y otros, 2021). Por último, también es importante destacar que el presente estudio se basa en datos agregados a nivel municipal, por lo que es posible que haya otros mecanismos explicativos de la relación entre desigualdad y mortalidad por COVID-19 a nivel individual.

De acuerdo con el modelo final, cuanto mayor es el porcentaje de beneficiarios de la ayuda de emergencia en el municipio, mayor tiende a ser la tasa de mortalidad por COVID-19. Esta asociación sugiere que los municipios con un mayor porcentaje de beneficiarios son los más pobres, pues la ayuda se ofreció a los trabajadores informales y desempleados. En este sentido, cabe destacar que la ayuda de emergencia finalizó en diciembre de 2020 y a finales de marzo todavía se estaba discutiendo la definición de un nuevo beneficio dirigido especialmente a los trabajadores informales, que son los que tienen más dificultades para mantener el confinamiento, dada la naturaleza de su fuente de ingresos.

Tanto la temperatura como el índice de confinamiento mostraron asociaciones que, en principio, podrían interpretarse como contrarias a lo esperado ya que, a diferencia de otros estudios, un aumento de ambos se asoció con un incremento de la tasa de muertes

por COVID-19 (Carleton y Meng, 2020; Chen y otros, 2020; Aquino y otros, 2020; Gori Maia y otros, 2021; Nussbaumer-Streit y otros, 2020; Piguillem y Shi, 2020). En este punto, es importante destacar una de las limitaciones de este estudio: no es posible inferir causalidad en este modelo y, por tanto, no se mide el efecto de la temperatura o el confinamiento en la mortalidad por COVID-19. En segundo lugar, los niveles de confinamiento en el Brasil alcanzaron valores elevados solo al inicio de la pandemia (hasta mediados de abril de 2020) y, aun así, nunca fueron suficientes para producir efectos duraderos. Esto se debe a que, inicialmente, el confinamiento puede haberse implementado en forma temprana en algunas unidades de la federación, lo que puede haber provocado una flexibilización también temprana de esta medida, cuando el número de casos y muertes estaba aumentando (Silva y otros, 2020). En otros casos, el confinamiento parece haberse adoptado con carácter urgente, intermitente y en momentos en que el número de infectados y muertos ya era alto. También en abril de 2020, fase que puede considerarse el inicio de la pandemia en el Brasil, comenzó a observarse un mayor movimiento de personas en las calles, a pesar de las recomendaciones en materia de confinamiento de la OMS, los científicos y los médicos. Este comportamiento parece haberse debido principalmente a la falta de consenso entre las tres esferas de gobierno sobre la importancia y la necesidad de esta medida (Dantas y otros, 2020). Cabe destacar que la media más alta del índice de confinamiento, registrada entre marzo y mayo de 2020, fue del 48,23%, que es un nivel bajo para producir un efecto de reducción de la tasa de mortalidad. En tercer y último lugar, aunque algunos estudios han establecido que el coronavirus puede tener una menor supervivencia en las zonas con temperaturas más altas (Carleton y Meng, 2020; Chen y otros, 2020), las personas que viven en las regiones más cálidas tienden a salir más de sus hogares y, en un contexto en el que no hay medidas estrictas de confinamiento por parte de las autoridades, la propagación de la enfermedad será inevitablemente mayor.

En el modelo múltiple final, el número de casos confirmados de COVID-19, el número de casos de tuberculosis y el número de hospitalizaciones por complicaciones de la diabetes no mostraron asociaciones importantes. En este caso, hay que prestar atención al hecho de que estas variables reflejan medias de las unidades de la federación y no indicadores municipales y, además, la influencia de estas variables puede haber sido captada por otras variables como la edad, la educación y la infraestructura hospitalaria. Otras características que también mostraron asociaciones de magnitud muy pequeña (aunque significativas al nivel del 1%) se refieren a los porcentajes de población de color o raza negra o indígena, que viven en zonas rurales, que residen en hogares con más de dos miembros o en hogares con agua corriente o recolección de residuos. Estos resultados sugieren que la influencia de estas variables en la mortalidad a nivel municipal puede haber sido captada por otras variables significativas en el modelo, como el nivel educativo, la desigualdad de ingresos y el porcentaje de beneficiarios de la ayuda de emergencia en los municipios.

D. Conclusiones

En el presente estudio se encontró que el aumento del número de camas generales se asoció con una reducción de la tasa de mortalidad en los municipios. Esto refuerza la necesidad de aumentar la oferta de camas a fin de atender con mayor eficacia a todos los pacientes que requieran cuidados más complejos para el COVID-19, permitiendo ofrecer una atención oportuna y, por ende, reducir el número de muertes. La educación también constituye un importante factor de protección en la reducción de la mortalidad por COVID-19, ya sea por el acceso a la información o por las mejores condiciones socioeconómicas que la educación proporciona, que permiten un cumplimiento más eficaz de las medidas de prevención (como el uso de mascarillas, la higiene de manos y el confinamiento) y un mejor acceso a los servicios médicos (Lima y otros, 2021; Silva, Freire y Pereira, 2016). Estos hallazgos ponen de manifiesto la urgencia de formular políticas intersectoriales para reducir la desigualdad social en los municipios brasileños.

Es importante subrayar que, dentro de la modelización, la asociación negativa entre el índice de confinamiento y la tasa de mortalidad por COVID-19 señala que el confinamiento ha sido una medida con poca adhesión por parte de la población en general, incluso en momentos de alto contagio. En distintas partes del mundo donde el confinamiento se aplicó de manera eficaz (con la adhesión de la población y en el momento adecuado según el seguimiento constante de la evolución del número de casos y muertes), esta medida tuvo efectos indispensables para la reducción de los contagios y, en consecuencia, del número de muertes por la enfermedad (Nussbaumer-Streit y otros, 2020). El confinamiento es una medida muy delicada en la lucha contra la pandemia en el Brasil, especialmente porque puede hacer inviable la generación de ingresos para las familias más vulnerables, por lo que es necesario combinarlo con medidas de asistencia financiera a las familias. Sin embargo, cabe destacar que las pruebas para detectar el COVID-19 pueden ser un sustituto muy cercano de las medidas generales de confinamiento y constituyen una herramienta eficaz para reducir considerablemente la necesidad de cuarentenas frecuentes (Piguillem y Shi, 2020), como las que tuvieron lugar en el Brasil incluso más de un año después del inicio de la pandemia.

El presente estudio tiene algunas limitaciones que deben tenerse en cuenta. Como se mencionó anteriormente, se destaca que no se puede inferir causalidad en las relaciones encontradas entre las variables incluidas en los modelos y la tasa de mortalidad por COVID-19, pero sí es posible formular hipótesis sobre las características de la población que están más relacionadas con una alta tasa de muertes por la enfermedad. Tampoco fue posible controlar la fase de la pandemia en la que se encuentra cada municipio. Si bien es sabido que la pandemia llegó a las ciudades más pequeñas en etapas posteriores, en algunos estudios con datos acumulados hasta mediados de 2020 se encontró que las regiones a las que el COVID-19 llegó más tarde mostraron aumentos significativos en el número de casos y muertes, de modo que estas cifras se acercaron rápidamente a las de las regiones donde

la pandemia comenzó antes (Lima y otros, 2021). Dado que en este estudio se utilizan datos de muertes por COVID-19 acumulados hasta el 4 de marzo de 2021, es decir, prácticamente un año después del primer caso de la enfermedad en el Brasil y con el agravamiento de la pandemia en los últimos meses, la mayoría de los municipios se encuentra en etapas similares de evolución de la pandemia. También es necesario destacar que la tasa de mortalidad por COVID-19 depende de la notificación de los casos y las muertes por la enfermedad. Por lo tanto, la existencia de municipios con diferentes niveles de realización de pruebas entre la población o diferentes retrasos en la notificación de la causa de la muerte no se tuvo en cuenta en las estimaciones. En el Brasil, la tasa de mortalidad presenta estimaciones sesgadas por algunas razones, lo que supone una importante limitación para el presente estudio. En primer lugar, debido al retraso en el registro y la subnotificación de las muertes, el numerador está subestimado. En segundo lugar, un aspecto menos obvio es que el denominador de esta tasa se refiere a la población en riesgo de enfermar o morir. Un denominador más preciso debería estar constituido por las personas expuestas, es decir, las que corren el riesgo de morir. No se recomienda generalizar el denominador y atribuirlo a toda la población. Por lo tanto, las personas que están enfermas, las que ya han padecido la enfermedad (excepto cuando el paciente puede desarrollar el COVID-19 más de una vez, lo que aparentemente todavía no es muy común, salvo en el caso de las variantes) y las que ya han sido vacunadas (en el Brasil, las cifras son bajas, especialmente en el período de corte del presente estudio) no deberían incluirse en el denominador. Además, en el caso de las enfermedades transmisibles y altamente contagiosas, la fuerza de la transmisión influye directamente en la aparición de nuevos casos de la enfermedad. Debido a que las medidas de mitigación de la enfermedad (como el confinamiento, el uso de mascarillas y los protocolos de higiene) son escasas en el Brasil, el denominador es mayor, pues las personas corren un mayor riesgo de infectarse. Lamentablemente, estas especificidades no se pueden captar en los estudios transversales, como en el caso concreto del presente estudio.

Otro punto importante que se ha de destacar es que el objetivo de este trabajo era desarrollar un análisis inicial, amplio y de carácter exploratorio, que pudiera ofrecer un panorama de la pandemia en el período al que se refiere. No se buscó establecer previsiones individuales ni comparaciones entre municipios. Otro hecho es que se optó por utilizar la tasa bruta, que es más sencilla, pero se buscaba analizar el comportamiento de la tasa real. El modelo fue controlado por indicadores relacionados con la estructura etaria de la población, con el objetivo de eliminar los posibles efectos de los diferentes grupos de edad que componen la población de cada municipio.

Por último, en el contexto actual de la pandemia de COVID-19 en el Brasil, donde —incluso después de más de un año desde su inicio— el número de infecciones y muertes sigue aumentando rápidamente cada día, la campaña de vacunación es aún incipiente y se observa el avance de nuevas variantes del virus (aún más transmisibles), los estudios como este ayudan a entender las características de los municipios más afectados, contribuyendo al debate sobre las mejores medidas de prevención y mitigación de la enfermedad.

Bibliografía

- Aquino, E. M. L. y otros (2020), “Medidas de distanciamento social no controle da pandemia de COVID-19: potenciais impactos e desafios no Brasil”, *Ciência & Saúde Coletiva*, vol. 25, supl. 1.
- Barreto, I. C. H. C. y otros (2021), “Colapso na saúde em Manaus: o fardo de não aderir às medidas não farmacológicas de redução da transmissão da COVID-19”, Scielo Preprints, 18 de febrero [en línea] <https://preprints.scielo.org/index.php/scielo/preprint/view/1862/version/1975>.
- Batista, A. y otros (2020), “Análise socioeconômica da taxa de letalidade da COVID-19 no Brasil”, *Nota Técnica*, N° 11, Río de Janeiro, Núcleo de Operações e Inteligência em Saúde (NOIS).
- Borges, G. M. y C. D. Crespo (2020), “Demographic and socioeconomic characteristics of Brazilian adults and COVID-19: a risk group analysis based on the Brazilian National Health Survey, 2013”, *Cadernos de Saúde Pública*, vol. 36, N° 10.
- Brasil (2020), “Medida Provisória núm. 936 de 01 de abril de 2020, Institui o Programa Emergencial de Manutenção do Emprego e da Renda e Dispõe sobre Medidas Trabalhistas Complementares para Enfrentamento do Estado de Calamidade Pública Reconhecido pelo Decreto Legislativo núm. 6 de 20 de março de 2020 e da Emergência de Saúde Pública de Importância Internacional decorrente do Coronavírus (COVID-19), de que Trata a Lei núm. 13979 de 6 de fevereiro de 2020, e dá Outras Providências”, *Diário Oficial da União*, N° 63-D, sec 1.
- Carleton, T. T. y K. C. Meng (2020), “Causal empirical estimates suggest COVID-19 transmission rates are highly seasonal”, medRxiv [en línea] <https://www.medrxiv.org/content/10.1101/2020.03.26.20044420v1>.
- Castro, M. C. y otros (2021), “Spatiotemporal pattern of COVID-19 spread in Brazil”, *Science*, vol. 372, N° 6544.
- Chen, S. y otros (2020), “Revisiting the association between temperature and COVID-19 transmissibility across 117 countries”, *ERJ Open Research*, vol. 6, N° 4.
- Cheng, V. C. C. y otros (2007), “Severe acute respiratory syndrome coronavirus as an agent of emerging and reemerging infection”, *Clinical Microbiology Review*, vol. 20, N° 4.
- Codeço, C. T. y otros (2020), *Estimativa de risco de espalhamento da COVID-19 no Brasil e o impacto no sistema de saúde e população por microrregião*, Río de Janeiro, Fundación Oswaldo Cruz.
- Cota, W. (2020), “Monitoring the number of COVID-19 cases and deaths in Brazil at municipal and federative units level”, SciELO Preprints, 7 de mayo [en línea] <https://preprints.scielo.org/index.php/scielo/preprint/view/362>.
- Dantas, G. y otros (2020), “The impact of COVID-19 partial lockdown on the air quality of the city of Rio de Janeiro, Brazil”, *Science of the Total Environment*, vol. 729.
- Demenech, L. M. y otros (2020), “Income inequality and risk of infection and death by COVID-19 in Brazil”, *Revista Brasileira de Epidemiologia*, vol. 23.
- De Negri, F. y otros (2020), “Chances de óbito por COVID-19 entre os trabalhadores formais: evidências do Estado do Rio de Janeiro”, *Nota Técnica*, N° 76, Río de Janeiro, Instituto de Investigaciones Económicas Aplicadas (IPEA).
- Dorn, A. V., R. E. Cooney y M. L. Sabin (2020), “COVID-19 exacerbating inequalities in the US”, *The Lancet*, vol. 395, N° 10232.
- ECDC (Centro Europeo para la Prevención y el Control de las Enfermedades) (2020), *Coronavirus disease 2019 (COVID-19) in the EU/EEA and the UK – tenth update*, Estocolmo, 11 de junio.
- Escobar, L. E., A. Molina-Cruz y C. Barillas-Mury (2020), “BCG vaccine protection from severe coronavirus disease 2019 (COVID-19)”, *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, vol. 117, N° 30, National Academy of Sciences.

- Feng, Y. y otros (2020), "COVID-19 with different severities: a multicenter study of clinical features", *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, vol. 201, N° 11.
- Fundación Oswaldo Cruz (2021), "Boletim do Observatório COVID-19 Fiocruz – semanas 10 e 11 de 2021" [en línea] <https://portal.fiocruz.br/documento/boletim-do-observatorio-covid-19-fiocruz-semanas-10-e-11-de-2021>.
- Gori Maia, A. y otros (2021), "The short-term impacts of coronavirus quarantine in São Paulo: the health-economy trade-offs", *PLOS ONE*, vol. 16, N° 2.
- Grasselli, G. y otros (2020), "Risk factors associated with mortality among patients with COVID-19 in intensive care units in Lombardy, Italy", *JAMA Internal Medicine*, vol. 180, N° 10.
- Gupta, S. y otros (2020), "Factors associated with death in critically ill patients with coronavirus disease 2019 in the US", *JAMA Internal Medicine*, vol. 180, N° 11.
- Kluge, H. H. P. (2020), "Statement – older people are at highest risk from COVID-19, but all must act to prevent community spread", Organización Mundial de la Salud (OMS), 2 de abril [en línea] <https://www.euro.who.int/en/health-topics/health-emergencies/coronavirus-covid-19/statements/statement-older-people-are-at-highest-risk-from-covid-19-but-all-must-act-to-prevent-community-spread>.
- Kolifarhood, G. y otros (2020), "Epidemiological and clinical aspects of COVID-19; a narrative review", *Archives of Academic Emergency Medicine*, vol. 8, N° 1.
- Lima, E. E. C. y otros (2021), "Spatial pattern of Covid-19 deaths and infections in small areas of Brazil", *PLOS ONE*, vol. 16, N° 2.
- Liu, J. y otros (2020), "Impact of meteorological factors on the COVID-19 transmission: a multi-city study in China", *Science of the Total Environment*, vol. 726.
- Marcolino, M. S. y otros (2021), "ABC2-SPH risk score for in-hospital mortality in COVID-19 patients: development, external validation and comparison with other available scores", medRxiv [en línea] <https://www.medrxiv.org/content/10.1101/2021.02.01.21250306v1>.
- Méndez-Arriaga, F. (2020), "The temperature and regional climate effects on communitarian Covid-19 contagion in Mexico throughout phase 1", *Science of the Total Environment*, vol. 735.
- Miller, A. y otros (2020), "Correlation between universal BCG vaccination policy and reduced morbidity and mortality for COVID-19: an epidemiological study", *Journal of Chemical Information and Modeling*, vol. 53, N° 9.
- Nussbaumer-Streit, B. y otros (2020), "Quarantine alone or in combination with other public health measures to control COVID-19: a rapid review", *Cochrane Database of Systematic Reviews*, vol. 4, N° 4.
- Olímpio, J. L. S., L. A. R. Costa y R. A. D. Góis (2020), "Desigualdade socioambiental e a capacidade de lidar com a pandemia de COVID-19: avaliação da geoespacialidade da vulnerabilidade em Fortaleza-CE", *Revista da Casa da Geografia de Sobral (RCGS)*, vol. 22, N° 2.
- Peres, I. T. y otros (2021), "Sociodemographic factors associated with COVID-19 in-hospital mortality in Brazil", *Public Health*, vol. 192.
- Piguillem, F. y L. Shi (2020), "Optimal COVID-19 quarantine and testing policies", *EIEF Working Paper*, 20/04, Roma, Einaudi Institute for Economics and Finance (EIEF).
- Pinto, H. (2020), "A pandemia do COVID-19 e suas consequências socioeconômicas: momento para fortalecer o Programa Bolsa Família (PBF)", *Textos para Discussão*, N° 272, Brasília, Senado Federal.
- Pires, L. N., L. Carvalho y L. L. Xavier (2020), *COVID-19 e desigualdade: a distribuição dos fatores de risco no Brasil*, Brasília, Observatório Nacional dos Direitos à Água e ao Saneamento (ONDAS).
- Rota, P. A. y otros (2003), "Characterization of a novel coronavirus associated with severe acute respiratory syndrome", *Science*, vol. 300, N° 5624.
- Sala, G. y otros (2020), "Association of BCG vaccination policy and tuberculosis burden with incidence and mortality of COVID-19", medRxiv [en línea] <https://doi.org/10.1101/2020.03.30.20048165>.

- Silva, L. E., F. H. M. Freire y R. H. M. Pereira (2016), “Diferenciais de mortalidade por escolaridade da população adulta brasileira em 2010”, *Caderno de Saúde Pública*, vol. 32, N° 4.
- Silva, L. L. S. L. y otros (2020), “Medidas de distanciamento social para o enfrentamento da Covid-19 no Brasil: caracterização e análise epidemiológica por estado”, *Cadernos de Saúde Pública*, vol. 36, N° 9.
- Soares, R. A. S. y otros (2015), “Determinantes socioambientais e saúde: o Brasil rural versus o Brasil urbano”, *Tempus, Actas de Saúde Coletiva*, vol. 9, N° 2.
- Souza, C. D. F. y otros (2020), “Evolução espaço-temporal da letalidade por COVID-19 no Brasil”, *Jornal Brasileiro de Pneumologia*, vol. 46, N° 4.
- Universidad Johns Hopkins (2021), “COVID-19 dashboard” [en línea] <https://coronavirus.jhu.edu/map.html>.
- Victora, C. G. y otros (1997), “The role of conceptual frameworks in epidemiological analysis: a hierarchical approach”, *International Journal of Epidemiology*, vol. 26, N° 1.
- Williamson, E. J. y otros (2020), “Factors associated with COVID-19-related death using OpenSAFELY”, *Nature*, vol. 584.
- Yancy, C. W. (2020), “COVID-19 and African Americans”, *JAMA*, vol. 323, N° 19.
- Yezli, S. y A. Khan (2020), “COVID-19 social distancing in the Kingdom of Sudi Arabia: bold measures in the face of political, economic, social and religious challenges”, *Travel Medicine and Infectious Disease*, vol. 37.
- Zhou, F. y otros (2020), “Clinical course and risk factors for mortality of adult inpatients with COVID-19 in Wuhan, China: a retrospective cohort study”, *The Lancet*, vol. 395.

Homicidios en América Latina y el Caribe: magnitud y factores asociados

Héctor Hiram Hernández Bringas¹

Recibido: 27/07/2021

Aceptado: 21/09/2021

Resumen

América Latina y el Caribe es la región del mundo donde ocurren más homicidios intencionales. Aquí se hace un examen de los niveles y tendencias de esta causa de muerte y se discuten algunas de las principales condiciones que contribuyen a explicar este fenómeno. La delincuencia organizada y común, las pandillas juveniles y las respuestas institucionales (o la ausencia de ellas) han desempeñado un papel relevante en el incremento o permanencia de elevados niveles de homicidio en el terreno fértil creado por la pobreza, la desigualdad, la falta de oportunidades y, en algunos casos, la inestabilidad política y la debilidad de los Estados nacionales. Se han producido contextos de impunidad en los que el homicidio prolifera hacia los espacios públicos y los privados. Asimismo, se concluye que el alto nivel de homicidios no es propiamente un problema de la región entera, sino que se concentra en algunos países, con características específicas.

Palabras clave: homicidio, datos estadísticos, aspectos sociales, pobreza, distribución del ingreso, desarrollo urbano, abandono de estudios, desempleo, aplicación de la ley, alcoholismo, América Latina y el Caribe.

¹ Investigador del Centro Regional de Investigaciones Multidisciplinarias de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM). Correo electrónico: hernandezbringas@gmail.com.

Abstract

Latin America and the Caribbean ranks as the region with the highest number of intentional homicides worldwide. This paper examines rates and trends in this cause of death and discusses some of the main factors that help to explain the situation. Organized and common crime, youth gangs and the institutional response thereto (or lack thereof) have played a major role in the increase or the persistently high levels of homicide in the fertile ground created by poverty, inequality, lack of opportunity and, in some cases, political instability and weakened States. The climate of impunity that sometimes exists has resulted in the proliferation of homicide in public and private spaces. The paper concludes that the high incidence of homicides is not a region-wide problem per se, but rather concentrated in a few countries, with specific characteristics.

Keywords: homicide, statistical data, social aspects, poverty, income distribution, urban development, drop-outs, unemployment, law enforcement, alcoholism, Latin America and the Caribbean.

Résumé

L'Amérique latine et les Caraïbes sont la région qui compte le plus grand nombre d'homicides volontaires au monde. Cet article examine les niveaux et les tendances de cette cause de décès et aborde certaines des principales conditions qui contribuent à expliquer ce phénomène. La criminalité organisée et la délinquance de droit commun, les bandes de jeunes ainsi que les réponses institutionnelles (ou le manque de réponse) ont joué un rôle majeur dans la hausse ou le maintien de niveaux élevés d'homicides sur un terrain fertile créé par la pauvreté, l'inégalité, le manque d'opportunités et, dans certains cas, l'instabilité politique et la faiblesse des États-nations. Dans certains contextes d'impunité, les homicides ont proliféré dans les espaces publics et privés. Cette étude conclut également que le niveau élevé d'homicides n'est pas à proprement parler un problème pour l'ensemble de la région, mais qu'il est concentré dans certains pays, dotés de caractéristiques spécifiques.

Mots clés: homicide, données statistiques, aspects sociaux, pauvreté, répartition du revenu, développement urbain, abandon des études, chômage, application des lois, alcoolisme, Amérique latine et les Caraïbes.

Introducción

América Latina y el Caribe, vista en conjunto, es la región del mundo donde más homicidios intencionales se registran año tras año, tanto en términos absolutos como por número de habitantes. En este trabajo se intenta buscar respuestas sobre las causas de esta situación, partiendo de información actualizada acerca de los niveles y tendencias del homicidio y de los factores asociados, sobre todo en los países de mayor incidencia, ya que esas altas tasas de homicidio no están presentes en todos los países de la región.

La primera sección se dedica al establecimiento de las dimensiones del problema en América Latina y el Caribe y a la determinación de los países donde se concentra la mayor parte del problema, con su correspondiente ubicación en el contexto mundial. En la segunda sección se hace una revisión de la literatura, se contrastan los planteamientos teóricos con la evolución de la realidad latinoamericana y se realiza un ejercicio de correlaciones estadísticas entre las tasas de homicidio y los indicadores de los factores que presumiblemente explican el fenómeno. Por último, se examinan los resultados y se hace un breve análisis de la situación particular del homicidio en algunos de los países mayormente afectados.

Así pues, el objetivo de este trabajo es hacer una revisión de algunos de los planteamientos de la literatura especializada en el tema, contrastándolos con información reciente sobre la realidad de América Latina y el Caribe, tanto en materia de homicidios como en lo que respecta a los determinantes de ese fenómeno. Con estos elementos se intenta dar respuestas a la pregunta de por qué algunos países de América Latina y el Caribe son los de mayor violencia homicida en el mundo.

A. Datos y método

Para el análisis de los niveles y tendencias del homicidio en América Latina y el Caribe se recurre a la información que, hasta el año 2020, está disponible en las bases de datos de las Naciones Unidas (2021) y de la Oficina de las Naciones Unidas contra la Droga y el Delito (UNODC, 2017a y 2017b). Para el análisis de los factores determinantes del homicidio, se recurre principalmente a la información disponible en las bases de datos del Banco Mundial (2021a, 2021b, 2021c, 2021d y 2021e; Kaufmann y Kraay, 2021) y la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL, 2020a y 2020b).

Al mismo tiempo que se realiza una revisión bibliográfica sobre los determinantes del homicidio en la región, se contrasta su evolución con la que ha seguido el homicidio en el presente siglo y se realiza un ejercicio de correlaciones entre variables independientes y el fenómeno objeto de análisis, para lo que se recurre al coeficiente de correlación de Pearson. En la sección correspondiente a la discusión de los resultados, se incluye una caracterización de la situación particular que existe, en materia de violencia y homicidios, en los países de la región mayormente afectados.

B. La situación del homicidio en América Latina y el Caribe

Hacia 2018, la tasa promedio de homicidios en el mundo fue de 5,8 por cada 100.000 habitantes, con una tendencia descendente. Por supuesto, esta cifra presenta grandes contrastes regionales: Asia, con 2,3 por 100.000; Oceanía, con 2,9 por 100.000; Europa, con 2,1 por 100.000; África, con 13 por 100.000 y, en el nivel más alto, el continente americano, con 16 homicidios por cada 100.000 habitantes (UNODC, 2019).

El continente americano en su conjunto ha mantenido la mayor tasa de homicidios durante las dos décadas de este siglo. Sin embargo, habría que precisar que tanto los Estados Unidos como el Canadá tienen tasas inferiores al promedio mundial: en 2018, 5,0 y 1,8 por 100.000, respectivamente, con un nivel estable en todo lo que va del siglo XXI. Los países de América Latina y el Caribe, por su parte, presentan tasas muy superiores con una tendencia ascendente (23 homicidios por 100.000 habitantes en 2018). El problema más grave, en materia de homicidios mundiales, se ubica en esa región.

A lo largo de los primeros 18 años de este siglo, ha habido casi 2,4 millones de homicidios en América Latina. A esta región, con solo el 8% de la población mundial, le correspondió en 2018 el 50% de los homicidios registrados a nivel mundial de acuerdo con los datos recabados por las Naciones Unidas en más de 202 países². Este nivel de participación se ha incrementado casi de manera constante en lo que va del siglo XXI (Naciones Unidas, 2021).

En América Latina y el Caribe, existe una alta concentración del número de homicidios en unos cuantos países. En 2018, en el Brasil, Colombia, México, Venezuela (República Bolivariana de) y los países del norte de Centroamérica (zona conformada por El Salvador, Guatemala y Honduras), que en conjunto representan el 68% de la población de América Latina y el Caribe, ocurrió el 93% de los homicidios de la región, y el 46% de los homicidios mundiales.

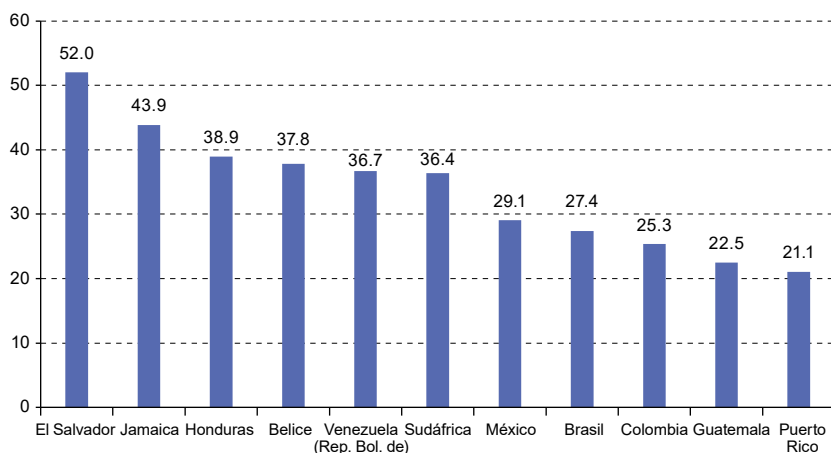
Esta alta concentración de homicidios en esos pocos países se ha verificado a lo largo de todo el siglo, pero con un cambio muy significativo en algunos de ellos: la caída de la participación porcentual de Colombia, que pasó del 25% al 9% entre 2000 y 2018, fue compensada por la participación de México: este país pasó de explicar el 10% de los homicidios en América Latina y el Caribe en el año 2000, al 27% en 2018.

Si se pondera el número de homicidios con el número de habitantes (tasa de homicidios por 100.000 habitantes), en 2018 los países de América Latina y el Caribe también ocupan un lugar prominente en el mundo. Junto con Sudáfrica, las 11 primeras posiciones mundiales por su alta tasa de homicidios corresponden a países de la región (véase el gráfico 1).

Diez países de América Latina y el Caribe (véase el cuadro 1) han mantenido altos niveles en sus tasas de homicidio en lo que va del presente siglo. Sin embargo, los casos de México y Colombia son especialmente notables. México registró el mayor crecimiento: de 10 homicidios por 100.000 habitantes a principios de siglo, pasa a 8 por 100.000 en 2007, y de ahí inicia un crecimiento que ubicaría a ese país en 29 por 100.000 en 2018. Por el contrario, Colombia logró una reducción casi constante al pasar de 67 homicidios a principios de siglo a 25 por cada 100.000 habitantes en 2018.

² La UNODC (2019), sin embargo, admite que es difícil conocer la tendencia y las cifras de homicidios en África, debido a la limitada información o ausencia de esta en un buen número de países de ese continente.

Gráfico 1
Tasas de homicidio en países con mayor incidencia a nivel mundial, 2018
 (Por cada 100.000 habitantes)



Fuente: Naciones Unidas, UNdata, 2021 [en línea] <http://data.un.org/DocumentData.aspx?q=homicide&id=432>.

Cuadro 1
América Latina y el Caribe (10 países): tasas de homicidios, 2000-2018
 (Por cada 100.000 habitantes)

Año	Brasil	México	Colombia	Venezuela (República Bolivariana de)	Guatemala	Honduras	El Salvador	Jamaica	Puerto Rico	Belice	Resto de América Latina y el Caribe	Total de América Latina y el Caribe
2000	23,8	10,9	67,0	33,2	24,9	48,3	60,3	33,4	20,0	16,6	4,1	20,0
2001	24,8	10,3	69,2	32,3	27,1	51,7	60,6	42,6	21,9	25,1	4,2	20,6
2002	25,4	9,9	69,4	38,3	29,7	52,3	47,6	38,8	22,4	33,2	4,7	21,1
2003	25,8	9,8	56,7	44,4	33,9	57,3	56,0	36,0	22,4	24,9	5,4	20,9
2004	24,1	8,9	48,0	37,4	35,2	50,0	64,7	54,0	23,1	28,6	5,5	19,4
2005	23,4	9,4	42,5	37,7	40,8	43,1	64,1	61,1	22,7	28,5	6,0	19,1
2006	24,0	9,7	40,5	45,6	43,9	40,8	64,6	48,6	21,6	31,6	5,7	19,5
2007	23,5	8,1	39,3	48,3	42,2	45,9	57,3	57,2	21,4	32,4	7,4	19,5
2008	23,9	12,6	36,5	52,8	44,9	55,8	51,8	58,2	24,2	33,6	8,2	20,9
2009	23,0	17,6	35,3	49,9	45,4	64,8	71,2	60,2	26,6	30,8	6,8	21,3
2010	22,1	22,6	34,2	46,0	40,7	75,0	64,5	51,5	28,8	40,0	6,9	21,7
2011	24,3	23,5	35,3	48,8	38,0	83,8	70,4	40,1	33,1	37,5	7,7	23,1
2012	26,6	22,1	35,7	54,7	33,8	83,0	41,6	38,7	28,7	42,9	7,4	23,4
2013	26,9	19,4	33,2	...	33,7	73,1	40,1	42,0	26,4	28,6	7,0	19,9
2014	28,8	16,6	28,4	63,3	31,4	65,8	62,3	35,0	20,4	34,8	8,2	23,0
2015	28,6	17,0	26,9	52,0	29,4	56,5	105,2	41,8	18,2	33,0	6,9	22,2
2016	29,9	19,9	25,7	59,6	27,3	55,6	83,0	46,6	21,4	37,5	7,3	23,3
2017	30,8	25,7	25,0	49,9	26,1	41,0	61,7	56,4	23,0	37,8	5,4	23,2
2018	27,4	29,1	25,3	36,7	22,5	38,9	52,0	43,9	21,1	...	4,3	21,5

Fuente: Naciones Unidas, UNdata, 2021 [en línea] <http://data.un.org/DocumentData.aspx?q=homicide&id=432>.

A nivel mundial, el 80% de los homicidios se cometen contra hombres (UNODC, 2019). En América Latina y el Caribe el 92% de las víctimas de homicidio son varones. Por cada mujer víctima de homicidio, fallecen casi 12 hombres por esa causa, según cálculos propios sobre la base de UNODC (2017a).

A nivel mundial, el hecho de ser joven (15 a 29 años) y hombre supone mayores riesgos de ser víctima de homicidio. En el mundo, la tasa de homicidios en esas edades entre hombres se ubica alrededor de 16 por 100.000. En América Latina y el Caribe la tasa de homicidios entre jóvenes de 15 a 29 años se estima en 64 víctimas por 100.000 personas. A estos jóvenes les corresponde casi la mitad de los homicidios en la región (47%) (véase el cuadro 2) (UNODC, 2019).

Cuadro 2
América Latina y el Caribe (10 países): tasas de homicidios,
según sexo y grupos de edad, 2014
(Por cada 100.000 habitantes)

Hombres											
Edad	Brasil	México	Colombia	Venezuela (República Bolivariana de)	Guatemala	Honduras	El Salvador	Jamaica	Puerto Rico	Belice	Resto de América Latina y el Caribe
0 a 14	1,1	1,6	1,3	3,1	1,6	4,3	8,6	3,1	0,9	1,5	0,96
15 a 29	120,1	62,0	89,5	231	91,9	167,4	296,5	127,6	71,7	120,3	27,4
30 a 44	64,4	76,2	73,0	132	108,8	173,4	264,4	161,1	68,2	75,8	23,7
45 a 59	43,8	50,1	33,1	53,2	77,7	120,8	137,3	77,7	17,8	83,2	15,8
60 años y más	13,5	26,0	20,6	34,1	38,0	72,9	55,4	37,6	11,7	59,1	9,3
Mujeres											
Edad	Brasil	México	Colombia	Venezuela (República Bolivariana de)	Guatemala	Honduras	El Salvador	Jamaica	Puerto Rico	Belice	Resto de América Latina y el Caribe
0 a 14	0,5	1,0	1,1	1,40	1,3	1,6	2,1	1,6	0,4	0	0,81
15 a 29	8,1	7,5	6,5	...	12,3	16,6	22,8	10,8	3,9	13,5	3,8
30 a 44	7,2	7,4	6,4	8,90	13,2	15,4	27,2	14,1	2	8,4	3,3
45 a 59	3,5	5,5	3,3	6,00	8,7	10,8	17,3	14,3	1,4	4,8	1,9
60 años y más	1,8	4,4	2,5	3,60	6,4	7,5	7,9	6,3	0,9	9,8	1,7

Fuente: Oficina de las Naciones Unidas contra la Droga y el Delito (UNODC), "Homicide by sex and age group", 2017 [en línea] <https://dataunodc.un.org/es/node/1721>.

En los diez países que presentan la mayor incidencia de homicidios, las tasas entre varones de 15 a 29 años alcanzan niveles desproporcionados (véase el cuadro 2). El alto riesgo de ser víctima de homicidio se mantiene hasta los 45 años. Los homicidios de mujeres representan el 8% del total en América Latina y el Caribe. En la región, ser mujer joven también implica un mayor riesgo de ser víctima de homicidio. A nivel mundial, mueren casi 3 mujeres por cada 100.000 personas en las edades de 15 a 29 años (UNODC, 2019) pero, en América Latina y el Caribe, la tasa se triplica a un nivel de 10 por 100.000. Este alto riesgo se mantiene desde los 15 años hasta antes de los 45 años, según una estimación propia sobre la base de UNODC (2017a). Hay 13 países de la región situados en los primeros 20 lugares por su tasa de homicidios femeninos alrededor del año 2016.

C. Determinantes del homicidio en América Latina y el Caribe y evolución de sus indicadores

Se plantea una primera pregunta en ese contexto: ¿por qué es tan singular el fenómeno de los homicidios en América Latina y el Caribe? Además, ¿por qué algunos países de la región tienen altas tasas y otros no? La literatura especializada en el tema ha propuesto algunas explicaciones al respecto.

De acuerdo con Cano y Rojido (2017), existen cuatro grandes vertientes explicativas de la singularidad del fenómeno en la región. Una de ellas destaca factores estructurales como la pobreza, la desigualdad y la falta de oportunidades, sobre todo para los jóvenes, factores a los que otros autores agregan el intenso proceso de urbanización que han experimentado los países (Muggah, 2012). En segundo término, cabe mencionar la vertiente que afirma que detrás de la alta incidencia de homicidios están los altos niveles de impunidad y la debilidad del estado de derecho o, como señala Briceño León (2012 y 2017), la débil institucionalidad. En tercer lugar, se busca otra explicación en la presencia de factores facilitadores como la existencia de armas de fuego y el consumo de alcohol. Por último, también se ha intentado explicar la violencia como una consecuencia de la actividad que despliegan los grupos delictivos (Cano y Rojido, 2017).

1. Pobreza y desigualdad

Se ha propuesto que la pobreza y la desigualdad explican las altas tasas de homicidio, en la medida en que reducen las oportunidades de empleo, de educación y de consumo, además de la frustración social asociada con esos factores. Esta hipótesis se refuerza por el hecho de que, a nivel mundial, las más bajas tasas de homicidio se encuentran en los países desarrollados, en tanto que las tasas altas prevalecen en las regiones de ingreso mediano y bajo.

Se ha señalado que la pobreza ejerce una violencia estructural en las personas que, presionadas por sus circunstancias, pasan de ser víctimas a victimarios (Briceño León, 2012, pág. 3163). Según Kliksberg (2007, pág. 40), se crean trampas de pobreza, es decir, vidas con carencias básicas y sin oportunidades, que reproducen el destino de pobreza y violencia.

En el mismo sentido, la UNODC, en su estudio mundial sobre el homicidio, pone de manifiesto la existencia de un círculo vicioso entre la pobreza y la violencia al señalar que la pobreza es un factor de riesgo asociado con la delincuencia y la victimización, tanto a nivel individual como nacional (UNODC, 2019).

Los datos disponibles sobre América Latina y el Caribe muestran que no es posible hallar vínculos claros entre la evolución de la pobreza y la evolución de la tasa de homicidios. A lo largo del siglo XXI a nivel general de la región y en prácticamente todos los países (con excepción de Guatemala), se han registrado descensos en los niveles de pobreza, y sin embargo las tasas de homicidio han permanecido altas (véase el cuadro 3). Ello indica una falta de sincronía entre la evolución del homicidio y la pobreza en la región.

Cuadro 3
**América Latina y el Caribe (8 países): población que sobrevive con
 menos de 5,5 dólares al día, 2000-2018**
 (En porcentajes)

Año	Brasil	Colombia	Guatemala	Honduras	Jamaica	México	El Salvador	Venezuela (República Bolivariana de)	América Latina y el Caribe
2000		27,6	19,1			18,3	20,8		21,3
2001	19,4	31,7		29,4			22,1	19,3	21,1
2002	18,5	23,9		32,9	11,2	16,2	22,4	26,2	20,7
2003	19,2	23,1		36,8			23,4	30,4	20,2
2004	17,9	22,5		35,9	9,2	14,2	20	26,5	18,9
2005	16,6	20,2		34,8		14,4	19,7	22	17,8
2006	14,4		19,9	30,6		11,9	16,8	13,5	15,4
2007	13,6			26,7			14,2		14,5
2008	11,8	19,2		25,3		12,8	17,2		13,7
2009	11,1	17,9		22,6			16,9		13,2
2010		16,1		24,4		12	16		12,3
2011	9,5	14,4		24,8			15,2		11,4
2012	8,1	13,8		28,7		11,3	13,8		10,4
2013	7,2	12,8		26			12,2		9,8
2014	6,4	11,8	20,5	25,1		11,4	11,9		9,4
2015	6,9	11,1		25			10,3		9
2016	7,9	10,9		24,6		8,1	10,4		8,9
2017	8,2	10,4		24,2			9		8,6
2018	8,1	10,5		24,2		6,9	8,1		8,4
Cambio porcentual en el período	-58,2	-62,0	7,3	-17,7	-17,9	-62,3	-24,0	-30,1	-60,6

Fuente: Banco Mundial, POVCAL, 2021 [en línea] <http://research.worldbank.org/PovcalNet/povOnDemand.aspx>.

En relación con la desigualdad socioeconómica como factor explicativo de la violencia letal, se ha señalado la idea de la “deprivación relativa” (Briceño León, 2012). El autor apunta que en América Latina se ha observado una exacerbación de la violencia en las zonas donde convivían de manera cercana la pobreza y la riqueza, lo que genera malestar social y resentimiento, en un contexto de “democratización de expectativas” y de oportunidades desiguales (Briceño León, citado en González Plessmann, 2013). Para ese autor, el determinante estructural más importante no es la pobreza sino la desigualdad, ante la evidencia de que:

[...]no son los países más pobres (Haití, Bolivia [Estado Plurinacional de]), ni las provincias o estados más pobres de los países (no es el nordeste brasileño, ni los estados más pobres de Venezuela [República Bolivariana de]) los que tienen más violencia. La violencia ocurre mayoritariamente en los países y las ciudades donde se concentran la pobreza y la riqueza: en São Paulo, Río de Janeiro y Caracas; en México, Brasil, Colombia y Venezuela [República Bolivariana de] (Briceño León, 2008).

Otros autores también han encontrado, que cuando se comparan distintos países del mundo, la variable que tiene una mayor asociación positiva con el homicidio es la desigualdad (Cano y Rojido, 2017; Fajnzylber, Lederman y Loayza, 1998).

La desigualdad en América Latina y el Caribe, medida por el índice de Gini, ha presentado una tendencia descendente durante los primeros 18 años del siglo. No obstante, algunos países de esta región, entre ellos los de mayores tasas de homicidios, ocupan los primeros 20 lugares mundiales por su nivel de desigualdad. Ciertamente, América Latina y el Caribe es la región más violenta del mundo y también la más desigual³.

2. Urbanización

Entre los determinantes estructurales también se ha hablado de la intensa urbanización, sobre todo si las grandes concentraciones coinciden con altos niveles de pobreza y desigualdad. El dilema urbano se ejemplifica por los efectos paradójicos de la urbanización en el siglo XXI: como una fuerza para un desarrollo sin precedentes, por un lado, y como un riesgo de inseguridad entre los pobres urbanos, por el otro (Muggah, 2012).

Se advierte que las diferencias entre los niveles de violencia se explican por la asociación existente entre pobreza y urbanización: “la mayor frecuencia de homicidios se produce en los países que tienen un alto grado de urbanización [...] y al mismo tiempo tienen muchos hogares en condición de pobreza. Ese es el caso de [...] Brasil, México, Colombia, El Salvador y Venezuela” (Briceño León, 2008, pág. 108). Con el intenso proceso de urbanización vivido por los países de América Latina y el Caribe, las ciudades se convierten en el nuevo escenario y causa de la violencia (Briceño León, 2015).

El nivel de urbanización en América Latina y el Caribe es relativamente alto, ya que más del 80% de la población vive en zonas urbanas. Entre los países más urbanizados, como la Argentina y el Uruguay, no se registran los más altos niveles de homicidios. Entre los menos urbanizados, como Bolivia (Estado Plurinacional de), el Ecuador, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, Nicaragua y el Paraguay, se encuentran indistintamente países de altos y bajos niveles de homicidio. La correlación entre homicidios y nivel de urbanización en la región no parece evidente.

Una situación similar ocurre con la intensidad del proceso de urbanización. En países que aún viven con mayor intensidad el crecimiento urbano, como Costa Rica, Guatemala, Haití, Honduras y la República Dominicana, hay altos y bajos niveles de homicidios (Banco Mundial, 2021c).

3. La falta de oportunidades para la población joven

Como ya se ha señalado, una de las características distintivas del homicidio en América Latina y el Caribe es que tanto los victimarios como las víctimas son mayoritariamente jóvenes.

³ Los países más desiguales del mundo en 2018, de acuerdo con el índice de Gini son, de mayor a menor: Brasil, Angola, Colombia, Panamá, Honduras, Costa Rica, Paraguay, Ecuador, México, República Dominicana, Bolivia (Estado Plurinacional de), Perú, Filipinas, Irán, Turquía, Estados Unidos, Argentina, Bulgaria, Uruguay, la República Democrática Popular Lao y El Salvador (Banco Mundial, 2021b).

Algunos autores han planteado que los jóvenes desempleados y con poco acceso a la educación son un mercado cautivo para la delincuencia organizada. Frente a la falta de oportunidades, aparecen las puertas falsas, los “paraísos económicos” (Kliksberg, 2007, pág. 35). En términos económicos, la baja remuneración del trabajo, o la falta de este, constituyen incentivos para delinquir. De esta manera, estar empleado reduciría la exposición de las personas a la posibilidad de participar en actividades delictivas (Kliksberg, 2007; Zuluaga, Sánchez y Chegwin, 2018).

Desde otro enfoque se establece que la probabilidad de cometer un delito aumenta en ausencia de supervisión social o institucional sobre la persona. En tales circunstancias, las personas se sienten menos presionadas por las normas sociales. Excluidos del mercado laboral y de las instituciones educativas, se da en los jóvenes la ruptura con los vínculos institucionales, lo que incrementa la propensión a la violencia (Soto y Trucco, 2015; Agnew, 1992; Espejo y Espíndola, 2015).

Los datos muestran que el desempleo de jóvenes (de 15 a 24 años) no es particularmente elevado en América Latina y el Caribe, pues se ubica ligeramente por encima del promedio mundial (un 18% frente a un 15% hacia 2019). Sin embargo, la situación presenta grandes contrastes a lo largo y ancho de la región: algunos países con altas tasas de homicidio tienen altos niveles de desempleo juvenil (Brasil y Colombia), pero otros, como Venezuela (República Bolivariana de), Honduras, El Salvador, México y Guatemala tienen bajos niveles de desempleo, algunos muy por debajo del promedio mundial (Banco Mundial, 2021d).

Los bajos niveles de asistencia a la escuela, por su parte, está más presentes en los países con altos niveles de homicidio de la región. Los países donde menos jóvenes (de 20 a 24 años) asisten a la escuela son el Brasil, Colombia, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua y México. Con la excepción de Nicaragua, los demás son países que presentan altos niveles de homicidio (CEPAL, 2020a).

Cuando se observa el indicador de los jóvenes de 15 a 24 años que no estudian ni trabajan, la situación es similar. Las proporciones más altas de jóvenes sin trabajo y sin escolaridad corresponden precisamente a los países que tienen las mayores tasas de homicidio, como Guatemala, El Salvador, Honduras, Venezuela (República Bolivariana de), México, el Brasil y Colombia (CEPAL, 2020b).

4. Impunidad y debilidad institucional

En la búsqueda de explicaciones del alto nivel de homicidios en América Latina y el Caribe, se han destacado también los factores que tienen que ver con la debilidad de las instituciones, sobre todo las relacionadas con la procuración y administración de justicia, que se traducen en impunidad y en la percepción generalizada de que los delitos no serán castigados.

Como señalan Cano y Rojido (2017), la inconsistencia que en ocasiones se encuentra en la relación entre factores estructurales y homicidio ha hecho que se busquen explicaciones

por el lado de la impunidad y la debilidad del estado de derecho. Por su parte, Briceño León (2012) reconoce que lo que permite entender las variaciones de los homicidios es la institucionalidad de esas sociedades: el fortalecimiento o debilitamiento del orden normativo formal e informal que pone coto a los comportamientos violentos. La debilidad de los Estados genera impunidad y es propicia para la expansión de la delincuencia organizada (Alda Mejías, 2015).

El Banco Mundial ha elaborado diversos indicadores de gobernabilidad en más de 200 países. Entre ellos, cabe mencionar el indicador del estado de derecho (*rule of law*) que capta las percepciones de hasta qué punto las personas tienen confianza en la sociedad y acatan sus normas, y examina en particular la calidad de la ejecución de contratos, los derechos de propiedad, la policía y los tribunales, así como la probabilidad de afrontar situaciones de delincuencia y violencia (Banco Mundial, 2021f). En este indicador hacia 2017, cuyos valores fluctúan en un rango de -2,5 (muy débil estado de derecho) a 2,5 (sólido estado de derecho), todos los países de América Latina y el Caribe, con excepción de Chile, han presentado valores negativos a lo largo del siglo, aun cuando a nivel mundial los países de la región, con la excepción de la República Bolivariana de Venezuela, no figuran entre los de más bajos niveles (lo que corresponde a países de África y la República Popular Democrática de Corea en Asia), está claro que prácticamente en toda la región se percibe una gran debilidad del estado de derecho.

Por lo que respecta a la impunidad, se ha documentado que en América Latina y el Caribe también es muy alta: en países como el Brasil, Colombia, Venezuela (República Bolivariana de) y México, el nivel de impunidad en materia de homicidios supera el 90% (Garzón, 2016).

5. Factores facilitadores de la violencia homicida

También se ha buscado la explicación de la alta prevalencia de homicidios en países de América Latina y el Caribe en la existencia de factores de riesgo como el acceso a armas de fuego y el consumo de alcohol. El alcohol es visto como facilitador de los conflictos interpersonales, y las armas de fuego como instrumentos que aumentan la letalidad de la violencia (Cano y Rojido, 2017).

Sobre las armas de fuego, Briceño León (2002, pág. 42) argumenta:

[...]lo que tiene de singular la violencia de América Latina, como también de los Estados Unidos de América y del mundo contemporáneo, no es la existencia de más delitos ni de mayores conflictos interpersonales, sino la letalidad de dicha violencia. Es decir, no se trata de que la gente pelea más, sino que se mata más [...]. Y la letalidad está intrínsecamente relacionada con la posesión de armas de fuego que son capaces de asesinar mucho más fácilmente que las armas blancas.

En efecto, las armas de fuego han sido durante mucho tiempo, a nivel mundial, el medio más común para cometer homicidios. En 2017, poco más de la mitad del total de homicidios se llevaron a cabo con armas de fuego, mientras que solo una quinta parte

involucró objetos punzantes (UNODC, 2019). En América Latina y el Caribe, más que en ninguna otra parte del mundo, las armas de fuego son por un amplio margen el principal instrumento del homicidio: tres cuartas partes del total (UNODC, 2017b).

Por lo que se refiere al consumo de alcohol como factor facilitador de la violencia homicida, con datos de 17 países del mundo, UNODC (2019) estima que el 37% de los perpetradores de homicidios estaban bajo la influencia de una sustancia psicoactiva. La gran mayoría de ellos (90%) había consumido alcohol.

6. La delincuencia organizada

Los altos niveles de homicidio en la región deben también tener una importante explicación en la delincuencia organizada, como un fenómeno muy enraizado en las sociedades de América Latina y el Caribe, con enormes implicaciones en los ámbitos de la seguridad, pero también de la política, la economía e incluso la cultura. La delincuencia organizada ocupa hoy un lugar central en la agenda de seguridad de gran parte de los países de América Latina y el Caribe (Kessler, 2015).

La delincuencia organizada en la región abarca diversas dimensiones y mercados, como la trata de personas y el tráfico de armas, entre muchos otros, pero con una centralidad en el tráfico de drogas, que ha alcanzado una dimensión de empresa transnacional en que América Latina ocupa una posición complicada, pues tiene frente a sí al principal consumidor mundial de drogas, los Estados Unidos. Hoy por hoy, la región en su conjunto participa en todas las fases de la actividad: producción, tráfico y consumo en mercados locales de distinta magnitud (Kessler, 2015, pág. 48).

América Latina concentra la totalidad de la producción mundial de hoja de coca, que es la base de la cocaína y otras drogas. La producción de marihuana abarca diversos países y se destina tanto al consumo interno como a la exportación. También se produce amapola, opio y heroína y, más recientemente, fentanilo.

En relación con el tráfico, la zona del Caribe sigue siendo la ruta más frecuente para el tráfico de drogas hacia los Estados Unidos, pero la ruta del Pacífico, pasando por América Central, ha ganado importancia relativa. Recientemente ha cobrado importancia el transporte fluvial desde los países productores de coca-cocaína a través de Brasil (Arriagada y Hopenhayn, 2000, pág. 5).

Prácticamente todos los países participan en la cadena de valor, incluido el consumo.

En los años recientes, particularmente en algunos países de la región, parecería justificable atribuir los altos niveles de homicidio a la operación de los grupos delictivos. Sin embargo, de acuerdo con lo que se ha observado a nivel internacional, la relación entre homicidios y delincuencia organizada no es tan clara como parece a primera vista. De acuerdo con UNODC (2019), hay partes del mundo con una alta prevalencia de crimen organizado pero bajas tasas de homicidios. Los aumentos repentinos en las tasas de

homicidio a menudo están asociados con cambios en las relaciones de poder entre los grupos del crimen organizado en competencia (pág. 20).

La singularidad de los países de América Latina respecto de otros países de Asia, África y la región balcánica, donde la actividad de producción y tráfico de drogas es intensa, se debe, según Garzón (2016), a dos factores: la delincuencia organizada opera en un contexto de alta disponibilidad de armas de fuego y en Estados débiles. Cabe añadir que los cambios repentinos también se asocian con la reacción gubernamental de lucha contra la delincuencia organizada.

D. Análisis de correlaciones

Con objeto de contrastar algunas de las ideas expuestas en la literatura sobre homicidios en América Latina y el Caribe, se realizaron análisis de correlación (coeficiente de correlación de Pearson) de las tasas de homicidios (tasas promedio entre los años 2015 y 2018) con respecto a distintas variables que denotan los factores aparentemente explicativos de la violencia letal⁴. Este ejercicio se hace con los países de América Latina y el Caribe y, cuando la información lo permite y para tener un punto de referencia, a nivel mundial (con los 202 países sobre los que ofrecen información las Naciones Unidas (2021)). Las variables independientes a considerar son: i) el porcentaje de población en situación de pobreza que sobrevive con menos de 5,5 dólares al día en 2015; ii) el índice de Gini que mide la desigualdad en cada país en 2015; iii) el porcentaje anual de crecimiento de la población urbana (promedio de los años 2000-2018); iv) el porcentaje de adolescentes que no asisten a la escuela en 2015; v) el porcentaje de desempleo entre las personas de 15 a 24 años en 2015; vi) el índice de estado de derecho en 2017; vii) el consumo promedio anual de litros de alcohol en varones mayores de 15 años en 2015, y viii) la proporción de la tasa de homicidios explicada por armas de fuego (promedio de los años 2010-2015). Por supuesto, se incluyen países de la región con altos y bajos niveles de homicidio, en especial aquellos sobre los que se dispone de información (véase el cuadro 4).

Porcentaje de población en situación de pobreza. Entre los países de América Latina y el Caribe, este indicador presentó una alta correlación positiva con la tasa de homicidios. Ello en buena medida es atribuible a que los más altos niveles de pobreza están en Honduras, Guatemala, Venezuela (República Bolivariana de), México y Colombia. En contraste, el Uruguay, Chile y la Argentina presentan simultáneamente las tasas más baja pobreza y los más bajos niveles de homicidio. A nivel mundial, considerando 136 países sobre los que se dispone de información, la correlación es mucho más débil, prácticamente inexistente.

⁴ Se utiliza el coeficiente de correlación de Pearson, que supone la existencia de correlación lineal entre los valores de cada variable con respecto a la tasa de homicidios.

Cuadro 4
América Latina y el Caribe (17 países): indicadores de países y su correspondiente coeficiente de correlación de Pearson con respecto a la tasa de homicidios, alrededor de 2015

País	Población en situación de pobreza (en porcentajes)	Índice de Gini	Crecimiento urbano	Adolescentes que no asisten a la escuela	Tasa desempleo de hombres de 15 a 24 años	Estado de derecho	Consumo de alcohol	Tasa de homicidios por arma de fuego/tasa de homicidios	Tasa de homicidios
Argentina	3,7	41,6	1,2	0,7	11,8	-0,77	14,8	0,51	6,3
Bolivia (Estado Plurinacional de)	10,7	45,7	2,3	9,2	5,7	-1,14	7,1	...	9,5
Brasil	7,9	53,0	1,4	3,4	13,9	-0,15	12,5	0,68	27,3
Chile	1,3	45,2	1,2	3,1	12,0	1,26	14,2	0,37	3,4
Colombia	11,1	51,7	1,8	5,9	11,7	-0,27	9,4	0,79	30,0
Costa Rica	4,0	48,6	3,0	6,1	10,4	0,50	7,6	0,61	10,6
República Dominicana	6,9	45,3	2,8	5,5	6,6	-0,51	10,6	0,72	18,6
Ecuador	8,9	45,6	2,0	4,6	7,9	-1,03	7,6	0,67	9,8
El Salvador	10,3	40,8	1,6	13,3	12,3	-0,59	6,1	0,79	64,5
Guatemala	20,5	48,3	2,6	28,8	5,4	-0,95	4,1	0,91	31,4
Honduras	25,0	52,3	3,4	37,0	8,3	-0,93	5,6	0,92	63,6
México	11,4	47,3	1,7	5,2	5,5	-0,45	7,8	0,61	21,8
Panamá	5,9	50,7	2,3	10,8	9,5	-0,11	12,1	0,75	13,1
Paraguay	6,4	48,6	2,1	12,3	9,6	-0,69	11,4	0,65	9,4
Perú	9,2	43,7	1,4	2,3	8,2	-0,49	10,2	0,60	6,1
Uruguay	0,9	40,2	0,4	5,2	12,4	0,71	11,0	0,54	8,0
Venezuela (República Bolivariana de)	13,5	...	1,1	8,8	8,3	-2,03	10,9	0,85	51,4
Coeficiente de correlación de Pearson en América Latina y el Caribe	0,71	0,24	0,21	0,63	-0,01	-0,25	-0,50	0,77	1,0
Coeficiente de correlación de Pearson en el mundo	0,12	0,51	0,07	0,19	,08	-0,12	

Fuente: Banco Mundial, "Datos de libre acceso del Banco Mundial", 2021 [base de datos en línea] <https://datos.bancomundial.org/>; D. Kaufmann y A. Kraay, Indicadores mundiales de buen gobierno, 2021 [en línea] <https://info.worldbank.org/governance/wgi/>; Naciones Unidas, UNdata, 2021 [en línea] <http://data.un.org/DocumentData.aspx?q=homicide&id=432>; Oficina de las Naciones Unidas contra la Droga y el Delito (UNODC), "Homicide rate by mechanisms", 2017 [en línea] <https://dataunodc.un.org/es/node/1724>.

Índice de Gini. En América Latina y el Caribe no se observa ninguna correlación de este índice con la tasa de homicidios. Ello se debe a que, en realidad, todos los países de la región (tengan o no altas tasas de homicidios), son profundamente desiguales. En cambio, cuando estos países se incorporan a la correlación a nivel mundial, se obtiene un coeficiente positivo moderado. En el contexto mundial, es más claro que los altos niveles de homicidio se encuentran en países que tienen altos niveles de desigualdad, como son los de América Latina y el Caribe.

Porcentaje de crecimiento urbano. Esta variable presenta una ínfima correlación positiva con la tasa de homicidios de los países de la región, porque el mayor crecimiento de la población urbana se registra por igual en países de alta y baja incidencia de homicidios. A nivel mundial la correlación es inexistente.

Porcentaje de adolescentes que no asisten a la escuela. Este indicador presenta una correlación positiva moderada con las tasas de homicidio, principalmente debido a que Honduras, Guatemala y El Salvador tienen el mayor porcentaje de no asistencia a la escuela. En el resto de los países la correlación no es muy clara. A nivel mundial, es prácticamente inexistente.

Tasa de desempleo en hombres de 15 a 34 años. No hay correlación de la tasa de homicidios con esta variable. Los países, indistintamente de sus tasas de homicidios, pueden tener altas o bajas tasas de desempleo.

Estado de derecho. Este indicador presenta una correlación negativa moderada con la tasa de homicidios: a mayor nivel del indicador, menor tasa de homicidios. Pero esta correlación se explica particularmente con los casos de Venezuela (República Bolivariana de), Guatemala, Honduras y el Salvador, que son los de más bajo valor en el estado de derecho, conjugado con una alta tasa de homicidios. Por su parte, Chile, que tiene la más baja tasa de homicidios de la región, presenta el mayor valor en el indicador del estado de derecho. En el resto de los países la relación ya no es tan evidente.

Consumo de alcohol. Esta variable presenta una correlación negativa moderada con la tasa de homicidios: a mayor consumo de alcohol, se asocian menores tasas de homicidios.

Entre otras razones, ello se debe a que la Argentina y Chile, países de bajo nivel de homicidios, tienen los valores más altos de consumo de alcohol, lo que, en esos dos países, puede asociarse más bien a razones culturales. En los casos de El Salvador, Honduras, Guatemala y México, se reportan consumos de alcohol per cápita relativamente bajos.

Proporción de homicidios por arma de fuego. Esta variable presenta una buena correlación positiva: donde es alto el nivel de homicidios, el rol de las armas de fuego es preponderante como medio de consumación de las muertes. En los extremos, Guatemala y Honduras son países donde más del 90% de los homicidios se dan por arma de fuego. Por otro lado, en Chile esa cifra es solamente del 37%.

E. Discusión

Lejos de pretender demostrar la preponderancia de un factor u otro sobre el nivel de la tasa de homicidios en los países de América Latina y el Caribe, se intenta poner de manifiesto que en esta región del mundo se da una confluencia de condiciones que pueden explicar, en conjunto, la singularidad del fenómeno. Como lo explican Cano y Rojido (2017), las vertientes explicativas no operan por separado; la delincuencia organizada recluta a jóvenes en situación de pobreza, en un marco de sistemas de justicia ineficientes y corruptos y armas de fuego abundantes.

Hablando de la pobreza, es cierto que la reducción de sus niveles no se ha traducido en menor violencia letal. No obstante, debe tomarse en consideración que la reducción de los niveles de pobreza siempre será relativa, lo que no ha de implicar necesariamente que la pobreza desaparezca. A pesar del descenso de los niveles de pobreza monetaria, el hecho de que un 8% de la población de la región (alrededor de 50 millones de personas) en 2018 sobreviva con menos de 5,5 dólares al día indica una gran pobreza prevaleciente, con enormes contingentes de personas que carecen de oportunidades. A ello habría que agregar que el 50% o más de la población se ve afectada por la pobreza multidimensional, que sería un indicador más integral para comprender mejor el alcance de las necesidades no atendidas (OIT, 2019, pág. 43).

Como se señaló a partir del análisis realizado, a nivel mundial no es posible encontrar una correlación entre los niveles de pobreza y las tasas de homicidio. En América Latina y el Caribe, la relación observada tampoco es concluyente: si bien los países pobres están entre los más violentos, hay también países pobres con bajas tasa de homicidio. El vínculo es, en todo caso, relativo a la confluencia de otras circunstancias propias de cada país.

La pobreza, por sí sola, no genera violencia. Alba Zaluar, una antropóloga brasileña citada en Salama (2013), lo observa con claridad: “es evidente que ciertos tipos de crímenes se concentran en la población pobre, pero eso se debe a todo un conjunto de factores: [...] la criminalidad es más elevada precisamente en los barrios en donde abunda el tráfico de droga, en donde hay poca presencia policíaca y en donde las políticas sociales son deficientes” (págs. 8 y 9). Las relaciones de causalidad son múltiples. Los pobres no son peligrosos por naturaleza. Para un mismo nivel de pobreza, aquí y allá, es posible observar tanto un aumento como una reducción de la violencia.

Cabe reconocer que el estudio de las relaciones entre pobreza y homicidios tendría que abordarse no solo a escala nacional, sino en contextos más acotados en los que, además de la pobreza, pueda analizarse la concurrencia de otros factores de la vida social y cultural de las comunidades (Salama, 2013). En esta relación, “quizás sea más adecuado hablar de un entorno social o comunitario de pobreza que de pobreza de las familias” (Soto y Trucco, 2015, pág. 121).

En relación con la desigualdad, Cano y Rojido (2017) han encontrado que a nivel mundial esa es la variable que presenta la mayor asociación con el homicidio. Como ya

se señaló, la correlación a nivel mundial entre desigualdad y homicidios se explica por los países de América Latina y el Caribe. No obstante, dentro de cada país de la región, la desigualdad presenta poca variabilidad y, por tanto, no explica las diferencias internas en la tasa de homicidios. La desigualdad es, como el homicidio, otro de los “problemas latinoamericanos clásicos” (Cano y Rojido, 2017, pág. 13). No obstante, a diferencia del homicidio, la desigualdad es muy grande en todos los países de la región.

De este análisis se desprende que las ciudades y el crecimiento urbano no presentan ninguna correlación con la tasa de homicidios en la región y tampoco a nivel mundial. Otros análisis han arribado a la misma conclusión:

El rápido crecimiento de las ciudades y el consiguiente movimiento masivo de personas de las zonas rurales a las urbanas se han citado con frecuencia como posibles causas del homicidio. Sin embargo, el análisis de la UNODC de datos de 68 ciudades sugiere que no existe una correlación positiva entre el crecimiento urbano y los incrementos en las tasas de homicidios (UNODC, 2019, pág. 32).

Es importante reiterar que en la relación entre el factor urbano y la violencia no solo se debe tomar en cuenta la tasa de crecimiento de la población urbana. Es una realidad innegable que, en la actualidad, las ciudades son el principal escenario del crimen, no tanto por su ritmo de crecimiento, sino por las condiciones sociales en que se da ese crecimiento.

La urbanización creciente [...] en general resulta bastante caótica [...] en las ciudades, las solidaridades que podían existir en el campo se disgregan; es el caso de las grandes ciudades como Río de Janeiro, São Paulo, Recife, Bogotá, Medellín y Cali [...] actualmente [...] son las ciudades de importancia media donde aumenta la violencia. Tal es el caso sobre todo de Ciudad Juárez, en México [...] Ahí, la pobreza extrema es importante y creciente, la exclusión del sistema educativo es considerable [...] la tasa de desempleo de los hombres jóvenes es más importante que el de las mujeres, lo cual, en un contexto machista, alimenta la violencia en contra de las mujeres jóvenes que trabajan en las maquiladoras, y finalmente el déficit de viviendas es bastante considerable (Salama, 2013, pág. 20).

La relación entre desempleo y delincuencia no ha resultado evidente. Se ha observado en este trabajo que el desempleo juvenil no es particularmente elevado en América Latina y el Caribe en relación con la situación mundial. En la región, las tasas de homicidio altas y bajas se dan indistintamente de los niveles de empleo juvenil. Aun así, es muy importante tomar en cuenta que, en todos los países, independientemente de su nivel de desempleo, la calidad de los empleos existentes es precaria: la informalidad supera el 55%. En el caso de los jóvenes, seis de cada diez empleos disponibles para ellos son informales, sin condiciones dignas de trabajo, y con bajos salarios y escasas garantías (OIT, 2015).

Algunos autores han documentado cómo el hecho de tener empleo no inhibe la posibilidad de cometer actos delictivos. En su análisis sobre delitos patrimoniales, Bergman (2011) sugiere una hipótesis que conviene tomar en consideración a los efectos de este trabajo:

Para el caso mexicano, y fundamentalmente utilizando datos de encuestas de internos en reclusión se demuestra que quienes cometen delitos en su mayoría también trabajan regularmente [...]. Se concluye, que no es el desempleo, sino la calidad y tipo de empleo lo que mejor explica [...] la actividad delictiva. La gran mayoría de quienes roban lo hacen para completar un ingreso escaso.

Fagan y Freeman (1999) también arribaron a una conclusión similar:

La delincuencia y el trabajo legal no son opciones mutuamente excluyentes [...]. Las tasas de delincuencia están inversamente relacionadas con los salarios esperados del trabajo legal, en particular entre los hombres jóvenes con habilidades o perspectivas de trabajo limitadas. Las investigaciones etnográficas recientes muestran que la participación en el trabajo ilegal a menudo está motivada por los bajos salarios y las duras condiciones en el trabajo legal (Fagan y Freeman, 1999, pág. 618).

Conclusiones como las anteriores refuerzan la idea de que, más que el desempleo, la calidad del empleo en América Latina y el Caribe puede ser un factor influyente en la realización de actividades delictivas. Gran parte de la población empleada en América Latina y el Caribe sigue teniendo un trabajo de mala calidad. La incidencia de la informalidad en América Latina y el Caribe es de las más altas en el mundo. En algunos países de Centroamérica, como El Salvador, Guatemala y Honduras, la informalidad representa entre el 70% y el 80% del empleo total (OIT, 2019) y ello afecta de manera preponderante a los más jóvenes (OIT, 2015).

La baja asistencia de los jóvenes a la escuela parece ser un indicador muy vinculado con las altas tasas de homicidio en América Latina y el Caribe. La educación ligada a las instituciones ha sido un factor decisivo en lo que Norbert Elias ha llamado el proceso civilizatorio (Elias, citado en Eisner, 2001). Si se analiza específicamente la caída secular de la tasa de homicidios en Europa, Eisner (2001) encuentra que “la difusión del autocontrol” se sustentaba no solo en el monopolio estatal del poder, sino también en una variedad de arreglos institucionales disciplinarios que incluyen la expansión temprana de las escuelas. Desde la psicología social se ha señalado que las sociedades resistentes a la violencia como forma de resolución de conflictos internos son sociedades en las que se fomenta el autocontrol, mediante el condicionamiento instrumental y el modelado social, que deben producirse a través de la educación, tanto la del entorno familiar como la institucionalizada (Santé, 2016).

En UNODC (2019) se establece que la educación, tanto en entornos formales como informales, es un elemento clave para reducir la violencia, ya que ayuda a fortalecer las habilidades que crean resistencia al delito y la victimización, y también a aumentar las oportunidades de empleo, que actúan como un factor protector contra el delito y la violencia (pág. 9). En su estudio en una región de México, Zepeda (2018) encuentra que la baja escolaridad y la alta desigualdad propician el enrolamiento juvenil en organizaciones delictivas y el incremento de la tasa de homicidios.

En el análisis aquí realizado, es posible observar esa relación con claridad en algunos casos. En Honduras, Guatemala y El Salvador, se da la coexistencia de muy altos niveles de homicidio con grandes proporciones de jóvenes que no van a la escuela. Justo en los países del norte de Centroamérica es donde la actividad delictiva de grupos juveniles tiene mayor notoriedad.

La fortaleza del estado de derecho, medida por el indicador antes mencionado, es en América Latina y el Caribe un factor que influye en los niveles de homicidio. Aunque prácticamente todos los países de la región tienen deficientes niveles en el indicador en 2017, son notables los casos más extremos. Por una parte, hay una mayor debilidad del Estado en los países del norte de Centroamérica y la República Bolivariana de Venezuela (con alto nivel de homicidios). Por otra, se encuentra el caso de Chile, con la mayor fortaleza del estado de derecho y con una tasa de homicidios que es la menor de la región y equiparable a la de países europeos.

De acuerdo con el índice global de impunidad 2017 (Le Clercq y Rodríguez, 2017), otro indicador de la fortaleza del estado de derecho, los países de América Latina ocupan 9 de los 13 primeros lugares por su nivel de impunidad, 6 de ellos con las más altas tasas de homicidios. Los 13 primeros lugares corresponden a Filipinas (75,6 puntos); India (70,94 puntos); Camerún (69,39 puntos); México (69,21 puntos); Perú (69,04 puntos); Venezuela (República Bolivariana de) (67,24 puntos); Brasil (66,72 puntos); Colombia (66,57 puntos); Nicaragua (66,34 puntos); Federación de Rusia (64,49 puntos); Paraguay (65,38 puntos); Honduras (65,04 puntos), y El Salvador (65,03 puntos). El consumo de alcohol, en el análisis a nivel nacional, presenta una cierta correlación distinta a la esperada (más consumo en países con menos homicidios). En América Latina y el Caribe hacia 2015, el mayor consumo de alcohol per cápita entre los mayores de 15 años se daba en países con bajas tasas de homicidio como la Argentina y Chile. En cambio, El Salvador, que es el país con la mayor tasa homicida a nivel mundial, tiene el menor consumo de alcohol del continente (Banco Mundial, 2021e).

Estos datos revelan que la relación entre consumo de alcohol y conducta violenta no está del todo clara, y puede estar sujeta a variaciones según distintos contextos sociales y culturales. Pastor y otros (2011), retomando el estudio de Gelles y Straus (1988) sostienen que:

[...] la relación empírica entre la ingestión de alcohol y la violencia en general no permite establecer que el alcohol cause violencia [...]. Si las propiedades químicas del alcohol actúan sobre el cerebro humano, induciendo la conducta violenta, este efecto debe ser observable en cualquier parte del mundo y en cualquier momento de la historia. Basándose en diversos estudios antropológicos, [Gelles y Straus] llegan a la conclusión de que si bien, en algunas culturas, las personas que ingieren alcohol se tornan más violentas [...] en otras, por el contrario, tienden más bien a la “pasividad” y a la “retracción”. En otros términos, desde este punto de vista, el comportamiento de la persona ebria es básicamente cultural y socialmente aprendido (pág. 76).

Por otra parte, habría que reconocer que el agregado nacional puede no ser el más adecuado para arrojar luz sobre estas relaciones. Se hacen necesarias unidades de análisis más acotadas para observar de mejor manera el posible vínculo entre el consumo de alcohol y la conducta homicida.

La disponibilidad de armas de fuego guarda una clara relación con las altas tasas de homicidio en América Latina y el Caribe. De acuerdo con la UNODC (2019), más del 50% de los homicidios que se producen cada año en el mundo se cometen con un arma de fuego, y un aumento de la tasa de tenencia de armas de fuego en un país suele ir acompañado de un aumento de la tasa de homicidios. Como se ha señalado, con la salvedad de Chile, la Argentina y el Uruguay, los países de América Latina y el Caribe presentan porcentajes de homicidios por armas de fuego muy superiores al promedio mundial, lo que indica una alta disponibilidad de estas armas. Ello se ilustra claramente con el siguiente dato: Centroamérica y América del Sur, junto con Asia occidental, representaban más del 80% de los destinos del tráfico de armas de fuego en el mundo. Estas zonas destacan además por sus altos niveles de violencia delictiva o conflictos, y ponen de relieve los vínculos entre el tráfico de armas de fuego y las muertes violentas (UNODC, 2017b).

Existe una relación similar entre el tráfico de armas y la actuación de la delincuencia organizada. Las armas de fuego son el instrumento utilizado más frecuentemente en los homicidios relacionados con bandas o con la delincuencia organizada, pero mucho menos común en los conflictos interpersonales (UNODC, 2017b).

Como se indicó antes, el actuar de la delincuencia organizada es dinámico y tiene sus particularidades en cada país, con sus repercusiones específicas sobre el nivel de homicidios. México había experimentado un descenso en sus tasas de homicidio, sobre todo a partir de los años noventa. ¿Qué sucedió en ese país que hizo que la violencia homicida aumentara marcadamente después de 2008? La sola existencia de la delincuencia organizada no es una respuesta suficiente porque esta ha existido desde hace décadas. El detonante tiene que ver con la expansión y diversificación de las acciones de los grupos delictivos, y con el consecuente cambio de la estrategia gubernamental para combatirlos, impulsada con mayor claridad a partir de 2008 (Gutiérrez, Magdaleno del Río y Yáñez, 2010; Hernández-Bringas y Narro-Robles, 2010).

La expansión del mercado de las drogas se gesta a partir de los años noventa, cuando México se consolida como productor de marihuana y heroína y país de tráfico de cocaína. Esta situación se reafirmó con la conversión de México en el principal corredor de droga hacia los Estados Unidos, el debilitamiento de los cárteles colombianos y la apertura comercial que hizo más porosa la frontera norte (Pereyra, 2012). De forma paralela, ocurre en el país un proceso de debilitamiento del poder central del Estado en favor de las soberanías estatales y locales carentes de los recursos simbólicos, políticos y económicos para contender con los grupos delictivos (Pereyra, 2012). La gran penetración y el dominio territorial por parte de la delincuencia organizada en los ámbitos locales provocó la reacción violenta del poder central, con la aplicación de una estrategia de lucha frontal que acarreó más violencia y descontrol entre los grupos delictivos.

Colombia, desde principios de siglo, inició un proceso constante de descenso de su tasa de homicidios. Entre las razones principales debe destacarse la puesta en marcha, en 2001, del controvertido “Plan Colombia” firmado por ese país con los Estados Unidos con miras a fortalecer la capacidad del Estado colombiano para hacer frente al narcotráfico y al cultivo de drogas. Este plan tuvo algunos efectos positivos, aunque su implantación trajo consigo efectos no deseados y fracasó en varios de sus propósitos (los cultivos de coca aumentaron, la minería ilegal comenzó a prosperar y se convirtió en una importante fuente de ingresos para las Fuerzas Armadas Revolucionarias de Colombia-Ejército del Pueblo (FARC-EP), el Ejército de Liberación Nacional (ELN) y las bandas delictivas que surgieron, además de las violaciones de los derechos humanos). Con el Plan Colombia el país reestructuró su sistema político y jurídico y, en alguna medida, fortaleció su economía. Se aumentó la profesionalización de las Fuerzas Militares de Colombia y se logró la capitulación de algunos grupos terroristas, lo que permitió el inicio de un proceso de pacificación (Ramírez, 2017). Actualmente, los niveles de homicidio en ese país siguen siendo elevados, pero están muy por debajo de los prevalecientes en los años noventa.

El Brasil, por su parte, es un país que presenta hoy una elevada tasa de homicidios (31 por 100.000 en 2017), pero su caso es muy diferente al colombiano. Este país transita los años noventa y la primera década del siglo con un nivel de 20 homicidios por 100.000, y es a partir de 2010 que esa tasa ya de por sí alta inicia su importante ascenso. La violencia homicida en el Brasil no es un fenómeno nuevo, pero ha tenido un repunte considerable. Aunque el Brasil siempre se ha considerado entre los países más violentos de la región, algunos autores explican el reciente incremento de la violencia a partir de factores que van desde la debilidad del Estado y el proceso de transformación del orden social que siguió al fin de las dictaduras militares, hasta la violencia policial y las distintas formas de “justicia privada”, como los linchamientos y ajusticiamientos (Lealdini, 2000, pág. 95). En los últimos años en particular, el incremento se atribuye sobre todo a la disputa entre las organizaciones delictivas por los mercados ilegales (Sampó, 2018).

Hacia mediados de los años noventa, El Salvador registra una de las mayores tasas observadas, con más de 140 homicidios por cada 100.000 habitantes. Si bien su tasa se reduce de manera importante en los años subsiguientes, tiene un comportamiento fluctuante. Todavía El Salvador presenta la tasa de homicidios más elevada de la región y, por lo tanto, del mundo. En unos años, este país, que logró poner fin a un conflicto armado de más de una década, transitó de la violencia política a raíz del conflicto armado, a una violencia de tipo social y delictiva. Aunque inciden una multiplicidad de factores, el fenómeno de las maras o pandillas se plantea como uno de los principales problemas de seguridad (Murcia, 2015).

El fenómeno pandilleril en este país fue tomando forma como efecto de las deportaciones de miles de jóvenes salvadoreños pertenecientes a pandillas de Los Ángeles (Estados Unidos). Muchos de estos jóvenes, que traían el know-how de pandillas como la Mara Salvatrucha y el Barrio 18, encontraron un terreno fértil para reproducirse en un país que apenas salía de un conflicto armado, con un Estado en proceso de construcción y una pobreza extendida en muchos territorios (Murcia, 2015, pág. 5).

Honduras comienza la década de los noventa con un moderado nivel de 10 homicidios por 100.000, pero a mediados de la década inicia el incremento hasta alcanzar niveles de 85 por 100.000 y llega a superar los registrados en los peores momentos de la delincuencia colombiana. Si bien el nivel se ha reducido a la mitad (41 por 100.000 hacia 2017), Honduras está entre los tres países más violentos de América Latina y del mundo. Ese país atraviesa una profunda crisis que encuentra su explicación en la confluencia de diferentes factores como la pobreza, el autoritarismo y el caciquismo local tradicional, la debilidad institucional y la falta de recursos para operar políticas públicas con eficiencia. El golpe de Estado de 2009, así como la consolidación de los grupos de la delincuencia organizada han provocado también una situación de gran inestabilidad (Barrachina, 2016).

La República Bolivariana de Venezuela, de manera similar a Honduras, a inicios de los años noventa presentaba niveles moderados de homicidio, con una tasa de 12 por 100.000. No obstante, hacia fines de aquella década comenzaría una tendencia de crecimiento casi constante que llegó a ubicar a este país en 50 homicidios por 100.000 en 2017. De acuerdo con el informe del Observatorio Venezolano de Violencia (2018), la violencia presenta nuevos rostros en el país debido al empobrecimiento y la letalidad policial. El empobrecimiento agudiza y cambia las formas del delito e incorpora nuevos actores. Hay un nuevo tipo de delincuente no profesional: las personas empujadas al delito por hambre que ya no buscan dinero, sino que roban bienes y comida. A lo anterior se suma el actuar de la delincuencia organizada y las acciones extrajudiciales de la policía como factores que incrementan la letalidad de la violencia expresada en muertes.

Guatemala registró un incremento notable en su nivel de homicidios hasta alcanzar 45 por 100.000 en 2009. Sin duda la lucha armada que se vivió en ese país hasta finales de los años noventa jugó un papel importante. Aunque Guatemala luego experimentó una reducción del nivel de homicidios, aún se encuentra por encima del promedio de la región. En la actualidad la violencia es atribuible fundamentalmente a las pandillas urbanas (las maras y Barrio 18 entre las más conocidas), a la delincuencia común y al narcotráfico (Pineda y Bolaños, 2009).

F. Conclusiones

Un común denominador en todos estos países ha sido el auge de la delincuencia organizada, que encontró condiciones propicias en la pobreza y la desigualdad y, en algunos casos, de luchas armadas ocurridas en décadas recientes. A lo largo de la región se ha creado una “cadena de valor” de la producción, distribución, tráfico y consumo de drogas. En algunos países, la inestabilidad política contribuyó de manera importante. La delincuencia organizada, las pandillas juveniles, la delincuencia común y las respuestas institucionales (o la ausencia de ellas) han jugado un rol relevante en el incremento o la permanencia de elevados niveles de homicidio en el terreno fértil de la pobreza, la desigualdad, la falta de oportunidades y, en algunos casos, la inestabilidad política y la debilidad de los Estados nacionales.

Derivados del análisis efectuado, se exponen los siguientes argumentos que intentan dar respuesta a la pregunta de por qué América Latina y el Caribe (y particularmente algunos de sus países) ha sido y es la región con más homicidios en el mundo.

América Latina y el Caribe no es la región más pobre del mundo. Sus niveles de pobreza monetaria incluso han venido descendiendo a lo largo del siglo. No obstante, en la medición de la pobreza no debe omitirse la consideración de que 50 millones de personas en la región se encuentran en situación de pobreza monetaria y que unos 300 millones padecen pobreza multidimensional. América Latina y el Caribe sí es la región con más desigualdad en el mundo, con grandes contrastes entre la pobreza y la riqueza. Esto ha dado lugar a una “democratización de las expectativas”, sobre todo en sentido económico, que muy pocos pueden hacer realidad por medios legales.

No se trata de la región con más desempleo en el mundo, pero sí de la región donde más predomina el trabajo informal, sobre todo entre jóvenes. Ello implica precariedad, bajos ingresos, carencia de seguridad social, inestabilidad y condiciones inadecuadas de trabajo. Todo lo anterior impone un limitado horizonte de futuro.

El acceso de los jóvenes a la escuela es contrastante en la región. El promedio de años de estudio en América Latina y el Caribe es de ocho años. No se alcanza siquiera a tener la educación elemental completa. Unos 30 millones de jóvenes (22% del total) están excluidos del empleo y de las instituciones escolares.

América Latina y el Caribe se caracteriza, salvo excepciones, por Estados débiles, por no tener un sólido estado de derecho y por un alto nivel de impunidad. Junto con Asia occidental, es la principal receptora de armamentos ilegales. En la región están los países productores de algunas de las drogas más demandadas a nivel mundial. Además, tiene frente a sí el mercado de consumo más grande en América del Norte. Todos los países de la región participan, en mayor o menor grado, en la cadena de valor de la producción, tráfico y consumo de droga.

En suma, los factores socioeconómicos, sobre todo la pobreza, la desigualdad, la falta de oportunidades, así como la debilidad de los Estados nacionales, son el contexto donde se da la actuación de los grupos delictivos que comercian drogas pero que tienen una amplia cartera de actividades. Entre ellas, de manera destacada para los fines de este trabajo, la introducción ilegal de armas de fuego.

A diferencia de otros países donde los homicidios son predominantemente resultado de conflictos interpersonales, algunos autores subrayan que buena parte de la violencia homicida en América Latina y el Caribe es de tipo instrumental, es decir, se recurre a los asesinatos para alcanzar fines específicos. Al final, el actuar de la delincuencia organizada genera “contextos de impunidad” (Garzón, 2016, pág. 7). Estos contextos de impunidad hacen que el homicidio prolifere a otros ámbitos más allá de los que son propios de la delincuencia organizada, hacia los espacios públicos y, por supuesto, los privados.

Bibliografía

- Agnew, R. (1992), "Foundation for a general strain theory of crime and delinquency", *Criminology*, vol. 30, N° 1, febrero.
- Alda Mejías, S. (2015), "La debilidad del imperio de la ley en América Latina: un factor para entender la implantación del crimen organizado", *Revista Española de Ciencia Política*, N° 37, marzo.
- Arriagada, I. y M. Hopenhayn (2000), "Producción, tráfico y consumo de drogas en América Latina", *serie Políticas Sociales*, N° 41 (LC/L.1431-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Banco Mundial (2021a), POVCAL [en línea] <http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/povOnDemand.aspx>.
- (2021b), "Índice de Gini - Latin America & Caribbean" [base de datos en línea] <https://datos.bancomundial.org/indicador/SI.POV.GINI?locations=ZJ>.
- (2021c), "Población urbana (% del total)" [base de datos en línea] <https://datos.bancomundial.org/indicador/SP.URB.TOTL.IN.ZS>.
- (2021d), "Desempleo, total de jóvenes (% de la población activa total entre 15 y 24 años de edad) (estimación modelado OIT)" [base de datos en línea] <https://datos.bancomundial.org/indicador/SL.UEM.1524.ZS>.
- (2021e), "Consumo de alcohol total per cápita (litros de alcohol puro, estimaciones previstas, mayores de 15 años)" [base de datos en línea] <https://datos.bancomundial.org/indicador/SH.ALC.PCAP.LI>.
- (2021f), "Metadata glossary" [en línea] <https://databank.worldbank.org/metadataglossary/worldwide-governance-indicators/series/RL.NO.SRC>.
- Barrachina, C. (2016), "Democracia, política y violencia en Honduras (2006-2014)", *Península*, vol. 11, N° 1.
- Bergman, M. (2011), "Crimen y desempleo en México: ¿una correlación espuria?", *Documentos de Trabajo*, N° 55, Ciudad de México, Centro de Investigaciones y Docencia Económicas (CIDE), octubre.
- Briceno León, R. (2017), "¿Qué enseña el fracaso en la reducción de homicidios en Venezuela?", *Revista CIDOB d'Afers Internacionals*, N° 116, septiembre.
- (coord.) (2015), "La ciudad: ¿escenario o causa de la violencia?", *Ciudades de vida y muerte: la ciudad y el pacto social para la contención de la violencia*, Colección Trópicos, N° 117, Caracas, Editorial Alfa.
- (2012), "La comprensión de los homicidios en América Latina: ¿pobreza o institucionalidad?", *Ciência e Saúde Coletiva*, vol. 17, N° 12, diciembre.
- (2008), "La violencia homicida en América Latina", *América Latina Hoy*, vol. 50.
- (2002), "La nueva violencia urbana de América Latina", *Sociologías*, N° 8, diciembre.
- Cano, I. y E. Rojido (2017), "Introducción: la singularidad de la violencia letal en América Latina", *Revista CIDOB d'Afers Internacionals*, N° 116, septiembre.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2020a), CEPALSTAT, "Asistencia escolar de ambos sexos por quintiles de ingreso per cápita del hogar, según grupos de edad y área geográfica" [en línea] <https://cepalstat-prod.cepal.org/cepalstat/tabulador/ConsultaIntegrada.asp?idIndicador=143&idioma=e>.
- (2020b), CEPALSTAT, "Jóvenes de 15 a 24 años de edad que no estudian ni están ocupados, según motivo por grupos de edad y motivo" [en línea] <https://cepalstat-prod.cepal.org/cepalstat/tabulador/ConsultaIntegrada.asp?idIndicador=3469&idioma=e>.
- Eisner, M. (2001), "Modernization, self-control and lethal violence: the long-term dynamics of European homicide rates in theoretical perspective", *The British Journal of Criminology*, vol. 41, N° 4, septiembre.

- Espejo, A. y E. Espíndola (2015), “La llave maestra de la inclusión social juvenil: educación y empleo”, *Juventud: realidades y retos para un desarrollo con igualdad*, Libros de la CEPAL, N° 137 (LC/G.2647-P), D. Trucco y H. Ullmann (eds.), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Fagan, J. y R. Freeman (1999), “Crime and work”, *Crime and Justice*, vol. 25, Chicago, The University of Chicago Press.
- Fajnzylber, P., D. Lederman y N. Loayza (1998), *Determinants of Crime Rates in Latin America and the World: an Empirical Assessment*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Garzón, J. (2016), “¿Cuál es la relación del crimen organizado y el homicidio en América Latina?”, *Notas de Homicidios*, N° 3, Río de Janeiro, Instituto Igarapé, junio.
- Gelles, R. y M. Straus (1988), *Intimate Violence: the Causes and Consequences of Abuse in the American Family*, Nueva York, Simon & Schuster.
- González Plessmann, A. (2013), “¿Por qué aumentaron los homicidios en los últimos 25 años?” [en línea] <https://www.aporrea.org/ddhh/a175346.html>.
- Gutiérrez, P., G. Magdaleno del Río y V. Yáñez (2010), “Violencia, Estado y crimen organizado en México”, *El Cotidiano*, N° 163.
- Hernández-Bringas, H. y J. Narro-Robles (2010), “El homicidio en México, 2000-2008”, *Papeles de Población*, vol. 16, N° 63, Toluca, Universidad Autónoma del Estado de México (UAEMEX).
- Kaufmann, D. y A. Kraay (2021), Indicadores mundiales de buen gobierno [en línea] <https://info.worldbank.org/governance/wgi/>.
- Kessler, G. (2015), “El crimen organizado en América Latina y el Caribe: ejes de debate en narcotráfico, el tráfico de armas y de personas”, *El laberinto de la inseguridad ciudadana: bandas criminales, seguridad de fronteras y regímenes penitenciarios en América Latina*, J. Zavaleta (comp.), Buenos Aires, Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales (CLACSO).
- Kliksberg, B. (2007), “Mitos y realidades sobre la criminalidad en América Latina: algunas anotaciones estratégicas sobre cómo enfrentarla y mejorar la cohesión social”, *Documentos de Cohesión Social*, Madrid, Fundación Internacional y para Iberoamérica de Administración y Políticas Públicas (FIIAPP).
- Lealdini, M. (2000), “Violencia urbana en Brasil: tratamiento en la prensa”, *Papeles de Cuestiones Internacionales*, N° 71, Madrid, Fundación Hogar del Empleado (FUHEM).
- Le Clercq, J. y G. Rodríguez (coords.) (2017), *IGI: Índice Global de Impunidad 2017*, Puebla, Fundación Universidad de las Américas.
- Muggah, R. (2012), *Researching the Urban Dilemma: Urbanization, Poverty and Violence*, Ottawa, Centro de Investigaciones para el Desarrollo Internacional (IDRC)/UKAid.
- Murcia, W. (2015), “Las pandillas en El Salvador: propuestas y desafíos para la inclusión social juvenil en contextos de violencia urbana”, *Documentos de Proyectos* (LC/W.672), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Naciones Unidas (2021), UNdata [en línea] <http://data.un.org/DocumentData.aspx?q=homicide&id=432>
- Observatorio Venezolano de Violencia (2018), “Informe del Observatorio Venezolano de Violencia 2018”, Caracas, 27 de diciembre [en línea] https://provea.org/wp-content/uploads/DEF_Informe-Anual-Violencia-2018.pdf.
- OIT (Organización Internacional del Trabajo) (2019), *Perspectivas sociales y del empleo en el mundo: tendencias 2019*, Ginebra.
- (2015), *Formalizando la informalidad juvenil: experiencias innovadoras en América Latina y el Caribe*, Lima.
- Pastor, F. y otros (2011), “Alcohol y violencia”, *Salud y Drogas*, vol. 11, N° 1, Alicante, Instituto de Investigación de Drogodependencias (INID).
- Pereyra, G. (2012), “México: violencia criminal y ‘guerra contra el narcotráfico’”, *Revista Mexicana de Sociología*, vol. 74, N° 3.

- Pineda, B. y L. Bolaños (2009), “Diagnóstico de la violencia juvenil en Guatemala”, *Documento para Discusión*, Ciudad de Guatemala, Centro de Investigaciones Económicas Nacionales (CIEN), julio.
- Ramírez, J. (2017), “Balance de los quince años del Plan Colombia (2001-2016): recuperación de la institucionalidad colombiana y consolidación de la presencia del Estado en el territorio nacional”, *Estudios Internacionales*, vol. 49, N° 186, Santiago, Universidad de Chile.
- Salama, P. (2013), “Homicidios, ¿es ineluctable la violencia en América Latina?”, *Frontera Norte*, vol. 25, N° 49.
- Sampó, C. (2018), “Brasil: la re-significación de la violencia como resultado del avance de organizaciones criminales”, *Revista de Estudios en Seguridad Internacional*, vol. 4, N° 1, Granada, Universidad de Granada.
- Santé, J. (2016), “Disposiciones psicoculturales y violencia: la importancia de la educación”, *Documento Análisis*, N° 54, Instituto Español de Estudios Estratégicos (IEEE) [en línea] <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6019469>.
- Soto, H. y D. Trucco (2015), “Inclusión y contextos de violencia”, *Juventud: realidades y retos para un desarrollo con igualdad*, Libros de la CEPAL, N° 137 (LC/G.2647-P), D. Trucco y H. Ullmann (eds.), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- UNODC (Oficina de las Naciones Unidas contra la Droga y el Delito) (2019), *Estudio mundial sobre el homicidio: resumen ejecutivo*, Viena.
- ___ (2017a), “Homicide by sex and age group” [en línea] <https://dataunodc.un.org/es/node/1721>.
- ___ (2017b), “Homicide rate by mechanisms” [en línea] <https://dataunodc.un.org/es/node/1724>.
- Zepeda, R. (2018), “Violencia en Tierra Caliente: desigualdad, desarrollo y escolaridad en la guerra contra el narcotráfico”, *Estudios Sociológicos*, vol. 36, N° 106.
- Zuluaga, D., F. Sánchez y V. Chegwin (2018), “Empleo, violencia y oportunidades para los jóvenes: evidencia para América Latina y el Caribe”, *Documentos CEDE*, N° 14, Bogotá, Universidad de los Andes, febrero.

Arreglos de convivencia y su contribución a la esperanza de vida a los 60 años y sus correspondientes años saludables

Sarahí Rueda-Salazar¹

Cecilia Albala²

Jeroen Spijker³

Daniel Devolder⁴

Recibido: 22/08/2021

Aceptado: 04/10/2021

Resumen

La presente investigación se centra en la esperanza de vida a los 60 años y sus correspondientes años saludables, en España, Chile y Costa Rica, tres países con patrones similares de longevidad. El propósito es determinar la contribución de los arreglos de convivencia a la supervivencia y a los años de vida con buena salud. Los resultados indican que Costa Rica presenta la menor brecha de género en la esperanza de vida a los 60 años, sin embargo, no se aprecia la misma ventaja en los años saludables a los 60 años porque las mujeres mayores en Costa Rica tienen un menor porcentaje de años saludables. En general, los distintos arreglos de convivencia tienen un efecto variado en la esperanza de vida a los 60 años y en los años saludables, acorde con las distintas estructuras familiares de las personas mayores en los países incluidos en el estudio.

Palabras clave: envejecimiento, promedio de vida, calidad de la vida, condiciones de salud, familia, composición familiar, América Latina, España.

¹ Doctora en Demografía, Investigadora, Universidad de Southampton. Correo electrónico: s.c.rueda-salazar@soton.ac.uk.

² Máster, Doctora, Profesora titular, Directora de Núcleo de Envejecimiento y Calidad de Vida. INTA/Universidad de Chile. Correo electrónico: calbala@uchile.cl.

³ Doctor, Investigador "Ramón y Cajal". Centre d'Estudis Demogràfics. Correo electrónico: jspijker@ced.uab.es.

⁴ Doctor, Investigador Asociado. Centre d'Estudis Demogràfics. Correo electrónico: ddevolder@ced.uab.es.

Abstract

This paper focuses on life expectancy at age 60 and the corresponding healthy life years in Spain, Chile and Costa Rica, three countries with similar longevity patterns. It aims to determine how living arrangements contribute to survival and healthy years of life. The results show that Costa Rica has the smallest gender gap in life expectancy at age 60; the same advantage is not seen in healthy life years at age 60, however, because the percentage of healthy years is lower among older women in Costa Rica. As a rule, the effect of different living arrangements on life expectancy at age 60 and on healthy life years varies depending on the family structures of older persons in the countries in the study.

Keywords: ageing, life expectancy, quality of life, health conditions, family, household composition, Latin America, Spain.

Résumé

Cette recherche se concentre sur l'espérance de vie à 60 ans et les années de bonne santé correspondantes en Espagne, au Chili et au Costa Rica, trois pays présentant des modèles similaires de longévité. Le but est de déterminer la part des conditions de vie dans la survie et les années de vie en bonne santé. Il ressort des résultats que le Costa Rica présente le plus faible écart entre les sexes en ce qui concerne l'espérance de vie à l'âge de 60 ans. Toutefois, ce même avantage n'est pas observé en ce qui concerne les années en bonne santé à l'âge de 60 ans, car les femmes âgées au Costa Rica présentent un pourcentage plus faible d'années en bonne santé. Dans l'ensemble, les différents modes de vie ont un effet variable sur l'espérance de vie à 60 ans et les années de bonne santé, en fonction des différentes structures familiales des personnes âgées dans les pays étudiés.

Mots clés: vieillissement, espérance de vie, qualité de la vie, état sanitaire, famille, composition des ménages, Amérique latine, Espagne.

Introducción

Hoy en día la salud de las personas mayores está representada por la funcionalidad de sus capacidades físicas y mentales para desenvolverse en su entorno inmediato, más que por la presencia de enfermedades o condiciones de salud (OMS, 2001). En consecuencia, la capacidad de vivir de forma autónoma de la población mayor, entendida como la posibilidad que tiene una persona de realizar sus actividades cotidianas sin supervisión ni ayuda de terceros (Zunzunegui, 2011), es el principal objetivo para un envejecimiento activo y saludable (Menicheti y otros, 2016), dado el creciente envejecimiento de nuestras sociedades. Por ende, en la presente investigación se utilizan como indicadores del estudio las trayectorias funcionales de las personas mayores, que constituyen un buen predictor de sus condiciones de salud y bienestar.

La selección de los países incluidos en el estudio se realizó sobre la base de un criterio de similitud en cuanto a indicadores sociodemográficos y de envejecimiento. Chile y Costa Rica informan una esperanza de vida a los 60 años parecida a la de España, y lo mismo sucede con los niveles educativos y de ingreso. En 2016, la esperanza de vida a los 60 años en Chile era de 21,5 años en el caso de los hombres y de 25,2 en el de las mujeres. En Costa Rica, era de 22,4 años en los hombres y 25,5 en las mujeres. En España, era de 23,1 en los hombres y 27,5 en las mujeres (OMS, 2018). Respecto al nivel educativo, se aprecia una proporción homogénea en la estructura educativa de la población mayor entre los tres países, aunque España muestra una mayor proporción de estudios secundarios (OCDE, 2020). Por último, los tres países también tienen niveles similares de ingreso medio-alto (Banco Mundial, 2019).

A. Envejecimiento y arreglos de convivencia

La región de América Latina y el Caribe ha experimentado un envejecimiento demográfico acelerado en los últimos 20 años como consecuencia de su transición demográfica (Palloni, 2000; Rivero-Cantillano y Spijker, 2015; Naciones Unidas, 2019). Las principales estadísticas nacionales muestran un aumento relativamente rápido de la población de 60 años y del promedio de la expectativa de vida (Robine y otros, 2002; Rowland, 2009; Naciones Unidas, 2019), incluidos los países objeto de estudio. En el cuadro 1 se aprecia que, en el período 2000-2020, Chile y Costa Rica registraron una tasa de crecimiento de la población de 60 años y más del 61% y el 84%, respectivamente. Un aumento considerable en comparación con el observado en España, con apenas un 22% (Naciones Unidas, 2019), que se encuentra por debajo del promedio de todos los países europeos.

Cuadro 1
Chile, Costa Rica y España: población mayor (de 60 años o más), 2000 y 2020
(En porcentajes)

Año	América del Sur	América Latina y el Caribe	Europa	Chile	Costa Rica	España
2000	8,5	8,3	20,3	10,8	8,2	21,4
2020	13,7	13	25,7	17,4	15,0	26,3
Tasa de crecimiento	61,2	56,6	26,6	61,3	84,2	22,7

Fuente: Naciones Unidas, "World Population Prospects 2019", 2019 [en línea] <https://population.un.org/wpp/Download/Standard/Population/>.

En este contexto, los países con este acelerado crecimiento de la población mayor en la región latinoamericana necesitan adecuar su gasto público en el sistema de salud y de pensiones para atender las demandas diferenciadas y específicas de salud de este creciente contingente poblacional, derivadas de sus capacidades funcionales. Los sistemas de salud de los países incluidos en el estudio comprenden características variadas. Así, España (Sevilla, 2006) y Costa Rica (Sáenz y otros, 2011) tienen un sistema de salud público universal y gratuito, mientras que Chile cuenta con un sistema mixto, asumido en parte por el Estado y en parte por el sector privado (Coker, Thomas y Chung, 2013). Aun cuando estos países tienen sistemas diversos, muestran similitudes en cuanto a la capacidad de respuesta de las políticas de salud pública para gestionar las necesidades de cuidado de las personas mayores. Los tres tienen un déficit para satisfacer la demanda de cuidado de su población mayor de acuerdo a sus especificidades de salud y requerimientos de cuidado. Frente a este contexto, las redes familiares surgen como el principal soporte y proveedor del cuidado a edades avanzadas (Glaser y otros, 2006; Glaser, Tomassini y Grundy, 2004; Grundy y Tomassini, 2003; Norton y Stearns, 2009; Saad, 2005; Crystal y Siegel, 2009; Wong y Palloni, 2009).

El cuidado de las personas mayores juega un papel importante en la articulación de los arreglos de convivencia. Por un lado, la familia representa un sistema compensatorio de redes de apoyo intergeneracionales, con hogares de mayor tamaño en los países de América Latina (De Vos, 1995 y 1990; Feng y otros, 2017; Glaser y otros, 2006; Palloni, 2000; Palloni y McEniry, 2007; Palloni y Souza, 2013; Pérez Amador y Gilbert, 2006; Wong y Palloni, 2009; Wong y otros, 2006). La situación es similar en Europa meridional (Gaymu y otros, 2006; Robards y otros, 2012), con la diferencia de que estos países se caracterizan por hogares nucleares, por lo que sus unidades familiares tienen un menor promedio de integrantes (Dykstra y otros, 2009; Grundy y Murphy, 2018; Iacovou y Skew, 2011). Por otro lado, la mujer en sus múltiples roles, como esposa, hija o pariente cercana, representa la principal proveedora de cuidados (Agree y Glaser, 2009; Dykstra y Fokkema, 2011; Grundy, 2001; Read, Grundy y Foverskov, 2016; Tomassini y otros, 2004).

En el gráfico 1 se observan las diferencias por género en el patrón de arreglos de convivencia entre los países incluidos en el estudio. Los hombres de los países latinoamericanos viven con su pareja y con otras personas (por lo general, los hijos) y las mujeres conviven mayormente sin pareja y con hijos. En el caso de España, los hombres mayores conviven gran parte de sus años en la vejez en pareja, mientras que las mujeres a partir de los 80 años residen con otros o en solitario. Este modelo ilustra de alguna manera la paradoja de género en la esperanza de vida: los hombres mueren con menor expectativa de vida que su contraparte femenina y conviven la mayoría de sus años en pareja, mientras que las mujeres, con mayor esperanza de vida, viven a edades más avanzadas como viudas, en solitario o con hijos (Reher y Requena, 2018).

Gráfico 1
Chile, Costa Rica y España: arreglos de convivencia por edad y sexo de la población de 60 años y más
(En porcentajes)

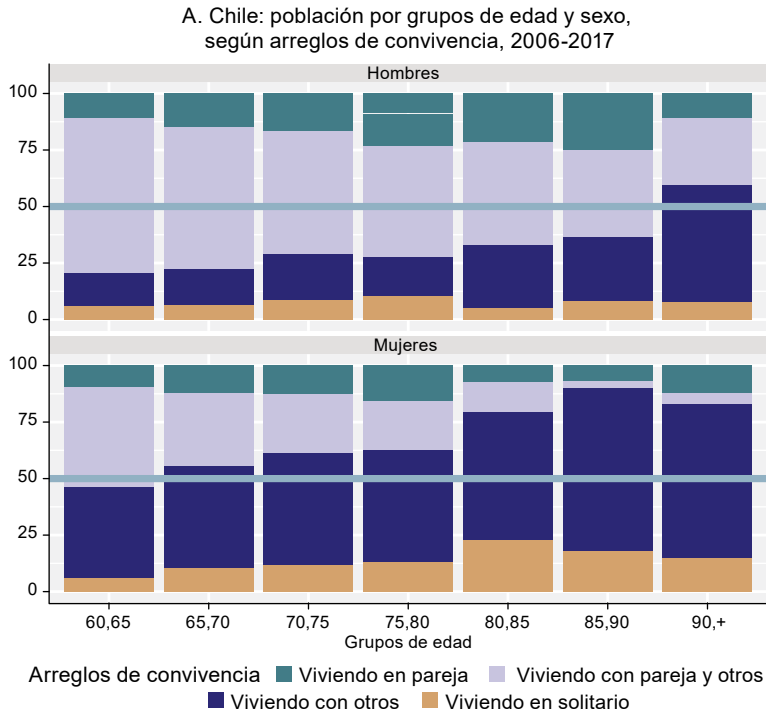
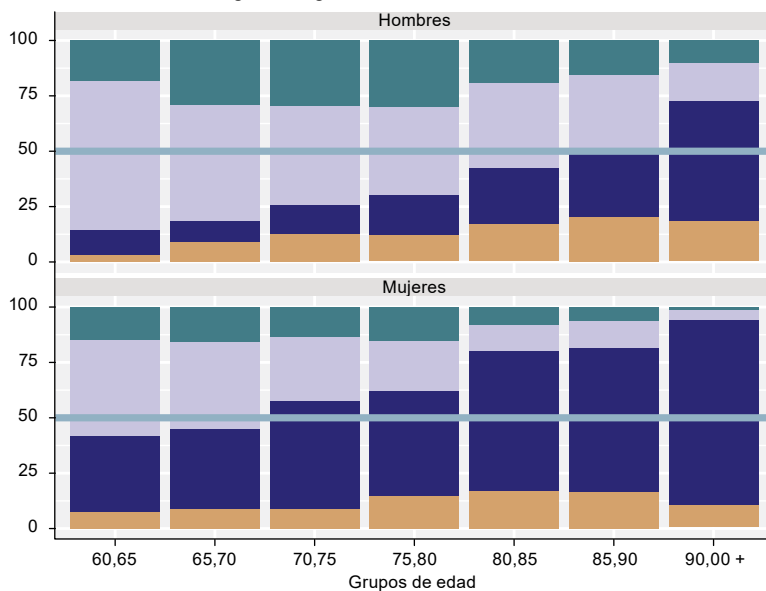
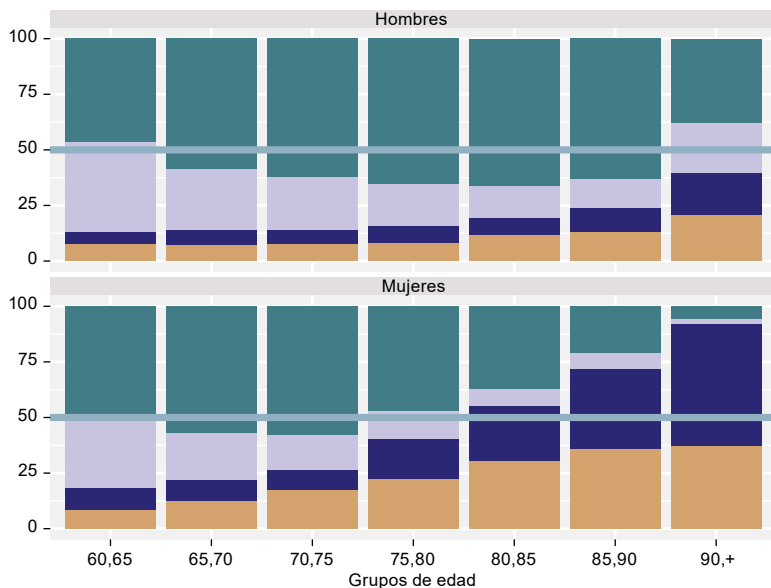


Gráfico 1 (conclusión)

B. Costa Rica: población por grupos de edad y sexo, según arreglos de convivencia, 2005-2009



C. España: población por grupos de edad y sexo, según arreglos de convivencia, 2004-2017



Arreglos de convivencia ■ Viviendo en pareja ■ Viviendo con pareja y otros ■ Viviendo con otros ■ Viviendo en solitario

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos longitudinales de Encuesta de Protección Social (EPS), 2006-2017, Costa Rica: Estudio de Longevidad y Envejecimiento Saludable (CRELES), 2005-2009, y Encuesta de Salud, Envejecimiento y Jubilación en Europa (SHARE), 2004-2017.

Los arreglos de convivencia presentan amplias diferencias entre las distintas regiones e incluso entre países de una misma región. Su conformación es resultado de preferencias individuales, recursos disponibles y pautas culturales, así como de las condiciones socioeconómicas, de las capacidades funcionales de la población al hacerse mayor (Saad, 2005; DPNU, 2019) y de las pasadas tendencias demográficas de fecundidad, mortalidad y nupcialidad (Bongaarts y Feeney, 2006; Bongaarts y Zimmer, 2002; Palloni, 2000; Palloni y McEniry, 2007; (Rodríguez Wong, Carvalho, & Aguirre, 2000). Por tanto, los países donde se haya registrado más pronto el descenso de las tasas de fecundidad serán los que presentarán mayores tasas de vida en solitario y menores tasas de convivencia con hijos (Glaser et al., 2006; Saad, 2005).

En este sentido, en el marco de la importancia que tienen los patrones de coresidencia en la población mayor para las dinámicas de supervivencia y su bienestar en general (Carr & Springer, 2010; Koball, Moiduddin, Henderson, Goesling, & Besculides, 2010; Shapiro & Keyes, 2008), en el presente estudio se exploran las diferencias en los años de vida a los 60 años y los correspondientes años con salud de las personas mayores de Chile, Costa Rica y España. Se indica la contribución de los arreglos de convivencia a los años de vida y se controlan variables sociodemográficas como el sexo y el nivel educativo. En el análisis del efecto de los patrones de convivencia en los años de vida adulta, se explora el entorno inmediato de las personas mayores como rasgos de su estilo de vida, por tratarse de elementos que podrían incidir de forma positiva en la conservación de las capacidades funcionales a edades avanzadas.

B. Estrategia metodológica

1. Fuentes de datos

Se utilizan tres encuestas longitudinales del tipo “panel” para cada país: i) la Encuesta de Protección Social (EPS) (Subsecretaría de Protección Social, s/f) de Chile, de la cual se utilizan cinco rondas (años 2004, 2006, 2009, 2015 y 2017); ii) el proyecto Costa Rica: Estudio de Longevidad y Envejecimiento Saludable (CRELES) (Berkeley Population Center, 2012), del que se utilizan tres rondas (años 2005, 2007, 2009), y iii) la Encuesta de Salud, Envejecimiento y Jubilación de España, que se enmarca en el conjunto de las encuestas de salud, envejecimiento y jubilación en Europa (SHARE) (SHARE, s/f), de la que se utilizan seis olas (años 2004-2005, 2007, 2011, 2013, 2015, 2017).

a) Chile: Encuesta Longitudinal de Protección Social

La EPS es la encuesta más antigua de corte longitudinal en Chile. Se inició en 2002 y a partir de 2004 su representación fue a nivel nacional. Recoge información sobre las características socioeconómicas, la historia familiar, las condiciones del hogar, las

trayectorias laborales, la participación en el sistema de protección social (pensiones) y las condiciones de salud de la población de 18 años y más. La ronda de 2015 cuenta con un refrescamiento de la ronda de 2004 para mantener la representatividad de la población a nivel nacional (Ministerio del Trabajo y Previsión Social, 2016). La ronda de 2017 es una submuestra de la población de las personas mayores (60 años o más) de la ronda de 2015 y se conoce como Encuesta de Calidad de Vida del Adulto Mayor e Impacto del Pilar Solidario (ENCAVIDAM) (Subsecretaría de Previsión Social, 2018). En las cinco rondas utilizadas figuran 17.401 registros correspondientes a 6.775 individuos (60 años o más) entrevistados. De ese total, en este estudio se analiza una muestra de 5.238 individuos, que cuentan con al menos dos seguimientos en un período de 13 años (2004-2017).

b) Costa Rica: Estudio de Longevidad y Envejecimiento Saludable (CRELES)

Esta fuente recoge información sobre las condiciones del hogar, las características socioeconómicas, los estilos de vida e información específica de salud (por ejemplo, salud autopercebida y exámenes físicos de presión arterial, antropometría, prueba de la función cognitiva (*mini-mental test*), recolección de sangre y orina, todo lo cual permite el estudio de una gran variedad de biomarcadores) en el período 2006-2009 mediante tres rondas representativas de la población nacional de 60 años y más, sin incluir refrescamiento (Luis, Fernández, & Dow, 2010). La muestra cuenta con 7.046 registros pertenecientes a 2.827 individuos mayores entrevistados y de ellos, en el presente estudio se analiza a 2.631 individuos que tuvieron al menos dos seguimientos en el período de observación. El análisis se centra en aquellas entrevistas en que no se utilizó la presencia de indicadores indirectos (*proxies*) en las preguntas de salud.

c) Encuesta de Salud, Envejecimiento y Jubilación en Europa (SHARE)

La Encuesta de Salud, Envejecimiento y Jubilación en Europa (SHARE), es de corte longitudinal (tipo “panel”). Comprende información sobre las características socioeconómicas, las trayectorias laborales, las redes familiares, las redes de apoyo social y diversos indicadores de salud (biomarcadores, limitaciones funcionales, prueba de la función cognitiva, satisfacción en la vejez, entre otras) de la población mayor de 50 años en más de 27 países de Europa en el período 2004-2017, mediante siete rondas. De manera similar, las parejas de las personas seleccionadas son entrevistadas independientemente de su edad.

La muestra de España se obtuvo a través del Instituto Nacional de Estadística (INE). Se realizó un refrescamiento de la muestra en la segunda y la cuarta ronda con el fin de mantener la representatividad de la población española mayor de 50 años en todo el período de observación. En este caso, la muestra de la encuesta cuenta con 19.176 registros que corresponden a 6.243 personas de 60 años y más. De ellos, en este estudio se analiza a 5.068 individuos con al menos dos observaciones.

2. Indicadores

Se estima el estado de salud (variable dependiente) de la población objeto de estudio por medio del autorreporte de la capacidad funcional para realizar las actividades siguientes:

- actividades de la vida cotidiana, que incluyen: bañarse, vestirse, utilizar el servicio sanitario, cruzar una habitación caminando, acostarse o levantarse de la cama, y comer;
- actividades instrumentales de la vida cotidiana, en las que se considera la habilidad de manejar el dinero propio, preparar comidas, realizar compras, seguir tratamientos médicos (por ejemplo, tomar medicinas), y
- actividades de movilidad funcional o actividades avanzadas de la vida cotidiana, en las que se consideran las dificultades para caminar varias cuadras, subir por las escaleras varios pisos sin descansar, levantar y estirar los brazos por encima de los hombros, o la dificultad para mover un objeto grande, por ejemplo, un sillón.

La definición del estado no saludable se realizó siguiendo el criterio utilizado en uno de los estudios previos realizados en América Latina (Moreno y otros, 2018). En dicho estudio se considera que hay un estado no saludable si el individuo autorreportó una limitación en al menos una actividad de la vida cotidiana, en dos actividades instrumentales de la vida cotidiana o en tres preguntas de movilidad funcional. Así pues, el individuo que no reportó ninguna de las limitaciones funcionales antes descritas se considera una persona con salud o con buena salud. Estos criterios también se utilizan en la estimación de años de vida saludable o los años con salud a los 60 años.

Respecto de los arreglos de convivencia, las categorías son: vivir solo en pareja (hogar de dos), vivir con pareja y otros, vivir con otros (sin incluir pareja) y vivir en solitario. La categoría de vivir en solitario o “vivir solo” fue construida a partir de la variable “tamaño del hogar”, cuando el hogar tenía un solo miembro. La categoría de “vivir en pareja” fue construida a partir de la variable de situación conyugal o estado civil y del tamaño del hogar en las tres encuestas. En este estudio se considera indistintamente el estado civil o la situación conyugal para referirse a la convivencia con la pareja. Esto se debe a que en estudios anteriores (Herm, Anson y Poulain, 2016) se ha indicado que las dos variables revisten igual importancia en el estudio de la condición de salud y, sobre todo, en la supervivencia de las personas mayores.

En Chile se aplica la variable de “estado civil” y se utilizaron las categorías “casado” y “conviviente” para describir a los que viven en pareja. En Costa Rica se aplica la variable de “estado conyugal” y se utilizaron las categorías “unido” y “casado”. En España, se aplicó la variable de “estado marital” con las dos categorías siguientes: casado(a) que vive con esposo(a) y pareja registrada en la encuesta. La categoría de vivir solamente con pareja se refiere a las personas que contestaron que tenían pareja o estaban casadas y con dos personas en el tamaño del hogar. La categoría “vivir en pareja y con otros” comprende a los individuos que indicaron vivir en pareja y con un tamaño del hogar superior a dos miembros (“otros” puede referirse a parientes o no). La variable “vivir con otros” se basa en los hogares con dos o más integrantes que declararon un estado diferente al de vivir en pareja o estar casado.

Por último, las variables independientes de ajuste (control) en el análisis de las personas mayores utilizadas con los tres países son las siguientes: sexo y edad (como variable continua desde los 60 años). En una primera versión del análisis se incluyó el nivel educativo como variable de control (con dos categorías: primaria o menos y secundaria o más) sin considerar mayores efectos. Por lo tanto, se excluyen de los resultados.

En este estudio se utilizan las tasas de incidencia para calcular los años saludables y la expectativa de vida a los 60 años por medio de la estimación de modelos de múltiples estados. Estos modelos se utilizan en el análisis de supervivencia y para realizar el cálculo de las probabilidades de transición entre estados por medio de un proceso estocástico. Este método también permite explorar simultáneamente el efecto de las variables sobre las transiciones entre estados y, por último, estimar la duración en un estado específico, como la esperanza de vida en años saludables, o con mala salud, o la esperanza total. Este indicador, en el marco de estos modelos, se refiere al tiempo esperado de vida, independientemente del estado actual. Por consiguiente, se emplea un modelo de tipo conocido como *illness death model with recovery*, con tres estados. Dos son estados transitorios (saludable y no saludable), y el otro es un estado terminal (*absorbing*) que no tiene retorno y corresponde a la defunción o la muerte.

Los dos primeros estados (transitorios) están censurados en el intervalo de dos rondas. Es decir, no se conoce el momento exacto de la transición entre los estados, pero se conoce el intervalo de tiempo en que se realizó la transición, que corresponde a las fechas de realización de la encuesta. El tercer estado, que se refiere a la muerte, ocurre una sola vez. Además, ciertas encuestas proveen la fecha exacta de esta transición porque la información de las defunciones proviene de los registros civiles en el caso de Chile. Mientras tanto, las encuestas de Costa Rica y España proveen información retrospectiva sobre las fechas de muertes en el hogar (Rosero-Bixby, Fernández y Dow, 2010; SHARE, 2019).

Los modelos se estimaron con el paquete en R “msm”, versión 1.6.7 (Jackson, 2019) para la estimación de los riesgos (o la probabilidad instantánea (Kleinbaum y Klein, 2012)) de las transiciones entre estados y el cociente de riesgo de las variables explicativas. Estos modelos incluyen la edad como variable continua dependiente, lo que implica que las probabilidades de transición entre estados aumentan o disminuyen de forma logarítmica lineal con la edad, siguiendo una distribución Gompertz. En este caso, la función de probabilidad se estima mediante una aproximación por tramos (*piecewise*) constante y condicionada a la edad (Van den Hout, Sum Chan y Matthews, 2019). Esto quiere decir que la probabilidad instantánea de transición entre estados es constante dentro de cada intervalo de edades. El valor de las edades en los modelos multiestado de supervivencia se transforma de manera lineal para evitar problemas en las estimaciones por valores muy elevados (Van den Hout, Sum Chan y Matthews, 2019). Por tanto, las edades están centradas en la edad mínima del estudio (60 años).

La esperanza de vida estimada a los 60 años, en años saludables o no saludables, corresponde al tiempo de permanencia en estados específicos (calculados en años), también conocido como *sojourn time* y fue estimada a partir del paquete en R “elect”, versión 0.2. Los resultados corresponden a las esperanzas de vida marginales a los 60 años, que se refieren al tiempo total

de vida esperado, independientemente del estado inicial ocupado, y el tiempo esperado de ocupación en cada estado⁵. En este sentido, los autores se limitan a estimar la esperanza de vida marginal total a los 60 años y la esperanza de vida marginal en estado saludable y en estado no saludable. Además, se estimó el efecto de las variables de estudio (arreglos de convivencia) y las variables de ajuste (sexo y educación) sobre la esperanza de vida, por medio de la regresión multinomial en la línea basal. Por último, se calcularon los intervalos de confianza utilizando 500 simulaciones basadas en la estimación de la máxima verosimilitud.

3. Alcance y limitaciones del estudio

En este estudio se hace hincapié en que algunas preguntas no son del todo comparables. Las de participación social en los tres países abarcan diferentes actividades y existen diferencias en la formulación de las actividades de limitaciones funcionales y las categorías de respuesta (véase el anexo 2). Sin embargo, el objeto del estudio, más allá de comparar cada indicador de las actividades de la vida cotidiana, las actividades instrumentales de la vida cotidiana o las actividades avanzadas de la vida cotidiana, es comparar las capacidades funcionales entre los tres países estudiados. Esta información es clave para la estimación del gasto público en materia de provisión de cuidado a mediano plazo.

Es posible comparar los resultados obtenidos aquí con los de otros estudios que han utilizado otros indicadores de salud para la estimación de los años saludables y la esperanza de vida a los 60 años en los mismos países analizados y en otras regiones (Chiu, 2019; Rueda-Salazar y otros, 2021). No obstante, se advierte que en las estimaciones finales incide de forma notable la medida de salud utilizada para medir los años saludables en cualquier grupo de edad (incluida la formulación de las preguntas, las categorías de respuestas, el tipo de entrevista realizada con informante indirecto (*proxy*) o la manera en que el cuestionario es administrado en la encuesta).

La atrición por la pérdida del seguimiento de individuos en la población encuestada en cada uno de los países es un problema común en estudios del tipo “panel” (Van Den Berg y Lindeboom, 1994; De Graaf y otros, 2000; Rothman, 2009; Sierra y otros, 2015). Por ese motivo, la población final de análisis no es representativa de la muestra original. En consecuencia, la distribución de la población estudiada según las variables de estudio como los estados de salud y los arreglos de convivencia podría no reflejar las dinámicas del conjunto nacional en cada uno de los países estudiados. En este sentido, existe evidencia de que hay una mayor probabilidad de que las personas con mejores estados de salud sean las que participen en encuestas (Van Oyen y otros, 2013), mientras que los hombres y las personas de mayor nivel educativo tienen menores probabilidades de contacto que las mujeres en las encuestas (Ministerio del Trabajo y Previsión Social, 2016).

⁵ El tiempo esperado en un estado específico sería, por ejemplo, el tiempo de vida en años de una persona que comenzara la observación en un estado saludable y que continuara o permaneciera en ese estado. Otra esperanza específica sería el tiempo esperado de una persona en estado saludable que transitara a un estado no saludable.

Por último, las transiciones censuradas en el intervalo de las observaciones, como el cambio de un estado saludable a la muerte, que podrían ocultar una transición a un estado no saludable (por ejemplo, los cambios de salud no observados) en el intervalo del tiempo no suponen una limitación para la estimación de las probabilidades de transición o estimación de la esperanza de vida a los 60 años. Esto se debe a que la matriz de transiciones tiene definidas las transiciones posibles y, por medio de los valores iniciales calculados con el uso de la máxima verosimilitud con el paquete “msm”, se pueden calcular estimaciones más próximas a los datos observados (Van den Hout, 2016).

C. Resultados

Al comparar la esperanza de vida total a los 60 años de las mujeres en los tres países (véase el cuadro 2), se aprecia que España tiene mayor esperanza de vida y más años con salud que los países latinoamericanos objeto de estudio. Esta diferencia es más notable en la comparación con las mujeres de Costa Rica. Sin embargo, en el caso de los hombres se aprecia un patrón diferente. Los hombres de Costa Rica tienen mayor esperanza de vida a los 60 años (21,45 años) que los de España (20,97 años) y de Chile (19,35 años). Sin embargo, esta ventaja de la mayor longevidad de los hombres mayores costarricenses se combina con un mayor número de años con mala salud que lo observado en los hombres mayores de Chile y España.

Cuadro 2
Chile, Costa Rica y España: esperanza de vida total, años saludables
y años de vida con mala salud a los 60 años por sexo

País	Esperanza de vida	Hombres	(95% CI)	Mujeres	(95% CI)	Años saludables (en porcentajes)	
						Hombres	Mujeres
Chile	TLE 60	19,35	(16,78 a 21,16)	24,44 ^a	(22,07 a 26,71)	65,27	62,64
	HLE 60	12,63	(10,39 a 14,52)	15,31	(13,39 a 17,1)		
	ULE 60	6,72	(5,21 a 8,34)	9,14	(7,54 a 10,95)		
Costa Rica	TLE 60	21,45	(19,25 a 23,6)	21,63	(19,63 a 23,54)	61,82	52,57
	HLE 60	13,26	(11,44 a 14,91)	11,37	(9,91 a 12,87)		
	ULE 60	8,19	(6,85 a 9,76)	10,26	(8,86 a 11,71)		
España	TLE 60	20,97	(18,59 a 23,08)	26,16 ^a	(23,6 a 28,61)	82,55	64,64
	HLE 60	17,31	(15,02 a 19,4)	16,91	(15,09 a 18,64)		
	ULE 60	3,65	(2,75 a 4,88)	9,25 ^a	(7,41 a 11,36)		

Fuente: Elaboración propia.

Nota: TLE: esperanza de vida total; HLE: esperanza de vida con salud; ULE: esperanza de vida con mala salud.

^a Indica diferencias significativas respecto a los hombres. En el caso de Chile, los valores corresponden a los años 2004, 2006, 2009, 2015 y 2017; en el caso de Costa Rica, a 2005, 2007, 2009; y en el de España, a 2005, 2007, 2009, 2011, 2015 y 2017.

Las estimaciones indican que las diferencias por género en la supervivencia de las personas mayores de 60 años fueron igualmente significativas en Chile y España. En estos países, las mujeres mayores tenían mayor esperanza de vida que los hombres (un patrón observado de forma general en muchos países como la paradoja de género). Mientras tanto, en Costa Rica no se apreciaron diferencias entre hombres y mujeres en cuanto a la expectativa de vida a los 60 años.

Los contrastes más relevantes persisten en los años con mala salud de las mujeres mayores de 60 años. Los resultados indican que las mujeres a sus 60 años vivirán más años con limitaciones en sus capacidades funcionales que su contraparte masculina. Las mujeres mayores de los países latinoamericanos tienen valores más elevados de años con mala salud en términos absolutos (alrededor de 11 años) que lo observado en las mujeres españolas (7 años). Sin embargo, en términos relativos, las mujeres españolas triplican el número de años con mala salud de los hombres a sus 60 años.

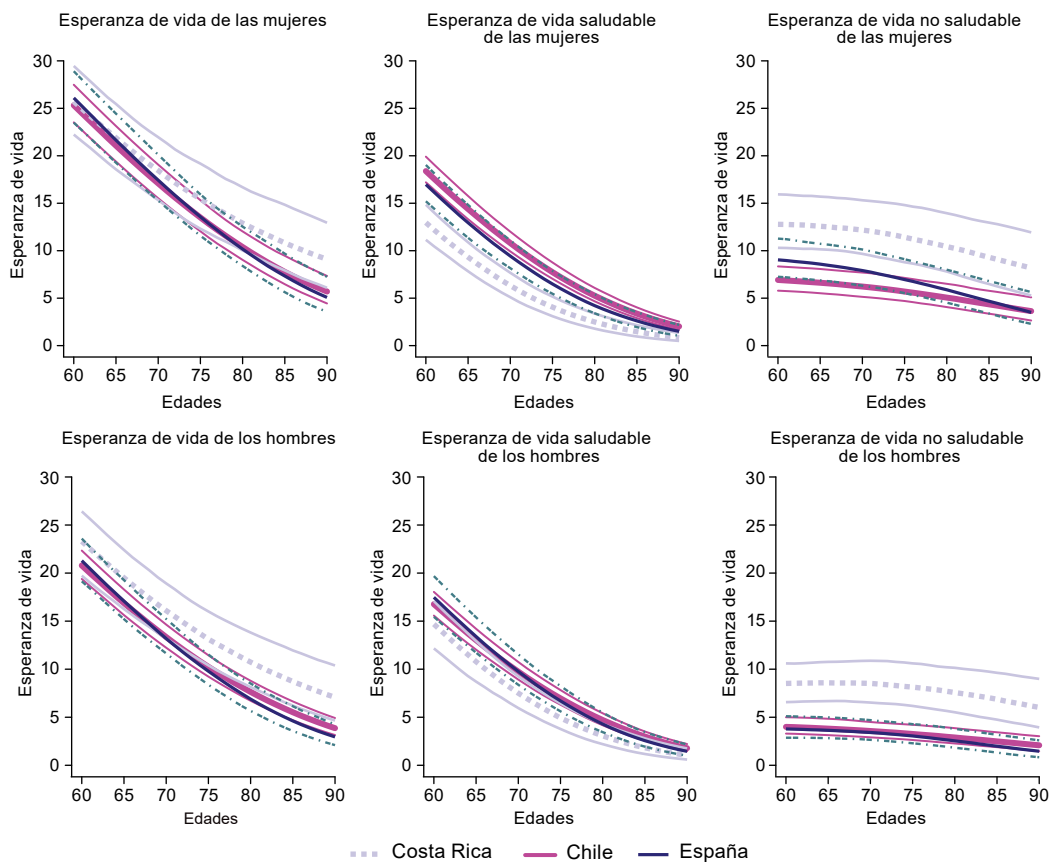
En lo referente a los años con buena salud de las personas de 60 años en los países objeto de estudio, únicamente las personas mayores en Chile mostraron diferencias significativas de género. En este país, las mujeres mayores tienen aproximadamente un año y medio más de años saludables que los hombres, valor similar al encontrado en Costa Rica, sin diferencias significativas. En cuanto a España, tanto las mujeres como los hombres mayores de 60 años mostraron la misma cantidad de años de vida saludable.

Al observar la esperanza de vida desde los 60 años hasta los 90 años (véase el gráfico 2) se aprecia que los años restantes de vida a edades avanzadas (80 años o más) presentan una tendencia a la convergencia entre los tres países. No obstante, en la composición por edad de la muestra (véase el anexo 1) hay pocos individuos de 80 años. Ello dificulta la estimación de un patrón robusto de la esperanza de vida en los últimos grupos de edades, en especial en el caso de Costa Rica, cuyos datos revelan una amplia variabilidad de la muestra.

En general, se aprecia que las personas a los 60 años en Costa Rica reportan un mayor número de años con mala salud y, por tanto, una menor cantidad de años saludables respecto a lo observado en este grupo poblacional en Chile y España. Este patrón se repite en hombres y mujeres en el período de observación. Las mujeres costarricenses de 60 años vivirán al menos un 50% de su vida restante en un estado saludable. En el caso de los hombres, lo harán aproximadamente en un 60%. Por último, se observan similitudes en los años con salud a los 60 años entre los mayores en Chile y España, países que tienen un perfil más parecido sin distinción de género en las trayectorias funcionales expresadas en sus años saludables.

Gráfico 2

Chile, Costa Rica y España: esperanza de vida total, años saludables y años de vida con mala salud desde los 60 hasta los 90 años, por género



Fuente: Elaboración propia.

Nota: Esperanza de vida calculada con los paquetes R "msm" y "elect", con 500 simulaciones.

1. Años de vida a los 60 años según arreglos de convivencia

Entre los distintos grupos de convivencia, la coresidencia en pareja y la vida en solitario mostraron contribuciones relevantes respecto de la supervivencia de las personas mayores a los 60 años, con diferencias notables entre los países latinoamericanos objeto de estudio. En Chile, los hombres mayores que residen solamente con la pareja reportan una mayor expectativa de vida a los 60 años (esperanza de vida: 19 años), aproximadamente dos años más de vida en comparación con aquellos que viven en solitario (esperanza de vida: 17 años) y sin apreciarse este efecto en la contraparte femenina. La situación es diferente en Costa Rica, donde las mujeres mayores reportan una esperanza de vida a los 60 años prácticamente sin variaciones según los arreglos de convivencia (aproximadamente 21,5 años). Sin embargo,

los hombres mayores en este país reflejan variaciones en la supervivencia. Los que viven en pareja tienen mayor longevidad que en otras formas de convivencia (esperanza de vida: 21,3 años), pero sin mostrar diferencias significativas.

En España, por el contrario, los resultados muestran que la población mayor de 60 años que convive solamente con la pareja tiene aproximadamente dos años y medio más de esperanza de vida que las personas de la misma edad que viven en solitario, con diferencias significativas y sin apreciarse distinciones de género (esperanza de vida: hombres en pareja, 21; hombres que viven en solitario, 18,4; mujeres en pareja, 24,9, y mujeres que viven en solitario, 22,5) (véase el cuadro 3).

En lo referente a los años saludables, la contribución de los arreglos de convivencia respecto de la salud a los 60 años presentó exclusivamente un efecto diferencial en el país europeo, sin observarse diferencias significativas en Chile y Costa Rica. Las personas mayores en España que conviven en pareja, tanto hombres como mujeres, tienen la expectativa de vivir dos años más en un estado saludable que quienes viven en solitario (esperanza de vida: hombres en pareja, 17,4; hombres que viven en solitario, 15,4; mujeres en pareja, 17,4, y mujeres que viven en solitario, 15,1).

Por otro lado, con cierta peculiaridad, los resultados mostraron que las personas mayores en Chile que viven en solitario tienen un mayor porcentaje de años con buena salud a los 60 años que aquellos mayores con otro arreglo de convivencia, sin diferencias por género. Les siguen los que reportan la coresidencia con otros y luego los que reportan la convivencia en pareja y otros (que podría denotar la coresidencia en hogares extendidos, conformados básicamente por hijos y la pareja) y, por último, los que reportan la coresidencia en pareja. En Costa Rica, las personas mayores que conviven solo en pareja tienen un mayor porcentaje de años con buena salud, en comparación con las demás formas de convivencia, sin observarse diferencias significativas.

D. Discusión

Este ha sido un estudio comparativo de la esperanza de vida a los 60 años y los correspondientes años saludables asociados a las trayectorias funcionales de las personas mayores en Chile, Costa Rica y España, en que se utilizan tres fuentes de datos longitudinales distintas y se aplican modelos de estados múltiples en su versión más sencilla (con tres estados). El estudio proporciona nuevas evidencias sobre los cambios en la salud de la población mayor entre países de América Latina y Europa, considerando los patrones de convivencia.

Cuadro 3

Chile, Costa Rica y España: esperanza de vida total, años saludables y años no saludables a los 60 años por sexo, según arreglos de convivencia y países del estudio

Esperanza de vida	Arreglos de convivencia	Chile	(95% IC)	Costa Rica	(Intervalo de confianza del 95%)	España	(95% IC)	Años saludables (en porcentajes)		
								Chile	Costa Rica	España
Esperanza de vida total	Vivir con pareja	24,11	(22,61-25,81)	21,65	(19,26-23,36)	24,90	(24,18-25,4)			
	Vivir con pareja y otros	23,34	(22,41-24,84)	21,65	(20,65-22,82)	24,11	(23,66-24,56)			
	Vivir con otros	22,58	(21,65-23,39)	21,58	(20,04-22,35)	23,32	(22,66-23,9)			
	Vivir en solitario	21,82	(21,1-23,02)	21,41	(19,66-22,75)	22,54 ^a	(21,63-23,4)			
Mujeres de 60 años o más Esperanza de vida en años saludables	Vivir con pareja	12,08	(10,5-13,38)	9,98	(7,98-12,42)	17,42	(16,58-17,98)	50,1	46,1	70,0
	Vivir con pareja y otros	11,87	(11,07-12,87)	9,84	(8,69-11,23)	16,74	(16,23-17,28)	50,9	45,5	69,4
	Vivir con otros	11,64	(11,19-12,43)	9,66	(8,2-10,38)	16,06	(15,41-16,65)	51,6	44,8	68,9
	Vivir en solitario	11,40	(10,46-12,91)	9,44	(7,91-11,45)	15,4 ^a	(14,75-16,36)	52,2	44,1	68,3
Mujeres de 60 años o más Esperanza de vida en años no saludables	Vivir con pareja	12,03	(11,08-13,71)	11,67	(9,95-13,34)	7,48	(6,98-8,07)			
	Vivir con pareja y otros	11,47	(10,33-12,66)	11,82	(11,16-13,34)	7,37	(7,01-7,74)			
	Vivir con otros	10,94	(9,84-11,71)	11,92	(10,7-12,95)	7,26	(6,66-7,53)			
	Vivir en solitario	10,42	(9,53-11,44)	11,97	(10,58-13,59)	7,14	(6,42-7,59)			
Hombres de 60 años o más Esperanza de vida total	Vivir con pareja	19,09	(18,22-20,25)	21,32	(19,09-22,96)	20,96	(20,17-21,79)			
	Vivir con pareja y otros	18,36	(17,54-18,99)	20,85	(19,94-21,97)	20,10	(19,69-20,71)			
	Vivir con otros	17,64	(16,53-18,47)	20,24	(18,71-21,81)	19,25	(18,17-19,89)			
	Vivir en solitario	16,93 ^a	(15,43-17,98)	19,49	(18,05-21,54)	18,41 ^a	(17,26-18,99)			
Hombres de 60 años o más Esperanza de vida en años saludables	Vivir con pareja	10,78	(9,74-11,7)	12,41	(10,63-13,73)	17,4	(16,66-18,14)	56,5	58,2	83,0
	Vivir con pareja y otros	10,43	(9,7-11,04)	12,01	(10,71-13,76)	16,62	(16,09-17,28)	56,8	57,6	82,7
	Vivir con otros	10,08	(8,89-10,92)	11,53	(10,34-12,61)	15,84	(14,97-16,31)	57,1	57,0	82,3
	Vivir en solitario	9,71	(8,23-10,48)	10,98	(9,8-12,3)	15,08 ^a	(14,1-15,74)	57,4	56,3	81,9
Hombres de 60 años o más Esperanza de vida en años no saludables	Vivir con pareja	8,31	(7,49-9,1)	8,90	(7,63-10,76)	3,56	(3,25-3,95)			
	Vivir con pareja y otros	7,93	(7,34-8,62)	8,84	(7,42-9,53)	3,48	(3,16-3,85)			
	Vivir con otros	7,56	(6,82-8,62)	8,71	(7,83-10,13)	3,41	(3,05-3,82)			
	Vivir en solitario	7,21	(5,87-8,31)	8,51	(6,96-10,26)	3,33	(2,83-3,75)			

Fuente: Elaboración propia.

^a Indica las diferencias significativas con la categoría "vivir en pareja". En el caso de Chile, los valores corresponden a los años 2004, 2006, 2009, 2015 y 2017; en el caso de Costa Rica, a 2005, 2007, 2009; y en el caso de España, a 2005, 2007, 2009, 2011, 2015 y 2017.

De forma general, la mayor supervivencia de las mujeres a los 60 años es un elemento transversal entre los tres países objeto de análisis. Las mujeres suelen alcanzar más años de vida que los hombres, con la excepción de Costa Rica, lo que denota un patrón diferente al observado en la paradoja de género sobre la brecha de los años de vida a edades adultas (Nusselder y otros, 2019). La educación tuvo un efecto sin diferencias significativas en la supervivencia y en los años con salud a los 60 años en los tres países (por esto se omiten los resultados). Sin embargo, en todos los países se apreció un efecto positivo en el aumento de los años saludables. Por último, las distintas formas de arreglos de convivencia indicaron que la coresidencia con la pareja incrementa la supervivencia a los 60 años en los tres países. Sin embargo, se apreció solamente un efecto diferencial en la población mayor de Chile y España. Los resultados ilustran una situación diversa en el efecto que tienen los diferentes arreglos de convivencia en las trayectorias funcionales de las personas mayores.

1. Esperanza de vida a los 60 años según características demográficas

La mayor supervivencia de las mujeres a los 60 años en los dos países latinoamericanos se combina con un menor porcentaje de años saludables que el observado en España. Las estimaciones revelan que las mujeres costarricenses después de los 60 años vivirán aproximadamente la mitad de los años que les quedan por vivir con buena salud, e igual proporción de años con mala salud. Entretanto, las mujeres mayores en Chile y en España reportan similares proporciones de años de vida saludable.

El mayor porcentaje de años no saludables a los 60 años en las mujeres (respecto a los hombres), a pesar de su mayor supervivencia, es un patrón general que se repite en la mayoría de los países del mundo sobre los que se dispone de datos (Barbosa de Lima y Costa de Lima, 2014; Minicuci y otros, 2008; Nusselder y otros, 2010; Van Oyen y otros, 2010; OMS, 2018). Por un lado, la sobresaliente longevidad de las mujeres se explica por el rápido descenso de sus tasas de mortalidad (disminución de la mortalidad materna) en la primera fase de la transición de la mortalidad, lo que da lugar a la feminización de la población mayor (Yi y otros, 2006). Por otro, el mayor porcentaje con mala salud de las mujeres se explica principalmente por las desigualdades socioeconómicas, un menor nivel educativo que los hombres (Domínguez-Rodríguez y Blanes Llorens, 2019; Jagger y otros, 2011; Martín, Domínguez-Rodríguez y Bacigalupe, 2019; Van Oyen y otros, 2010) y las barreras históricas en cuanto al acceso y la participación en el mercado laboral durante el ciclo de vida. Estas barreras se han descrito con los términos “pisos pegajosos” y “techos de cristal” (*sticky floors* y *glass ceilings*). Se caracterizan por trayectorias interrumpidas en el mercado laboral, así como peores salarios, menos oportunidades de promoción y menor flexibilidad horaria que los hombres, entre otras situaciones (Ciminelli y Schwellnus, 2021). Otros estudios señalan también la existencia de diferencias específicas por edad y sexo en cuanto a los comportamientos y los estilos de vida; por ejemplo, el consumo de tabaco, la obesidad y el uso de medicamentos (Levine y Crimmins, 2018; Moreno y otros, 2018).

La educación tuvo escasa incidencia en las trayectorias funcionales de las personas mayores en los países observados, como lo han demostrado otros estudios (Chiu, Hayward y Saito, 2016; Permanyer y otros, 2018; Naciones Unidas, 2019). La evidencia indica que la educación tiene un efecto sobre las capacidades funcionales y el deterioro cognitivo (Reuser, Willekens y Bonneux, 2011; Robitaille y otros, 2018). No obstante, este efecto alcanza una incidencia máxima y luego disminuye a edades avanzadas (Van den Hout, Sum Chan y Matthews, 2019). A mayor edad, la educación pierde su efecto, lo que pone de relieve que tener un mayor nivel de instrucción supone beneficios para evitar factores de riesgo en edades más jóvenes y retrasar el deterioro de la salud (o el deterioro cognitivo) en la tercera edad (60 a 75 años). No obstante, una vez que la persona ha alcanzado edades avanzadas (75 a 80 años o más) o se encuentra en un estado no saludable agudo, la educación pierde su elemento de protección.

2. Años de vida según los patrones de convivencia

La distribución de los arreglos de convivencia de las personas de 60 años y más en los países objeto de análisis es coherente con estudios previos. En la región latinoamericana, los hombres mayores suelen convivir en pareja y con otras personas (hogares extendidos) y las mujeres viven principalmente con sus hijos (Bongaarts y Zimmer, 2002; De Vos, 1995). Mientras tanto, en España, al igual que en Italia y generalmente en los países de Europa meridional, las mujeres son más propensas a vivir solas (dada su mayor supervivencia) y los hombres suelen residir con sus parejas (Grundy y Tomassini, 2003; Tomassini y otros, 2004). Los patrones de convivencia también ilustran las estrategias de cuidado en la vejez, que se basan fundamentalmente en recurrir al apoyo de las familias en los tres países (De Vera, Ondé y Martín-González, 2019; Huenchuan, 2012; Puga y otros, 2007).

En el presente estudio se demostró que los arreglos de convivencia tienen efectos diferenciados entre la población mayor en los países objeto de análisis. Por un lado, los riesgos relativos (no mostrados) indicaron que las formas de convivencia en España tienen un efecto sobre las trayectorias funcionales (años con salud) y en mayor medida en la supervivencia (esperanza de vida) de las personas de 60 años. Por otro, en Chile y en Costa Rica solo se observó una mayor incidencia del patrón de convivencia sobre la mortalidad de estas personas.

Los resultados indicaron que la convivencia con la pareja en las personas mayores tiene un efecto positivo en la supervivencia, tanto en el caso de los hombres como en el de las mujeres mayores, como se ha concluido en otros estudios (Chiu, 2019; Grundy, 2001; Herm, Anson y Poulain, 2016; Martikainen y otros, 2014; Poulain, Dal y Herm, 2017). Las personas mayores que conviven en pareja tienen una mayor esperanza de vida a los 60 años que aquellas que tienen cualquier otro arreglo de convivencia (aproximadamente 2 años más de vida en Chile y 2,5 en España). Sin embargo, esta no es la regla en todos los países, como lo demuestran los resultados de Costa Rica, cuya esperanza de vida en el caso de las mujeres de 60 años presenta poca variación según los arreglos de convivencia. Ello pone de relieve la necesidad de ampliar el presente estudio con la inclusión de variables que posiblemente interactúen con el patrón de coresidencia y la supervivencia de las personas mayores.

Además, existe un patrón heterogéneo en las trayectorias funcionales de las personas mayores según los arreglos de convivencia. En España, la convivencia en pareja aumenta el porcentaje de años saludables en las personas de 60 años en una pequeña proporción (2 puntos porcentuales). En Chile, los que viven en solitario tienen un mayor porcentaje de años saludables. Mientras tanto, los resultados de Costa Rica no mostraron variaciones importantes en el porcentaje de años saludables de las personas de 60 años en función de los arreglos de convivencia.

Los arreglos de convivencia de las personas a los 60 años reflejan estrategias de cuidado y redes de apoyo diversas en torno a la familia en los tres países. Ello podría incidir en el efecto que estos arreglos tienen sobre los años de vida con salud. Como la literatura lo indica, el cuidado de las personas mayores que lo necesitan recae en los lazos familiares. Particularmente, las mujeres son la principal fuente de cuidado (Bofill-Poch, 2018; CEPAL, 2003; López, 2019; Puga y otros, 2007) y también son el primer grupo que necesita cuidado. De este modo se crean relaciones intergeneracionales de cuidado entre las mujeres del hogar y ello a su vez aumenta la desigualdad intrafamiliar de género y generacional (Vara, 2014).

En este marco, en España se registró en 2007 un cambio de legislación con la denominada Ley de Dependencia⁶. Aunque algunos autores puntualizan que el cuidado de los mayores dependientes en España sigue siendo netamente informal (De Vera, Ondé y Martín-González, 2019), varios estudios recientes mostraron cambios en la organización del cuidado de los mayores después de la implementación de dicha ley. El cambio más notable ha sido el aumento del cuidado por parte de individuos fuera del hogar. Se indica que las esposas están recibiendo ayuda prestada por los servicios sociales y otros trabajadores, con lo que entra en escena una combinación de cuidados informales por personas fuera del hogar y cuidado formal por parte del servicio social (Spijker y Zueras, 2020).

Esto podría reflejarse en los resultados de España, puesto que los arreglos de convivencia han tenido un efecto en los cambios de salud de las personas mayores. Si bien los hombres conviven principalmente con su pareja y las mujeres suelen vivir solas, en el contexto de la nueva legislación referente al cuidado de los mayores, tanto los hombres como las mujeres mayores podrían estar recibiendo ayuda externa al hogar para la provisión de cuidado. Se plantea el caso contrario en los países latinoamericanos. En ausencia del apoyo formal en el hogar para el cuidado de los mayores, en esos países surgen las actividades comunitarias como una forma de incentivar y estimular el envejecimiento activo (CONAPAN, 2012; Medellín, 2018). Los estudios también indican que la convivencia en hogares con múltiples miembros, con el consiguiente hacinamiento, podría desencadenar un contexto adverso para la condición de salud de las personas mayores (Puga y otros, 2007).

A la luz de los resultados, se indica la necesidad de incluir en este análisis otras variables contextuales (por ejemplo, el número de integrantes en el hogar, el nivel de ingreso, la zona de residencia, el tipo de residencia, entre otras) que podrían crear mecanismos de interacción entre el patrón de convivencia de los mayores, su supervivencia y las trayectorias funcionales.

⁶ Se entiende la dependencia como la situación de aquellas personas que precisan de la atención de una o varias personas para la realización de las actividades básicas de la vida diaria. Esta Ley fue promovida con la intención de promover un modelo de atención a la necesidad de dependencia (BOE, 2006).

Bibliografía

- Agree, E. M., & Glaser, K. (2009). Demography of Informal Caregiving. In P. Uhlenberg (Ed.), *International Handbook of Population Aging* (pp. 647–668). Dordrecht: Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-1-4020-8356-3_29.
- Bank, W. (2019). Country income classifications for the World Bank's 2020 fiscal year. Retrieved 8 August 2019, from <https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups>.
- Berg, C. J. van den, & Lindeboom, M. (1994). *Attrition in Panel Data and the Estimation of Dynamic Labor Market Models* (No. 1994–22). *Serie Research Memoranda*. Amsterdam. Retrieved from <https://research.vu.nl/en/publications/attrition-in-panel-data-and-the-estimation-of-dynamic-labor-marke>.
- BOE. Promotion of Personal Autonomy and Attention to People in situation of Dependence Act, Pub. L. No. 21990, 44142 (2006). Spain: Promoción de la Autonomía Personal y Atención a las personas en situación de dependencia. Retrieved from <http://www.boe.es/boe/dias/2006/12/15/pdfs/A44142-44156.pdf>.
- Bofill-Poch, S. (2018). Changing moralities: Rethinking elderly care in Spain. *The Australian Journal of Anthropology*, 29(2), 237–249. <https://doi.org/10.1111/taja.12282>.
- Bongaarts, J., & Feeney, G. (2006). The Quantum and Tempo of Life-Cycle Events. *Vienna Yearbook of Population Research 2006*, 115–151.
- Bongaarts, J., & Zimmer, Z. (2002). Living Arrangements of Older Adults in the Developing World: An Analysis of Demographic and Health Survey Household Surveys. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 57(3), S145–S157. <https://doi.org/10.1093/geronb/57.3.S145>.
- Carr, D., & Springer, K. W. (2010). Advances in families and health research in the 21st century. *Journal of Marriage and Family*, 72(3), 743–761. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2010.00728.x>.
- CEEL Centro de Encuestas y Estudios Longitudinales de la Pontificia Universidad Católica de Chile. (2018). *Principales resultados de la Encuesta de Calidad de Vida del Adulto Mayor, e Impacto del Pilar Solidario*. Santiago de Chile, Chile. Retrieved from https://www.previsionsocial.gob.cl/sps/download/estudios-previsionales/encuesta-de-proteccion-social/documentos-eps/documentos-eps-2018/encavidam_resultados_junio2018.pdf.
- CELADE, & UNFPA. (2002). *Redes de apoyo social de las personas mayores en América Latina y el Caribe*. *Cepal* (Vol. 1). Retrieved from <http://www.eclac.org/publicaciones/xml/6/42586/ssc-61-familias-latinoamericanas-feb-2011.pdf>.
- Center, B. P. (2012). Costa Rica Estudio de Longevidad y Envejecimiento Saludable (CRELES). Retrieved from <http://www.creles.berkeley.edu/index.html>.
- Centro UC Encuestas y Estudios Longitudinales. (2015). *Factores de Expansión Quinta Ronda Encuesta De Protección Social*. Santiago de Chile. Retrieved from <https://www.previsionsocial.gob.cl/sps/download/estudios-previsionales/encuesta-de-proteccion-social/documentos-eps/documentos-eps-2016/informe-metodologico-factores-expansion-eps-2015.pdf>.
- Centro UC Encuestas y Estudios Longitudinales. (2016). *Diseño Muestral y Factores de Expansión VI Ronda EPS*. Santiago de Chile, Chile. Retrieved from www.encuestas.uc.cl.
- Chiu, C.-T. (2019). Living arrangements and disability-free life expectancy in the United States. *PLOS ONE*, 14(2), e0211894. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0211894>.
- Chiu, C.-T., Hayward, M., & Saito, Y. (2016). A Comparison of Educational Differences on Physical Health, Mortality, and Healthy Life Expectancy in Japan and the United States. *Journal of Aging and Health*, 28(7), 1256–1278. <https://doi.org/10.1177/0898264316656505>.
- Ciminelli, G., & Schweltnus, C. (2021). Sticky floors or glass ceilings? The role of human capital, working time flexibility and discrimination in the gender wage gap. *OECD Economics Department Working Papers*, (1668), 43.

- Coker, T. R., Thomas, T., & Chung, P. J. (2013). Does Well-Child Care Have a Future in Pediatrics? *PEDIATRICS*, 131(Supplement), S149–S159. <https://doi.org/10.1542/peds.2013-0252f>.
- Commission, E. (n.d.). Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). Retrieved from <http://www.share-project.org/homeo.html>.
- CONAPAN. (2012). *Red de Atención Progresiva para el Cuidado Integral de las Personas Mayores en Costa Rica*. San José de Costa Rica. Retrieved from <https://docplayer.es/18626796-Red-de-atencion-progresiva-para-el-cuido-integral-de-las-personas-adultas-mayores-en-costa-rica-ii-version-revisada-y-ampliada-octubre-del-2012.html>.
- de Graaf, R., Bijl, R. V., Smit, F., Ravelli, A., & Vollebergh, W. A. M. (2000). Psychiatric and sociodemographic predictors of attrition in a longitudinal study. *American Journal of Epidemiology*, 152(11), 1039–1047. <https://doi.org/10.1093/aje/152.11.1039>.
- De Vera, V., Ondé, D., & Martín-González, M. (2019). Social Care and Gender: Who Cares for Dependent Adults in Spain? *Papeles de Europa*, 32(1), 97–109. <https://doi.org/10.5209/pade.64474>.
- De Vos, S. M. (1995). *Household Composition in Latin America*. Boston, MA: Springer US. <https://doi.org/10.1007/978-1-4615-1841-9>.
- Domínguez-Rodríguez, A., & Blanes Llorens, A. (2019). El efecto de la salud en la actividad en los mayores de 50 años en España: 2006 y 2014. *Cuadernos de Relaciones Laborales*, 37(1), 177–202. <https://doi.org/10.5209/CRLA.63825>.
- Dykstra, P. A., & Fokkema, T. (2011). *Ties between Parents and their Adult Children: A Western European Typology of Late-Life Families*. Retrieved from <https://www.semanticscholar.org/paper/Ties-between-parents-and-their-adult-children%3A-a-of-Dykstra-Fokkema/36fc770aa8e8180b2f4fcd5a1fd95944e6562e33#paper-header>.
- Dykstra, P. a, Grundy, E., Fokkema, T., de Jong Gierveld, J., Ploubidis, G. B., Read, S., & Tomassini, C. (2009). Health and well-being at older ages: The interlinkage with family life histories, gender, and national contexts. *Maggie*, (November). Retrieved from <http://www.knaw.nl/Content/NIDI/output/2009/maggie-2009-final-report.pdf>.
- Feng, Z., Falkingham, J., Liu, X., & Vlachantoni, A. (2017). Changes in living arrangements and mortality among older people in China. *SSM - Population Health*, 3, 9–19. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2016.11.009>.
- Gaymu, J., Delbès, C., Springer, S., Binet, A., Désesquelles, A., Kalogirou, S., & Ziegler, U. (2006). Determinants of the living arrangements of older people in Europe. *European Journal of Population*, 22(3), 241–262. <https://doi.org/10.1007/s10680-006-9004-7>.
- Glaser, K., Agree, E. M., Costenbader, E., Camargo, A., Trench, B., Natividad, J., & Chuang, Y.-L. (2006). Fertility Decline, Family Structure, and Support for Older Persons in Latin America and Asia. *Journal of Aging and Health*, 18(2), 259–291. <https://doi.org/10.1177/0898264305285668>.
- Glaser, K., Tomassini, C., & Grundy, E. (2004). Revisiting convergence and divergence: support for older people in Europe. *European Journal of Ageing*, 1(1), 64–72. <https://doi.org/10.1007/s10433-004-0006-1>
- Grundy, E. M. (2001). Living Arrangements and the Health of Older Persons in Developed Countries. In *United Nation, Population Bulletin* (pp. 311–329). United Nations Department of Economic and Social Affairs Population Division. Retrieved from <https://www.un.org/en/development/desa/population/events/pdf/expert/1/grundy.pdf>.
- Grundy, E., & Murphy, M. (2018). Coresidence with a child and happiness among older widows in Europe: Does gender of the child matter? *Population, Space and Place*, 24(3), 1–13. <https://doi.org/10.1002/psp.2102>.
- Grundy, E., & Tomassini, C. (2003). El apoyo familiar de las personas de edad en Europa: Contrastes e implicaciones. *Notas de Población*, 12(77), 219–250. Retrieved from <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/12755>.

- Herm, A., Anson, J., & Poulain, M. (2016). Living arrangements and marital status: a register-based study of survival of older adults in Belgium at the beginning of the 21st century. *Ageing and Society*, 36(10), 2141–2162. <https://doi.org/10.1017/S0144686X15001002>.
- Huenchuan, S. (2012). Los derechos de las personas mayores en el siglo XXI: situación, experiencias y desafíos, 450. Retrieved from http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/1468/S301435D4312012_es.pdf?sequence=1.
- Iacovou, M., & Skew, A. J. (2011). Household composition across the new Europe: Where do the new Member States fit in? *Demographic Research*, 25, 465–490. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2011.25.14>
- Jackson, C. (2019). Package ‘msm’. Multi-State Markov and Hidden Markov Models in Continuous Time. Version 1.6.7. Retrieved from <https://github.com/chjackson/msm>.
- Jagger, C., Weston, C., Cambois, E., Van Oyen, H., Nusselder, W., Doblhammer, G., ... Robine, J. J.-M. (2011). Inequalities in health expectancies at older ages in the European Union: findings from the Survey of Health and Retirement in Europe (SHARE). *Journal of Epidemiology & Community Health*, 65(11), 1030–1035. <https://doi.org/10.1136/jech.2010.117705>.
- Julián López. (2019). El rol de la familia costarricense en el sistema de atención a la dependencia. Retrieved 6 June 2019, from <https://blogs.iadb.org/salud/es/adultos-mayores-en-costa-rica/>.
- Kleinbaum, D. G., & Klein, M. (2012). *Survival Analysis. A Self Learning Text*. (W. Gail, M. Krickeberg, K. Samet, J.M. Tsatis. A. Wong, Ed.) (Third Edit). New York, NY: Springer New York. <https://doi.org/10.1007/978-1-4419-6646-9>.
- Koball, H. L., Moiduddin, E., Henderson, J., Goesling, B., & Besculides, M. (2010). What do we know about the link between marriage and health? *Journal of Family Issues*, 31(8), 1019–1040. <https://doi.org/10.1177/0192513X10365834>.
- Levine, M. E., & Crimmins, E. M. (2018). Is 60 the New 50? Examining Changes in Biological Age Over the Past Two Decades. *Demography*, 55(2), 387–402. <https://doi.org/10.1007/s13524-017-0644-5>.
- Lima, A. L. B. de, & Lima, K. C. de. (2014). Activity Limitation in the Elderly People and Inequalities in Brazil. *OALib*, 01(04), 1–9. <https://doi.org/10.4236/oalib.1100739>.
- Luis, R.-B., Fernández, X., & Dow, W. H. (2010). CRELES - Costa Rica: Estudio de Longevidad y Envejecimiento Saludable. *Centro Centroamericano de Población CCP*. <https://doi.org/10.3886/ICPSR26681>.
- Martikainen, P., Moustgaard, H., Einio, E., & Murphy, M. (2014). Life Expectancy in Long-Term Institutional Care by Marital Status: Multistate Life Table Estimates for Older Finnish Men and Women. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 69(2), 303–310. <https://doi.org/10.1093/geronb/gbt131>.
- Martín, U., Domínguez-Rodríguez, A., & Bacigalupe, A. (2019). Desigualdades sociales en salud en población mayor: una aportación desde la salud pública al debate sobre el retraso de la edad de jubilación en España. *Gaceta Sanitaria*, 33(1), 82–84. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2017.10.010>.
- Medellín, N. (2019). *Panorama de Envejecimiento y Atención a la Dependencia*. Retrieved from blogs.iadb.org/salud.
- Menicheti, J., Cipresso, P., Bussolin, D., & Graffigna, G. (2016). Engaging older people in healthy and active lifestyles: a systematic review. *Ageing and Society*, 36(10), 2036–2060. <https://doi.org/10.1017/S0144686X15000781>.
- Minicuci, N., & Bélanger, A. (2008). *Discapacidad y Esperanza de Vida Saludable: una comparación entre Italia, Bulgaria, Canadá, y siete ciudades de América Latina y el Caribe. Resumen. Congreso de la Asociación Latinoamericana de población*.
- Moreno, X., Albala, C., Lera, L., Leyton, B., Angel, B., & Sánchez, H. (2018). Gender, nutritional status and disability-free life expectancy among older people in Santiago, Chile. *PLOS ONE*, 13(3), 18. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0194074>.

- Norton, E. C., & Stearns, S. C. (2009). Health Care Expenditures. In P. Uhlenberg (Ed.), *International Handbook of Population Aging* (pp. 631–645). Dordrecht: Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-1-4020-8356-3_28.
- Nusselder, W. J., Looman, C. W. N., Van Oyen, H., Robine, J. M., & Jagger, C. (2010). Gender differences in health of EU10 and EU15 populations: the double burden of EU10 men. *European Journal of Ageing*, 7(4), 219–227. <https://doi.org/10.1007/s10433-010-0169-x>.
- Nusselder, Wilma J., Cambois, E. M., Wapperom, D., Meslé, F., Looman, C. W. N., Yokota, R. T. C., ... Robine, J. M. (2019). Women's excess unhealthy life years: Disentangling the unhealthy life years gap. *European Journal of Public Health*, 29(5), 914–919. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckz114>.
- OECD. (2020). Adult education level (indicator). <https://doi.org/10.1787/36bce3fe-en>
- Palloni, A. (2000). *Living Arrangements of Older Persons* (Paper presented at the United Nations Technical Meeting on Population Ageing and Living Arrangements of Older People. New York, February 8-10, 2000). New York. Retrieved from https://www.researchgate.net/publication/2617643_Living_Arrangements_of_Older_Persons.
- Palloni, A., & McEniry, M. (2007). Aging and Health Status of Elderly in Latin America and the Caribbean: Preliminary Findings. *Journal of Cross-Cultural Gerontology*, 22(3), 263–285. <https://doi.org/10.1007/s10823-006-9001-7>.
- Palloni, A., & Souza, L. (2013). The fragility of the future and the tug of the past: Longevity. *Demographic Research*, 29(September), 543–578. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2013.29.21>.
- Pérez Amador, J., & Gilbert, B. (2006). Una transición en edades avanzadas: cambios en los arreglos residenciales de los adultos mayores en siete ciudades latinoamericanas. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 21(3), 625–661. Retrieved from <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31200303>.
- Permanyer, I., Spijker, J., Blanes, A., & Rentería, E. (2018). Longevity and Lifespan Variation by Educational Attainment in Spain: 1960–2015. *Demography*, 55(6), 2045–2070. <https://doi.org/10.1007/s13524-018-0718-z>.
- Poulain, M., Dal, L., & Herm, A. (2017). Mortality risk by living arrangements for the elderly Belgian population. *Revue Quetelet/Quetelet Journal*, 4(1), 29–56. <https://doi.org/10.14428/rqj2016.04.01.02>.
- Puga, D., Rosero-Bixby, L., Glaser, K., & Castro, T. (2007). Red social y salud del adulto mayor en perspectiva comparada: Costa Rica, España e Inglaterra. *Población y Salud En Mesoamérica*, 5(1). <https://doi.org/10.15517/psm.v5i1.4545>.
- Read, S., Grundy, E., & Foverskov, E. (2016). Socio-economic position and subjective health and well-being among older people in Europe: A systematic narrative review. *Ageing and Mental Health*, 20(5), 529–542. <https://doi.org/10.1080/13607863.2015.1023766>.
- Reher, D., & Requena, M. (2018). Living alone in later life. *Population and Development Review*, 4(PG-250p.), 250p. Retrieved from <http://ezproxy.deakin.edu.au/login?url=http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=gnh&AN=104240&site=ehost-live&scope=site NS>.
- Reuser, M., Willekens, F. J., & Bonneux, L. (2011). Higher education delays and shortens cognitive impairment. A multistate life table analysis of the US Health and Retirement Study. *European Journal of Epidemiology*, 26(5), 395–403. <https://doi.org/10.1007/s10654-011-9553-x>.
- Rivero-cantillano, R., & Spijker, J. (2015). Del rejuvenecimiento al envejecimiento de la población ¿o viceversa?: Chile en el contexto de América Latina, 1950-2050. *Notas de Población*, (101), 127–155. Retrieved from <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/39376>.
- Robards, J., Evandrou, M., Falkingham, J., & Vlachantoni, A. (2012). Marital status, health and mortality. *Maturitas*, 73(4), 295–299. <https://doi.org/10.1016/j.maturitas.2012.08.007>.
- Robine, J.-M., Jagger, C., Mathers, C. D., Crimmins, E. M., & Suzman, R. M. (2002). *Determining Health Expectancies*. (J.-M. Robine, C. Jagger, C. D. Mathers, E. M. Crimmins, & R. M. Suzman, Eds.). Chichester, UK: John Wiley & Sons, Ltd. <https://doi.org/10.1002/0470858885>.

- Robitaille, A., van den Hout, A., Machado, R. J. M., Bennett, D. A., Čukić, I., Deary, I. J., ... Muniz Terrera, G. (2018). Transitions across cognitive states and death among older adults in relation to education: A multistate survival model using data from six longitudinal studies. *Alzheimers and Dementia*, 14(4), 462–472. <https://doi.org/10.1016/j.jalz.2017.10.003>.
- Rodríguez Wong, L., Carvalho, J. A. M. de, & Aguirre, A. (2000). Duración de la transición demográfica en América Latina y su relación con el desarrollo humano. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 15(1), 185. <https://doi.org/10.24201/edu.v15i1.1072>.
- Rothman, S. (2009). *Estimating Attrition Bias in the Year 9 Cohorts of the Longitudinal Surveys of Australian Youth. Longitudinal Surveys of Australian Youth. Technical Report N° 48. Australian Council for Educational Research*. Victoria. Retrieved from https://research.acer.edu.au/lsay_technical/48/.
- Rowland, D. T. (2009). Global Population Aging: History and Prospects. In P. Uhlenberg (Ed.), *International Handbook of Population Aging* (pp. 37–65). Dordrecht: Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-1-4020-8356-3_3.
- Rueda-Salazar, S., Spijker, J., Devolder, D., & Albala, C. (2021). The contribution of social participation to differences in life expectancy and healthy years among the older population: A comparison between Chile, Costa Rica and Spain. *PLoS ONE*, 16(3 March), 1–24. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0248179>.
- Saad, P. M. (2005). Los Adultos Mayores en América latina y el Caribe: arreglos residenciales y transferencias informales. *Notas de Población*, 32(80), 127–154. Retrieved from <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/12970>.
- Sáenz, M. del R., Acosta, M., Bermúdez, J. L., & Muiser, J. (2011). The health system of Costa Rica. *Salud Pública de Mexico*, 53(SUPPL. 2).
- Sevilla, F. (2006). *La universalización de la atención sanitaria. Sistema Nacional de Salud y Seguridad Social. Documentos de trabajo (Laboratorio de alternativas)*. Retrieved from <http://www.academiamengar.es/global/MisArchivos/Documentos/La+universalizaci%F3n+de+la+atenci%F3n+sanitaria.pdf%0Ahttps://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2047838>.
- Shapiro, A., & Keyes, C. L. M. (2008). Marital status and social well-being: Are the married always better off? *Social Indicators Research*, 88(2), 329–346. <https://doi.org/10.1007/s11205-007-9194-3>.
- SHARE-ERIC. (2019). Survey of health, Ageing and retirement in Europe. Release Guide 7.0.0. Munich. Retrieved from http://www.share-project.org/fileadmin/pdf_documentation/SHARE_release_guide_7-0-0.pdf.
- Sierra, H., Cordova, M., Chen, C.-S. J., & Rajadhyaksha, M. (2015). Confocal Imaging-Guided Laser Ablation of Basal Cell Carcinomas: An Ex Vivo Study. *Journal of Investigative Dermatology*, 135(2), 612–615. <https://doi.org/10.1038/jid.2014.371>.
- Spijker, J., & Zueras, P. (2020). Old-Age Care Provision in Spain in the Context of a New System of Long-Term Care and a Lingering Economic Crisis. *Journal of Population Ageing*, 13(1), 41–62. <https://doi.org/10.1007/s12062-018-9232-8>.
- Stephen Crystal, & Siegel, M. J. (2009). Population Aging and Health Care Policy in Cross-National Perspective. In P. Uhlenberg (Ed.), *International Handbook of Population Aging* (springer, pp. 607–630). Dordrecht: Springer Netherlands. <https://doi.org/10.1007/978-1-4020-8356-3>.
- Subsecretaría de Protección Social. (n.d.). Encuesta de Protección Social (EPS). Retrieved from <https://www.previsionsocial.gob.cl/sps/biblioteca/encuesta-de-proteccion-social/>.
- Tomassini, C., Glaser, K., Wolf, D. A., Broese van Groenou, M. I., & Grundy, E. (2004). Living arrangements among older people: an overview of trends in Europe and the USA. *Population Trends*. <https://doi.org/10.1128/JVI.79.9.5762>.

- Tomassini, C., Glaser, K., Wolf, D. A., Broese Van Groenou, M. I., & Grundy, E. (2004). Living arrangements among older people: an overview of trends in Europe and the USA Examines trends in the living arrangements of older people in several European countries and the USA and the reasons for variabilities between those countries. *Population Trends. National Statistics, Spring 200*(115), 24–35. Retrieved from <http://www.statistics.gov.uk/>.
- United Nations. (2019). World Population Prospects 2019. Online edition. Rev.1. Retrieved 30 August 2019, from <https://population.un.org/wpp/Download/Standard/Population/>.
- United Nations Department of Economic and Social Affairs/Population Division. (2019). Living Arrangements of Older Persons Around the World. *Population Facts, 2019/2*, 5–14. Retrieved from https://www.un.org/en/development/desa/population/publications/pdf/popfacts/PopFacts_2019-2.pdf.
- van den Hout, A. (2016). *Multi-State Survival Models for Interval-Censored Data. Monographs On Statistics and Applied Probability* (1st Editio, Vol. 152). New York: Chapman and Hall/CRC. <https://doi.org/10.1201/9781315374321>.
- van den Hout, A., Sum Chan, M., & Matthews, F. (2019). Estimation of life expectancies using continuous-time multi-state models. *Computer Methods and Programs in Biomedicine, 178*(September), 11–18. <https://doi.org/10.1016/j.cmpb.2019.06.004>.
- Van Oyen, H., Cox, B., Jagger, C., Cambois, E., Nusselder, W., Gilles, C., & Robine, J.-M. (2010). Gender gaps in life expectancy and expected years with activity limitations at age 50 in the European Union: associations with macro-level structural indicators. *European Journal of Ageing, 7*(4), 229–237. <https://doi.org/10.1007/s10433-010-0172-2>.
- Van Oyen, H., Nusselder, W., Jagger, C., Kolip, P., Cambois, E., & Robine, J.-M. (2013). Gender differences in healthy life years within the EU: an exploration of the “health–survival” paradox. *International Journal of Public Health, 58*(1), 143–155. <https://doi.org/10.1007/s00038-012-0361-1>.
- Vara, M.-J. (2014). Long-Term Care for Elder Women in Spain: Advances and Limitations. *Journal of Aging & Social Policy, 26*(4), 347–369. <https://doi.org/10.1080/08959420.2014.939894>.
- Vos, S. D. (1990). Extended Family Living Among Older People in Six Latin American Countries. *Journal of Gerontology, 45*(3), S87–S94. <https://doi.org/10.1093/geronj/45.3.S87>.
- WHO. (2001). *International classification of functioning, disability and health*. (W. H. Organization, Ed.). Geneva: WHO Library Cataloguing-in-Publication Data. Retrieved from <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/42407/9241545429.pdf>.
- Wong, R., & Palloni, A. (2009). Aging in Mexico and Latin America. In P. Uhlenberg (Ed.), *International Handbook of Population Aging* (pp. 231–252). Dordrecht: Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-1-4020-8356-3_11.
- Wong, R., Peláez, M., Palloni, A., & Markides, K. (2006). Survey Data for the Study of Aging in Latin America and the Caribbean. *Journal of Aging and Health, 18*(2), 157–179. <https://doi.org/10.1177/0898264305285655>.
- World Health Organization. (2018). Life expectancy and Healthy life expectancy. Data by country. Retrieved 18 December 2020, from <http://apps.who.int/gho/data/node.main.688?lang=en>.
- YI, Z., Crimmins, E. M., Carrière, Y., & Robine, J. (2006). *Longer Life and Healthy Aging*. Springer.
- Zunzunegui, M. V. (2011). Evolución de la discapacidad y la dependencia. Una mirada internacional. *Gaceta Sanitaria, 25*(SUPPL. 2), 12–20. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2011.07.026>.

Año y medio de pandemia: años de vida perdidos debido al COVID-19 en México

Beatriz Novak¹
Paola Vázquez Castillo²

Recibido: 06/09/2021

Aceptado: 05/10/2021

Resumen

En el presente artículo se estiman los años potenciales de vida perdidos (APVP) a consecuencia de las muertes ocurridas en México a causa de la enfermedad por coronavirus (COVID-19) tras un año y medio de pandemia. A partir de los datos de la Dirección General de Epidemiología de la Secretaría de Salud de México, se ha estimado que entre el 18 de marzo de 2020 y el 17 de agosto de 2021 se registraron 3.123.252 casos positivos de infección por SARS-CoV-2, así como 249.525 defunciones, y se perdieron 4.989.194 años de vida, de los cuales el 61,1% corresponde a hombres (Secretaría de Salud, 2021b). El promedio de APVP por cada defunción ronda los 20 años y en por lo menos el 90,0% de los estados más de la mitad de los APVP se registraron entre personas menores de 60 años. Todas las estimaciones muestran diferencias importantes entre las entidades federativas.

Palabras clave: COVID-19, epidemias, mortalidad, promedio de vida, longevidad, estadísticas de mortalidad, México.

¹ Doctora en Sociología por la Universidad de Wisconsin, Madison. Profesora-Investigadora del Centro de Estudios Demográficos, Urbanos y Ambientales de El Colegio de México (COLMEX). Correo electrónico: bnovak@colmex.mx.

² Maestra en Demografía por El Colegio de México (COLMEX). Asistente de investigación. Universidad del Sur de Dinamarca. Correo electrónico: pavaz@sdu.dk.

Abstract

This article estimates the potential years of life lost (PYLL) owing to deaths from coronavirus disease (COVID-19) in Mexico year and a half since the onset of the pandemic. Using data from the General Directorate of Epidemiology in Mexico's Secretariat of Health, it has been estimated that between 18 March 2020 and 17 August 2021, there were 3,123,252 cases positive for SARS-CoV-2 infection, 249,525 deaths, and 4,989,194 years of life lost, with men accounting for 61.1% of those years. The average PYLL per death is approximately 20 years and in at least 90% of the States, more than half of PYLL corresponded to persons under 60 years of age. All the estimates show significant differences among the States.

Keywords: COVID-19, epidemics, mortality, life expectancy, longevity, mortality statistics, Mexico.

Résumé

Cet article estime le nombre d'années potentielles de vie perdues (APVP) en raison des décès attribuables au coronavirus (COVID-19) au Mexique après un an et demi de pandémie. Sur la base des données de la Direction générale de l'épidémiologie du ministère mexicain de la Santé, on estime qu'entre le 18 mars 2020 et le 17 août 2021, il y a eu 3 123 252 cas positifs d'infection par le SRAS-CoV-2, 249 525 décès et 4 989 194 années de vie perdues, dont 61,1 pour cent chez les hommes (ministère de la Santé, 2021b). Le nombre moyen d'APVP par décès est d'environ 20 ans et dans au moins 90,0 pour cent des états, plus de la moitié des APVP étaient enregistrées chez des personnes de moins de 60 ans. Toutes les estimations révèlent des différences importantes entre les entités fédérales.

Mots clés: COVID-19, épidémies, mortalité, espérance de vie, longévité, statistiques de mortalité, Mexique.

Introducción

Según la Organización Mundial de la Salud (OMS), en la última semana de septiembre de 2021, la pandemia de COVID-19 ya se había cobrado más de 4.700.000 vidas en todo el mundo. De ese total, el 46% de las muertes se registraron en el continente americano. En cuanto al número de defunciones registradas hasta abril de 2021, los tres primeros lugares los ocupaban, en este orden, los Estados Unidos, el Brasil y México. En junio de 2021, México cedió a la India el tercer puesto en el número de muertes por COVID-19 a nivel mundial y pasó a ocupar la cuarta posición, en la que continúa actualmente (OMS, 2021a).

La diferencia entre el número de defunciones observadas en un período determinado y el número esperado de defunciones en ese mismo intervalo de tiempo a partir de las tendencias en períodos anteriores a una determinada crisis sanitaria, en este caso la pandemia de COVID-19, se define como exceso de mortalidad (CEPAL, 2021). El exceso de mortalidad por COVID-19 registrado mundialmente (Bilinski y Emanuel, 2020; Lima y otros, 2020) llevó a calcular su posible efecto sobre la esperanza de vida al nacer en España, los Estados Unidos, Inglaterra y Gales entre otros, y en las distintas regiones del mundo (Aburto y otros, 2021; Andrasfay y Goldman, 2021; Marois, Muttarak y Scherbov, 2020; Trias-Llimós, Riffe y Bilal, 2020). En América, Heuveline y Tzen (2021) estiman que la disminución de la esperanza de vida al nacer en 2020, teniendo en cuenta a hombres y mujeres en su conjunto, variaría entre los 0,02 años para Cuba y los 2,22 años para Panamá.

En el caso de México, los datos facilitados por la Secretaría de Salud (2021b) al 22 de julio de 2020 consignaban un total acumulado de 41.190 muertes. Con esa información, Gallardo (2020) estimó una disminución de la esperanza de vida al nacer de 0,51 años para los hombres y 0,86 años para las mujeres. Sin embargo, a partir de las proyecciones realizadas por el Institute for Health Metrics and Evaluation (IHME) al 1 de noviembre de 2020, sobre la base de una estimación de entre 86.636 y 95.062 muertes, el mismo autor estimó que las pérdidas en la esperanza de vida al nacer para México serían de 1,77 años para los hombres y 1,07 años para las mujeres. Cabe destacar que, a finales de diciembre de 2020, México ya había superado las 121.000 defunciones por COVID-19 (Secretaría de Salud, 2020). Con los datos publicados por la OMS al 1 de junio de 2021 (OMS, 2021b), Heuveline y Tzen (2021) estiman para México una pérdida en la esperanza de vida al nacer de 1,83 años. Asimismo, señalan notables variaciones en la disminución de la esperanza de vida entre los distintos estados, que va desde los 0,54 años en Chiapas a los 3,93 años en Quintana Roo.

Además del número de defunciones, las tasas específicas de mortalidad por edad y la posible disminución de la esperanza de vida al nacer, otra dimensión de los efectos de la mortalidad por COVID-19 se muestra al evaluar los años potenciales de vida perdidos (APVP), un indicador que se viene proponiendo y examinando en la esfera de la salud pública desde mediados del siglo XX (Haenszel, 1950). Mientras que las tasas específicas de mortalidad por edad representan el impacto de la mortalidad general o por causas en una población determinada, la esperanza de vida resume las tasas específicas de mortalidad en un período determinado e informa del promedio de años que una cohorte viviría si dichas

tasas permanecieran constantes (Bonneux, 2002). Por su parte, los APVP miden la carga que representa para la sociedad una determinada enfermedad o condición, pues dimensionan cada muerte en relación con los años que teóricamente ha dejado de vivir cada fallecido. Esta carga, que representa la mortalidad por una determinada condición en una sociedad concreta, se define esencialmente por la edad de las personas en el momento de su muerte y la cantidad de muertes observadas, de modo que la carga es mayor cuanto menor es la edad de defunción (Bonneux, 2002; Martínez y otros, 2019). Los APVP constituyen una medida ampliamente usada para estimar las tasas y la distribución de las muertes prematuras y para medir las pérdidas económicas y sociales derivadas de esas muertes (Gardner y Sanborn, 1990). Para esta investigación, el interés reside en las pérdidas por COVID-19. Ahora bien, no hay un único modo de aplicar el concepto de APVP ligados a una causa específica, dado que los años de vida perdidos no se pueden observar, ya que se calculan bajo un supuesto que estima cuánto habría podido vivir una persona de no haber fallecido por esa causa en cuestión (Devleeschauwer y otros, 2020).

Diversos estudios han utilizado los APVP para calcular la carga que representan las muertes debidas al COVID-19 en países como Alemania, España, los Estados Unidos, la India, Italia, Kenya, los Países Bajos, Portugal, el Reino Unido y Suecia (Bell, 2020; Mitra y otros, 2020; Rypdal y otros, 2020; Vasishtha y otros, 2021; Vieira y otros, 2021). Otros han utilizado los APVP para determinar el impacto económico de la pandemia en sus países (Musango, Nundoochan y Kirigia, 2020; Kirigia y Muthuri, 2020). Por ejemplo, se estimó que los 30.916 fallecimientos a causa del SARS-CoV-2 registrados en Francia al 14 de septiembre de 2020 habían entrañado una pérdida económica promedio de ocho veces el producto interno bruto (PIB) per cápita de Francia (Kirigia y otros, 2020).

En un estudio comparativo se han estimado los APVP a causa del COVID-19 en 81 países, incluidos 18 países de América Latina y el Caribe, entre ellos, México (Pifarré i Arolas y otros, 2021). En este estudio se tienen en cuenta las 122.855 defunciones registradas en México al 28 de diciembre de 2020 y se proyecta que, para el final de la pandemia, el total de defunciones alcanzará los 475.425 fallecidos. A partir de esta cifra, los autores estimaron que, a finales de 2020, la tasa de APVP por cada 100.000 personas fue de 2.055 años y proyectaron que para cuando terminara la pandemia esta cifra prácticamente se habría cuadruplicado. A finales de 2020, entre los países de América Latina y el Caribe, la carga en APVP que representaban las muertes por COVID-19 en México solo era inferior a los años de vida perdidos en el Perú (Pifarré i Arolas y otros, 2021).

Dadas las diferencias por sexo (Pifarré i Arolas y otros, 2021; Quast y otros, 2020; Xu y otros, 2021a) y por regiones (Quast y otros, 2020; Xu y otros, 2021b) detectadas dentro de un mismo país por los distintos estudios que estimaron los APVP a causa del COVID-19, el objetivo del presente estudio es estimar los APVP a raíz de las muertes por COVID-19 ocurridas en México entre el 18 de marzo de 2020 y el 17 de agosto de 2021, desglosados por sexo y entidad federativa.

A. Material y métodos

En el presente estudio se utilizaron los datos recabados por la Dirección General de Epidemiología de la Secretaría de Salud del Gobierno Federal de México para localizar los casos de infección por SARS-CoV-2, el coronavirus que produce la enfermedad infecciosa COVID-19 (Secretaría de Salud, 2021b). Estos datos provienen de dos fuentes, a saber: i) los casos expuestos a través del Sistema de Vigilancia Epidemiológica de Enfermedad Respiratoria Viral (SISVER)³; y ii) los informes elaborados por los distintos centros médicos sobre casos sospechosos o confirmados de COVID-19⁴. Sobre la base de la información recabada a través de estas fuentes, la autoridad sanitaria mexicana genera una base de datos que es de uso público y se actualiza de forma permanente. La fuente de datos utilizada para este estudio es la base de datos generada por la Secretaría de Salud, que contiene información sobre los casos notificados a partir del 18 de marzo de 2020, actualizada al 17 de agosto de 2021 (Secretaría de Salud, 2021b). Se consideran muertes relacionadas con el COVID-19 aquellas en que las personas fueron diagnosticadas con COVID-19 y para las cuales el sistema consignó la fecha del deceso, según la actualización al 17 de agosto de 2021.

Los APVP se calcularon como la suma del número de muertes ocurridas a una determinada edad ponderadas por la esperanza de vida a esa edad. Este cálculo difiere de la forma utilizada habitualmente para su cálculo en que no se usa una tabla de vida estándar considerada como ideal para determinar el peso que se dará a las muertes (Martínez y otros, 2019). Esta decisión coincide con la de otros autores (Pifarré i Arolas y otros, 2021), ya que se quiere evaluar el impacto de la mortalidad por COVID-19 más de un año después del comienzo de la pandemia en un país concreto, México. Para este estudio, las esperanzas de vida se obtuvieron de las tablas de vida por sexo estimadas para el año 2020 para cada una de las entidades federativas de México. Para estimar las tablas de vida, se utilizaron las proyecciones demográficas y de defunciones, desglosadas por entidad federativa y sexo, provistas por el Consejo Nacional de Población (CONAPO, 2021a y 2021b). Es importante mencionar que, cuando se realizaron las proyecciones de población, la enfermedad por SARS-COV-2 no había sido detectada, por lo que esta no se tuvo en cuenta en el esquema de mortalidad. Al utilizar las defunciones estimadas en aquel entonces y las defunciones adicionales provocadas por la pandemia en México, se está contabilizando de manera más efectiva el efecto de la sobremortalidad a causa del COVID-19.

Por consiguiente, en la investigación que nos ocupa, los APVP para cada entidad federativa se calcularon de la siguiente manera:

$$APVP = \sum_{x=0}^{\omega} (D_x * e_x)$$

³ El SISVER trabaja con 475 Unidades de Salud Monitoras de Enfermedades Respiratorias que se encuentran distribuidas entre las 32 entidades federativas. El SISVER entró en funcionamiento el 5 de abril de 2020 (CONAVE, 2020a).

⁴ La autoridad sanitaria mexicana solicitó, a partir del 27 de febrero de 2020, que los establecimientos de atención médica, tanto públicos como privados, informaran sobre los casos de infección por SARS-CoV-2 (CONAVE, 2020b).

Donde D_x es el número de muertes a edad x ; e_x es la esperanza de vida calculada a una edad x ; y ω es la última edad en la tabla de mortalidad, en este caso 109+. Una de las principales diferencias con otras propuestas para calcular los APVP es que, generalmente, se asume que el tiempo remanente de vida es $e_0 - x$. Sin embargo, esa matemática no siempre se cumple. Por ejemplo, en muchas sociedades modernas $e_1 > e_0$. Por eso, en este caso se calculó la esperanza de vida para cada edad y esa es la cifra que se considera como el tiempo de vida remanente no vivido por la persona fallecida. Cabe aclarar que, debido a su construcción, los APVP dan más peso a las muertes en edades más tempranas, ya que se espera que las personas jóvenes dejen de vivir más años que las personas mayores.

Asimismo, para calcular las tasas de APVP por cada 100.000 habitantes se utilizó la población a mitad de año estimada por el CONAPO (2021a) y desglosada por sexo para cada una de las entidades federativas, en vez de la población a mitad de año de una población estándar:

$$\text{Tasas de APVP por } 100.000 = \frac{APVP}{\bar{N}} * 100.000$$

Donde \bar{N} es la población a mitad de período en cada entidad federativa. Las tasas de APVP estandarizadas a nivel estatal permiten la comparación entre estados.

Todos los análisis se realizaron usando Stata 16.1. Los valores p , utilizados para determinar las diferencias en la edad media de defunción, se obtuvieron de la estimación de una prueba de hipótesis bilateral, con valores de $p < 0,05$ que se consideraron significativos desde el punto de vista estadístico.

B. Resultados

De los 9.156.383 registros incluidos en la base de datos facilitada por la Secretaría de Salud (2021b), el 34,1% de las personas fueron diagnosticadas con COVID-19. En el 60,6% de los casos, las personas recibieron un diagnóstico de COVID-19 negativo y en el 5,3% el diagnóstico fue incierto.

Entre las personas diagnosticadas con COVID-19, esto es, un total de 3.123.252, se registraron 249.525 defunciones (155.412 hombres y 94.113 mujeres). El número de defunciones varía entre las distintas entidades federativas; la menor cantidad de defunciones se registró en Colima, tanto entre los hombres (867) como entre las mujeres (534), mientras que el mayor número de defunciones se produjo en el estado de México, tanto entre los hombres (25.521) como entre las mujeres (14.006). En todas las entidades federativas, la cantidad de defunciones fue mayor entre los hombres que entre las mujeres. Esto podría deberse a que las diferencias biológicas entre los sexos son susceptibles de incidir en los

mecanismos patogénicos del COVID-19 y el riesgo de infección, así como en la gravedad de la enfermedad y su desenlace (Haitao y otros, 2020). La menor diferencia entre las defunciones de hombres y mujeres se registra en Sonora, donde las muertes de hombres son un 35,0% superiores a las de mujeres. En cambio, la mayor diferencia se observa en Chiapas, donde las defunciones de hombres prácticamente duplican a las de mujeres (véase el cuadro 1).

En México, la edad media en el momento de la muerte es de 62,5 años (desviación estándar 14,4) para los hombres y 64,0 años (desviación estándar 14,3) para las mujeres ($p < 0,001$)⁵. La edad media de defunción también difiere entre los estados: la más elevada se registró en el estado de Michoacán para los hombres (69,9 años) y en Nayarit para las mujeres (67,1 años). En cambio, la edad media de defunción más baja tanto para hombres como para mujeres se registró en Quintana Roo (58,6 años y 60,6 años, respectivamente) (véase el cuadro 1). Las diferencias en la edad media en el momento de la muerte de hombres y mujeres varían entre los estados en un rango que va desde una diferencia nula (Aguascalientes, Campeche, Chiapas, Coahuila, Colima, Durango, Guerrero, Michoacán, Nayarit, Sinaloa, Sonora y Yucatán) hasta unos 3,0 años en Chihuahua. Además, la edad media de defunción siempre es mayor entre las mujeres que entre los hombres. Los únicos estados en los que esto no se cumple son Michoacán, donde la diferencia es de algo más de 5 años, y Zacatecas, donde hay aproximadamente un año de diferencia (véase el cuadro 1).

La edad es uno de los determinantes más significativos de la mortalidad por COVID-19, sobre todo en el caso de las personas mayores de 60 años (Bonanad y otros, 2020). Al analizar la distribución de las muertes según el rango de edad, se observa que en México el 60,1% y el 65,2% de las defunciones por COVID-19, de hombres y mujeres, respectivamente, correspondieron a personas de 60 años o más (mientras que el 18,5% y el 14,9% de las defunciones ocurridas correspondieron a menores de 50 años, y el 21,3% y el 19,9% correspondieron a hombres y mujeres, respectivamente, de entre 50 y 59 años). Sin embargo, también aquí se observan diferencias entre los estados: la proporción de defunciones de personas de 60 años o más varía entre el 46,7% y el 72,4% registrados en Quintana Roo y Nayarit, respectivamente, en el caso de los hombres, y entre el 54,4% y el 73,6% registrados en Baja California Sur y Nayarit, respectivamente, en el caso de las mujeres. Casi siempre, la proporción de muertes de personas de 60 años o más es mayor entre las mujeres, a excepción de Zacatecas, donde es mayor entre los hombres, y de Durango, Sinaloa y Coahuila, donde la proporción es básicamente la misma entre hombres y mujeres (véase el cuadro 2).

⁵ Diferencia entre la edad media de defunción de hombres y mujeres.

Cuadro 1

México: población diagnosticada con COVID-19 que falleció entre el 18 de marzo de 2020 y el 17 de agosto de 2021, desglosada por entidad federativa y sexo

Entidad	Hombres		Mujeres		Proporción de hombres respecto de mujeres (porcentajes)	Valor p
	Muertes	Promedio edad a la muerte (desviación estándar)	Muertes	Promedio edad a la muerte (desviación estándar)		
Aguascalientes	1 529	63,2 (15,7)	1 005	64,1 (16,2)	152,1	0,657
Baja California	5 375	61,9 (14,6)	3 611	63,8 (14,2)	148,9	***
Baja California Sur	1 288	59,0 (15,5)	828	60,6 (15,3)	155,6	*
Campeche	991	62,8 (14,3)	578	62,9 (13,7)	171,5	0,845
Chiapas	1 258	63,5 (13,9)	634	63,6 (14,4)	198,4	0,819
Chihuahua	4 593	62,4 (14,6)	3 124	63,8 (14,3)	147,0	***
Ciudad de México	23 369	62,4 (14,1)	13 372	65,3 (14,0)	147,8	***
Coahuila	3 875	63,6 (14,0)	2 787	63,8 (13,6)	139,0	0,483
Colima	867	64,7 (14,0)	534	65,8 (14,3)	162,4	0,147
Durango	1 565	64,5 (14,1)	1 052	64,4 (13,1)	148,8	0,940
Estado de México	25 521	60,4 (14,1)	14 006	62,2 (14,1)	182,2	***
Guanajuato	6 916	63,6 (14,3)	4 384	64,3 (14,4)	157,8	*
Guerrero	3 236	64,2 (14,2)	1 942	64,7 (15,3)	166,6	0,177
Hidalgo	4 344	60,8 (14,3)	2 329	62,7 (14,5)	186,5	***
Jalisco	8 679	64,8 (14,4)	5 229	65,5 (14,4)	166,0	**
Michoacán	4 015	69,9 (14,4)	2 438	64,3 (14,1)	164,7	0,323
Morelos	2 417	64,3 (14,2)	1 301	65,9 (13,6)	185,8	**
Nayarit	1 388	66,8 (14,4)	855	67,1 (14,5)	162,3	0,589
Nuevo León	6 446	63,7 (14,5)	4 216	65,2 (14,3)	152,9	***
Oaxaca	2 781	61,9 (14,7)	1 537	63,5 (15,2)	180,9	**
Puebla	8 170	60,8 (14,3)	4 584	63,0 (14,1)	178,2	***
Querétaro	3 012	61,2 (14,4)	1 715	63,4 (13,8)	175,6	***
Quintana Roo	2 283	58,6 (14,5)	1 238	60,6 (15,0)	184,4	***
San Luis Potosí	3 428	63,3 (14,5)	2 218	65,1 (14,2)	154,6	***
Sinaloa	4 318	65,0 (14,7)	3 151	65,1 (14,6)	137,0	0,947
Sonora	4 181	64,7 (14,3)	3 094	65,3 (14,4)	135,1	0,093
Tabasco	2 809	61,4 (14,3)	1 768	62,7 (14,2)	158,9	**
Tamaulipas	3 362	61,6 (14,7)	2 297	62,6 (14,7)	146,4	*
Tlaxcala	1 667	60,8 (13,9)	974	62,6 (14,4)	171,1	**
Veracruz	7 038	63,1 (13,7)	4 283	64,1 (13,9)	164,3	***
Yucatán	2 918	64,8 (14,5)	1 803	65,5 (13,6)	161,8	0,100
Zacatecas	1 773	65,5 (14,6)	1 226	64,2 (14,4)	144,6	*

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Secretaría de Salud, "Datos abiertos Dirección General de Epidemiología", 2021 [en línea] <https://www.gob.mx/salud/documentos/datos-abiertos-152127> [fecha de consulta: 17 de agosto].

Nota: Prueba t-Student, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001 (diferencias entre hombres y mujeres en promedio edad a la muerte).

Cuadro 2

México: proporción de la población diagnosticada con COVID-19 que falleció entre el 18 de marzo de 2020 y el 17 de agosto de 2021, desglosada por entidad federativa, sexo y rango de edad

Entidad	Hombres				Mujeres			
	Menor de 50 años (porcentajes)	50 a 59 años (porcentajes)	60 a 69 años (porcentajes)	70 años y más (porcentajes)	Menor de 50 años (porcentajes)	50 a 59 años (porcentajes)	60 a 69 años (porcentajes)	70 años y más (porcentajes)
Aguascalientes	18,6	18,1	25,6	37,7	15,6	17,8	25,9	40,7
Baja California	19,8	22,0	26,4	31,8	15,3	21,2	28,0	35,5
Baja California Sur	29,1	22,4	22,4	26,1	25,0	20,6	25,5	28,9
Campeche	17,9	23,5	24,3	34,3	15,8	21,6	32,5	30,1
Chiapas	16,6	20,1	28,2	35,1	15,0	18,9	29,5	36,6
Chihuahua	18,6	22,4	25,5	33,5	15,2	21,2	26,6	37,0
Ciudad de México	18,5	21,8	27,4	32,3	13,0	18,4	28,3	40,3
Coahuila	16,4	18,8	27,9	36,9	13,8	20,8	29,2	36,2
Colima	14,9	19,8	26,2	39,1	12,4	18,9	24,7	44,0
Durango	14,1	19,4	27,5	39,0	13,6	20,7	30,5	35,2
Estado de México	21,9	23,9	27,2	27,0	17,2	22,3	29,2	31,3
Guanajuato	15,9	20,6	26,7	36,8	13,9	20,0	28,4	37,7
Guerrero	15,3	18,6	27,7	38,4	14,7	17,0	27,6	40,7
Hidalgo	21,7	22,9	27,0	28,4	18,0	20,5	28,1	33,4
Jalisco	15,6	16,3	27,2	40,9	13,2	16,9	27,8	42,1
Michoacán	16,3	19,2	27,0	37,5	14,8	18,3	29,8	37,1
Morelos	14,3	20,1	28,4	37,2	10,4	19,1	29,1	41,4
Nayarit	12,8	14,8	25,1	47,3	10,4	16,0	25,0	48,6
Nuevo León	16,4	20,8	25,5	37,3	13,6	18,7	27,1	40,6
Oaxaca	18,2	22,4	27,8	31,6	15,4	20,4	27,8	36,4
Puebla	20,7	24,3	27,3	27,7	16,1	21,5	29,1	33,4
Querétaro	21,5	21,9	26,9	29,7	15,2	20,9	30,9	33,0
Quintana Roo	28,1	25,1	22,1	24,7	22,2	23,0	26,7	29,1
San Luis Potosí	17,4	20,2	27,0	35,4	13,7	18,8	27,2	40,3
Sinaloa	15,8	16,7	24,5	43,0	14,6	18,1	24,9	42,4
Sonora	15,2	18,8	26,1	39,9	14,7	17,2	25,7	42,4
Tabasco	20,7	23,0	27,6	28,7	15,8	23,0	29,6	31,6
Tamaulipas	20,5	23,3	24,5	31,7	18,2	21,1	27,8	32,9
Tlaxcala	21,0	24,8	25,6	28,6	17,1	21,6	27,6	33,7
Veracruz	15,8	22,2	28,8	33,2	13,9	20,6	28,9	36,6
Yucatán	16,0	17,0	25,2	41,8	11,8	17,4	30,1	40,7
Zacatecas	13,4	18,3	25,8	42,5	14,2	19,9	28,1	37,8

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Secretaría de Salud, "Datos abiertos Dirección General de Epidemiología", 2021 [en línea] <https://www.gob.mx/salud/documentos/datos-abiertos-152127> [fecha de consulta: 17 de agosto].

Las defunciones mexicanas causadas por el COVID-19 representan 3.047.173 APVP entre los hombres y 1.942.021 APVP entre las mujeres. Es decir, en conjunto, hasta la fecha en México se han dejado de vivir casi 5 millones de años debido a la pandemia de COVID-19. Estos APVP suponen pérdidas sociales y económicas incuantificables para el país. Los hombres han perdido un 61,1% más de años potenciales de vida que las mujeres. Al igual que ocurre con el número de muertes en términos absolutos, la cantidad de APVP varía mucho entre las entidades federativas: la menor cantidad de APVP se registra en Colima (15.855 y 10.210 años para hombres y mujeres, respectivamente), mientras que la mayor cantidad se registra en el Estado de México (544.110 y 303.817 años para hombres y mujeres, respectivamente). En todos los casos, los APVP son superiores entre los hombres que entre las mujeres, y la variación proporcional registrada entre ambos sexos va desde el 22,2% en Sinaloa hasta el 81,2% en Chiapas (véase el cuadro 3).

En el cuadro 3 también figura el promedio de APVP por cada defunción, es decir, el número de años que, en promedio, no vivió cada uno de los fallecidos. En México, este indicador es de 19,5 años para los hombres, con un rango de variación de entre 16,9 años (Nayarit) y 22,3 años (Baja California Sur y Quintana Roo), y de 20,6 años para las mujeres, con una variación de entre 18,2 años (Nayarit) y 23,8 años (Baja California Sur) (véase el cuadro 3). El promedio de APVP por cada fallecimiento es inversamente proporcional a la edad de defunción. En este caso, Quintana Roo y Baja California Sur son las entidades donde cada muerte representa más años perdidos para ambos sexos, mientras que en los estados de la región occidental se registra el menor promedio de APVP por cada muerte.

En cuanto a la distribución de los APVP por edad en México, como se ha visto anteriormente, más del 60,0% de las personas fallecidas de ambos sexos tenían 60 años o más. Por lo tanto, no sorprende que más de la mitad de los APVP se produzcan en las edades menores de 60 años, tanto entre los hombres (60,1%) como entre las mujeres (54,9%), ya que los APVP tienden a dar más peso a las muertes más jóvenes. En los países de ingreso alto, la mayor parte de los APVP obedecen a defunciones en los grupos de mayor edad. En cambio, en los países de ingreso mediano y bajo, la mayor proporción de APVP se debe al fallecimiento de personas de 55 años o menos (Pifarré i Arolas y otros, 2021), como ocurre en México. A excepción de los casos de Morelos y Yucatán para las mujeres y de Nayarit para ambos sexos, la proporción de APVP entre las personas menores de 60 años es superior al 50,0%, lo que refleja una mayor proporción de muertes a esas edades. Al igual que ocurre en los resultados anteriores, el rango de variación de la distribución de los APVP es amplio cuando las entidades federativas se consideran por separado: va desde los mínimos del 48,4% para los hombres y el 47,1% para las mujeres, registrados ambos en Nayarit, hasta los máximos del 72,0% para los hombres y del 66,1% para las mujeres, observados en Quintana Roo y Baja California Sur, respectivamente. En todas las entidades federativas, excepto en Zacatecas, la proporción de APVP entre las personas menores de 60 años es superior entre los hombres que entre las mujeres, lo cual refleja también la mayor proporción de muertes masculinas (véase el cuadro 4).

Cuadro 3

México: años potenciales de vida perdidos (APVP) y promedio de años perdidos por cada muerte relacionada con el COVID-19 ocurrida entre el 18 de marzo de 2020 y el 17 de agosto de 2021, desglosados por entidad federativa y sexo

Entidad	Hombres		Mujeres		Proporción de APVP entre los hombres respecto de las mujeres (<i>porcentajes</i>)	Diferencia entre hombres y mujeres de los años perdidos por cada muerte
	APVP	Promedio de años perdidos por cada muerte	APVP	Promedio de años perdidos por cada muerte		
Aguascalientes	29 705	19,4	21 165	21,1	140,3	-1,6
Baja California	107 965	20,1	76 401	21,2	141,3	-1,1
Baja California Sur	28 757	22,3	19 709	23,8	145,9	-1,5
Campeche	19 007	19,2	12 254	21,2	155,1	-2,0
Chiapas	23 737	18,9	13 099	20,7	181,2	-1,8
Chihuahua	90 350	19,7	65 820	21,1	137,3	-1,4
Ciudad de México	465 971	19,9	269 134	20,1	173,1	-0,2
Coahuila	72 647	18,7	58 137	20,9	125,0	-2,1
Colima	15 855	18,3	10 210	19,1	155,3	-0,8
Durango	28 438	18,2	21 334	20,3	133,3	-2,1
Estado de México	544 110	21,3	303 817	21,7	179,1	-0,4
Guanajuato	129 791	18,8	90 086	20,5	144,1	-1,8
Guerrero	57 115	17,6	37 711	19,4	151,5	-1,8
Hidalgo	89 242	20,5	49 706	21,3	179,5	-0,8
Jalisco	155 950	18,0	102 646	19,6	151,9	-1,7
Michoacán	75 310	18,8	48 587	19,9	155,0	-1,2
Morelos	44 261	18,3	24 506	18,8	180,6	-0,5
Nayarit	23 469	19,9	15 545	18,2	151,0	-1,3
Nuevo León	121 440	18,8	84 736	20,1	143,3	-1,3
Oaxaca	54 818	19,7	31 710	20,6	172,9	-0,9
Puebla	167 458	20,5	97 571	21,3	171,6	-0,8
Querétaro	61 918	20,6	36 391	21,2	170,1	-0,7
Quintana Roo	50 830	22,3	29 004	23,4	175,2	-1,2
San Luis Potosí	64 820	18,9	43 111	19,4	150,4	-0,5
Sinaloa	76 675	17,8	62 742	19,9	122,2	-2,2
Sonora	75 255	18,0	61 436	19,9	122,5	-1,9
Tabasco	56 562	20,1	38 202	21,6	148,1	-1,5
Tamaulipas	67 387	20,0	50 030	21,8	134,7	-1,7
Tlaxcala	34 476	20,7	21 042	21,6	163,8	-0,9
Veracruz	130 950	18,6	86 155	20,1	152,0	-1,5
Yucatán	51 834	17,8	34 821	19,3	148,9	-1,5
Zacatecas	31 069	17,5	25 202	20,6	123,3	-3,0

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Secretaría de Salud, "Datos abiertos Dirección General de Epidemiología", 2021 [en línea] <https://www.gob.mx/salud/documentos/datos-abiertos-152127> [fecha de consulta: 17 de agosto].

Cuadro 4

México: distribución porcentual de los años potenciales de vida perdidos (APVP) por las muertes relacionadas con el COVID-19 ocurridas entre el 18 de marzo de 2020 y el 17 de agosto de 2021, desglosada por entidad federativa y sexo

Entidad	Hombres				Mujeres			
	APVP Menor de 50 años (porcentajes)	APVP 50 a 59 años (porcentajes)	APVP 60 a 69 años (porcentajes)	APVP 70 años y más (porcentajes)	APVP Menor de 50 años (porcentajes)	APVP 50 a 59 años (porcentajes)	APVP 60 a 69 años (porcentajes)	APVP 70 años y más (porcentajes)
Aguascalientes	36,3	22,5	22,5	18,7	33,0	22,6	23,8	20,6
Baja California	35,3	26,5	22,8	15,4	29,1	27,5	25,7	17,7
Baja California Sur	47,2	24,5	17,2	11,1	42,4	23,7	20,9	13,0
Campeche	32,7	29,1	21,1	17,1	29,0	27,1	29,1	14,8
Chiapas	30,6	25,4	25,8	18,2	30,0	24,0	26,6	19,4
Chihuahua	33,8	27,5	22,3	16,4	29,2	27,3	24,6	18,9
Ciudad de México	33,3	26,7	23,9	16,1	26,1	25,1	27,4	21,4
Coahuila	31,3	24,0	25,3	19,4	26,8	26,9	27,2	19,1
Colima	28,9	26,3	24,3	20,5	25,8	26,3	24,4	23,5
Durango	27,9	25,6	26,0	20,5	25,4	27,4	28,8	18,4
Estado de México	37,3	27,4	22,3	13,0	31,8	27,2	25,5	15,5
Guanajuato	30,5	26,4	24,1	19,0	27,8	26,1	26,5	19,6
Guerrero	30,3	24,1	25,5	20,1	30,9	22,3	25,9	20,9
Hidalgo	37,6	26,6	22,3	13,5	33,5	25,3	24,8	16,4
Jalisco	31,2	21,5	25,4	21,9	27,5	23,1	26,9	22,5
Michoacán	31,3	24,6	24,7	19,4	29,2	23,9	27,8	19,1
Morelos	28,0	26,4	26,5	19,1	22,0	26,6	28,9	22,5
Nayarit	27,5	20,9	25,3	26,3	23,9	23,2	25,9	27,0
Nuevo León	31,3	26,5	23,1	19,1	27,2	25,2	26,1	21,5
Oaxaca	33,6	27,1	23,8	15,5	31,0	25,7	21,2	18,1
Puebla	36,1	28,3	22,6	13,0	30,3	26,8	26,1	16,8
Querétaro	37,4	25,7	22,6	14,3	28,4	26,6	28,3	16,7
Quintana Roo	44,7	27,3	17,0	11,0	39,1	25,1	22,0	13,8
San Luis Potosí	32,7	25,3	24,3	17,7	27,6	25,3	26,1	21,0
Sinaloa	31,7	22,2	23,2	22,9	29,5	24,4	23,8	22,3
Sonora	29,8	24,9	24,5	20,8	29,4	23,4	24,8	22,4
Tabasco	36,1	22,2	23,1	13,6	29,8	28,4	26,3	15,5
Tamaulipas	36,4	27,9	20,6	15,1	33,8	25,9	24,5	15,8
Tlaxcala	35,7	28,9	21,6	13,8	32,0	26,5	24,7	16,8
Veracruz	29,4	28,0	25,7	16,9	27,3	26,8	27,0	18,9
Yucatán	31,8	22,5	23,6	22,1	24,4	23,8	29,6	22,2
Zacatecas	27,8	24,8	24,7	22,7	28,2	25,8	26,4	19,6

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Secretaría de Salud, "Datos abiertos Dirección General de Epidemiología", 2021 [en línea] <https://www.gob.mx/salud/documentos/datos-abiertos-152127> [fecha de consulta: 17 de agosto].

Para comparar el impacto de las muertes por COVID-19 en las distintas entidades federativas, se estimaron las tasas de APVP por cada 100.000 habitantes. Como era de esperar, la variación de estas tasas entre las entidades federativas es importante. Ciudad de México registra la mayor tasa de APVP tanto entre los hombres como entre las mujeres (10.818 y 5.713 APVP por cada 100.000 habitantes, respectivamente). Por su parte, Chiapas tiene la menor tasa de APVP tanto entre los hombres como entre las mujeres (847 y 448 APVP por cada 100.000 habitantes, respectivamente). En todos los estados estas tasas son inferiores entre las mujeres que entre los hombres. La diferencia entre hombres y mujeres en la proporción de APVP por cada 100.000 habitantes varía entre el 24% registrado en Sinaloa y Sonora y el 92% observado en Hidalgo y Morelos (véase el cuadro 5).

Cuadro 5

México: tasas de años potenciales de vida perdidos (APVP) por muertes relacionadas con el COVID-19 ocurridas entre el 18 de marzo de 2020 y el 17 de agosto de 2021, desglosadas por entidad federativa y sexo

Entidad	APVP por 100.000		
	Hombres	Mujeres	Proporción de APVP por 100.000 entre los hombres respecto de las mujeres (<i>porcentajes</i>)
Aguascalientes	4 204	2 907	145
Baja California	5 946	4 200	142
Baja California Sur	7 031	4 981	141
Campeche	3 843	2 422	159
Chiapas	847	448	189
Chihuahua	4 795	3 433	140
Ciudad de México	10 818	5 713	189
Coahuila	4 525	3 604	126
Colima	4 056	2 589	157
Durango	3 085	2 252	137
Estado de México	6 391	3 408	187
Guanajuato	4 273	2 823	151
Guerrero	3 226	1 999	161
Hidalgo	5 984	3 116	192
Jalisco	3 761	2 408	156
Michoacán	3 210	1 960	164
Morelos	4 463	2 329	192
Nayarit	3 643	2 412	151
Nuevo León	4 331	3 020	143
Oaxaca	2 756	1 472	187
Puebla	5 262	2 851	185
Querétaro	5 508	3 150	175
Quintana Roo	5 845	3 398	172
San Luis Potosí	4 633	2 939	158
Sinaloa	4 889	3 950	124
Sonora	4 923	3 974	124
Tabasco	4 466	2 926	153
Tamaulipas	3 732	2 712	138
Tlaxcala	5 125	2 975	172
Veracruz	3 159	1 961	161
Yucatán	4 660	3 037	153
Zacatecas	3 795	2 973	128

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Secretaría de Salud, "Datos abiertos Dirección General de Epidemiología", 2021 [en línea] <https://www.gob.mx/salud/documentos/datos-abiertos-152127> [fecha de consulta: 17 de agosto].

Estos resultados muestran que los estados del sureste de México, y en especial Chiapas, conforman la región con menos pérdidas por cada 100.000 habitantes en ambos sexos. Esto puede deberse a que la estructura etaria de estos estados es más joven y, por lo tanto, se encuentran rezagados en la transición demográfica, lo que los convierte en los estados con menor esperanza de vida del país.

C. Discusión

El presente estudio tiene por objeto ahondar en los conocimientos sobre el impacto de la pandemia de COVID-19 en la mortalidad en México un año y medio después de que se registrara la primera muerte atribuida a la infección por SARS-CoV-2 en el país. Para esto, se han estimado los APVP en el país, desglosados por entidad federativa y sexo. Este trabajo no pretende estimar el exceso de mortalidad, sino cuantificar los años de vida que se han perdido a causa de las muertes por COVID-19. Como se ha señalado anteriormente, las defunciones a edades tempranas dan lugar a mayores pérdidas en términos de años que las ocurridas a edades avanzadas, por lo que medir de manera adecuada estas pérdidas sirve como guía a la hora de formular las políticas públicas.

Los resultados varían de forma notable entre las distintas entidades federativas y se ha constatado que, entre el 18 de marzo de 2020 y el 17 de agosto de 2021, debido a las 249.525 muertes causadas por el COVID-19, en México se perdieron alrededor de 5 millones de años de vida, lo que equivale a más de 10 veces los APVP perdidos en 2009 en el país a raíz de la pandemia de influenza estacional de la gripe A (H1N1) (Charu y otros, 2011). Si se considera que la esperanza de vida estimada en México en 2020 era de 75,23 años, los APVP estimados equivaldrían a más de 66.000 “vidas completas” perdidas (es decir, desde el nacimiento hasta la esperanza de vida en 2020).

Del total de APVP, el 61,1% corresponde a los hombres. Los estudios que han profundizado en las diferencias entre los sexos en lo que respecta a los APVP (Pifarré i Arolas y otros, 2021; Hanlon y otros, 2021; Quast y otros, 2020) también muestran una marcada diferencia entre las pérdidas sufridas por hombres y mujeres. Estas divergencias en los APVP entre los hombres y las mujeres obedecen, por un lado, a que la edad de defunción de las mujeres es mayor que la de los hombres (64,0 años frente a 62,5 años) y, por otro, a que el número de hombres fallecidos es un 65,1% superior al de mujeres.

Los resultados también muestran que alrededor del 60,0% de los APVP entre los hombres y más del 55,0% de los APVP entre las mujeres se registraron entre personas menores de 60 años, lo que refleja una mayor proporción de muertes a estas edades. Esto implica un incremento en la carga de dependencia a nivel de los hogares, observado también en otros países en desarrollo (Vasishtha y otros, 2021), que habría que considerar a la hora de diseñar políticas públicas dirigidas a revertir las consecuencias de la pandemia en la sociedad mexicana.

Los años perdidos por cada defunción (esto es, 19,5 años para los hombres y 20,6 años para las mujeres) son comparables a las estimaciones de otros estudios realizados con datos

de México (Pifarré i Arolas y otros, 2021). Sin embargo, nuestros resultados muestran que, en México, los APVP por defunción son mucho mayores que los estimados para España, Italia y el Reino Unido (Pifarré i Arolas y otros, 2021; Hanlon y otros, 2021), dado que en los países de ingreso alto la mayor proporción de APVP corresponde al fallecimiento de personas de 75 años o más (esto es, el grupo de edad que abarcó la mayoría de las muertes) (Pifarré i Arolas y otros, 2021). En el caso de México, poco más de una tercera parte de las defunciones corresponden a personas de 70 años o más. Si bien las casi dos décadas perdidas por defunción (tanto entre los hombres como entre las mujeres) incluyen en su estimación a personas que en 2020 estaban cerca de alcanzar la esperanza de vida al nacer de México⁶, el 39,9% de las defunciones de hombres y el 34,8% de las de mujeres corresponden a personas menores de 60 años, por lo que, como se ha explicado anteriormente, estas pérdidas afectan a personas mucho más jóvenes.

En cuanto a las diferencias en el número de defunciones entre las distintas entidades federativas, estas obedecen a diversos motivos. Por un lado, los niveles de mortalidad general varían mucho entre los estados. En el extremo superior se encontrarían la Ciudad de México, Puebla y Sonora y en el extremo inferior, Chiapas, Quintana Roo y Nayarit (Palacio-Mejía y otros, 2021). Además, en líneas generales, se podría decir que los estados donde se han producido la mayor cantidad de muertes por COVID-19 también son aquellos en los que se realizan más pruebas para detectar las infecciones por SARS-CoV-2, de modo que se diagnostican más casos positivos que en los otros estados (Hernández Bringas, 2020). Ahora bien, el hecho de que las entidades federativas con un mayor número de defunciones realicen más pruebas diagnósticas que otras con un menor número de defunciones podría deberse a que disponen de más recursos, por lo que habría habido mayor disponibilidad de pruebas para el público en general. También podría deberse a que en esos estados las pruebas tuvieron que llevarse a cabo con mayor urgencia dada la gravedad de su situación sanitaria, y no a una mayor cantidad de recursos. Cualquiera de las hipótesis indicaría que la realización de las pruebas no responde a un plan estratégico frente a la pandemia, lo que generaría un sesgo a la hora de determinar las muertes por COVID-19 (Palacio-Mejía y otros, 2021).

Por otro lado, se ha constatado que, en promedio, las entidades federativas con un mayor gasto y capacidad en el ámbito sanitario registran las tasas de mortalidad más bajas (Hannan y Cuesta, 2020). Las diferencias entre estados también ponen de manifiesto la heterogeneidad de las políticas implantadas por las entidades federativas para contener el avance de los contagios por SARS-CoV-2, ante la falta de una respuesta uniforme a nivel nacional. Las medidas adoptadas por los distintos estados no parecen basarse en los resultados de las pruebas para detectar los contagios por SARS-CoV-2, ni tampoco hacen hincapié en la carga local de las infecciones (Knaul y otros, 2021).

El presente estudio tiene algunas limitaciones que es preciso tener en cuenta. En principio, los resultados deben considerarse en su contexto, ya que la pandemia aún no ha terminado y se siguen registrando defunciones a diario. Esto es especialmente importante en el momento actual, pues la variante delta del virus SARS-CoV-2 ya se encuentra en México

⁶ 72,4 años para los hombres y 78,1 años para las mujeres (estimación propia a partir de los datos señalados en el apartado metodológico).

(OPS/OMS, 2021) y presenta una mayor transmisibilidad que las variantes que circulaban previamente (OMS, 2021c), lo que está causando un elevado número de casos entre las personas más jóvenes (Secretaría de Salud, 2021a). Una limitación esencial reside, precisamente, en la fuente de datos utilizada. Por un lado, existen pruebas de que podría haber un notable subregistro de las muertes (Lozano, 2021), con lo que los resultados estarían subestimando los APVP. En consecuencia, los resultados del presente estudio constituirían un límite inferior en términos de APVP. Además, es preciso tener en cuenta que la información utilizada proviene de un sistema centinela de vigilancia epidemiológica. Una de las dificultades de este sistema radica en que, fundamentalmente, identifica a las personas que buscan atención médica. Además, las 475 unidades de atención respiratoria con las que trabaja el SISVER pueden no ser representativas del territorio mexicano, puesto que no se diseñaron para tal fin, sino para detectar brotes de enfermedades respiratorias virales nuevas (Ulloa y otros, 2020).

A pesar de sus limitaciones, los resultados del presente estudio subrayan la importancia de cuantificar el impacto de las muertes por COVID-19 en México, tanto en términos de capital humano como económico. El elevado número de defunciones por COVID-19 en el país se debe en parte al alto número de contagios en una población que se caracteriza por la alta prevalencia de enfermedades no transmisibles en un entorno de profundas inequidades sociales (Gutiérrez y Bertozzi, 2020). Por ejemplo, el riesgo de muerte entre las personas atendidas en servicios de salud privados es menor que el de quienes no recibieron ese tipo de atención. Esto podría atribuirse a la mejor calidad de la atención en esos servicios, aunque a un costo más elevado, lo que pondría de manifiesto un acceso no equitativo a los servicios de salud (Ortiz-Hernández y Pérez-Sastré, 2020).

Los resultados obtenidos ponen de relieve las desigualdades socioeconómicas observadas en México, que se han exacerbado a raíz de la situación sanitaria y la crisis económica derivada de las medidas para contener los contagios (PNUD, 2020). Entre 2018 y 2020, la población en situación de pobreza y pobreza extrema aumentó del 41,9% al 43,9% y del 7,0% al 8,15%, respectivamente, al tiempo que 19 de las 32 entidades federativas experimentaron un incremento en los porcentajes de población en situación de pobreza (los mayores aumentos se registraron en Quintana Roo (17,3%), Baja California Sur (9,0%) y Tlaxcala (8,3%)). Esto obedece a una disminución del 6,9% en el ingreso corriente total per cápita, a raíz de la disminución de casi todas las fuentes de ingresos. Por otra parte, la proporción de población sin acceso a los servicios de salud aumentó del 16,2% al 28,2%, de modo que los mayores incrementos se registraron en Oaxaca (20,6%), Guerrero (19,7%) y Chiapas (17,5%) y los menores, en Chihuahua (5,8%), Sinaloa (6,4%) y Baja California Sur (6,7%) (CONEVAL, 2021).

No obstante, los contagios tempranos y su rápida dispersión se observaron en poblaciones con bajo deterioro social (medido en función de cuatro indicadores de privaciones sociales en materia de educación, salud, servicios básicos y espacios en la vivienda). Estas poblaciones se concentran en espacios de alta densidad demográfica en los que se observa una gran movilidad poblacional (Mendoza-González, 2020), como la Zona Metropolitana del Valle de México, especialmente en el caso de los hombres. La Zona Metropolitana incluye la Ciudad de México y 60 municipios de los estados colindantes del Estado de México e Hidalgo,

lo que asciende a un total de 76 municipios (SEDATU/CONAPO/INEGI, 2018). De acuerdo con la Encuesta Origen-Destino en Hogares de la Zona Metropolitana del Valle de México, en 2017 algo más del 80% de los habitantes hacían uno o más viajes a la semana, principalmente para estudiar o trabajar, por lo que estas personas se concentraban en edades más jóvenes (INEGI/Instituto de Ingeniería, 2017). Esto coincide con los resultados que apuntan a que los estados del país con una mayor cantidad de contagios y muertes son Ciudad de México y Estado de México (Ortega y otros, 2020). A nivel de municipios, se ha constatado que el 16,8% de los 2.457 municipios de México se encontrarían en situación de vulnerabilidad habitacional alta y muy alta debido a la precariedad de los materiales de construcción, la situación de los servicios básicos, el hacinamiento en los hogares, la densidad habitacional y la falta de acceso a los servicios de salud. Además, en esos municipios se registra el mayor número de contagios. En su gran mayoría, estos municipios se encuentran, en primer lugar, en los estados de Oaxaca, Puebla y Veracruz y, en segundo lugar, en los estados de Guerrero, Chipas, Estado de México y Ciudad de México. No obstante, las defunciones se asocian principalmente a la existencia de patologías previas y no a la vulnerabilidad habitacional (Ortega y otros, 2020).

En cuanto a las condiciones de salud, la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición sobre COVID-19 muestra que, en 2020, entre la población mayor de 20 años: el 35,8% y el 40,2% de las mujeres y el 40,6% y el 31,5% de los hombres sufrían sobrepeso y obesidad, respectivamente; el 12,5% de las mujeres y el 9,4% de los hombres tenían diabetes; y el 11,5% de las mujeres y el 19,6% de los hombres padecían hipertensión arterial (Shamah-Levy y otros, 2021). Las enfermedades crónicas no transmisibles incrementan la gravedad de la infección por SARS-CoV-2 (Alyammahi y otros, 2021; Tisminetzky y otros, 2021). Los datos de México muestran que las comorbilidades que más incrementan el riesgo de intubación y la necesidad de cuidados intensivos en pacientes con COVID-19 son la obesidad, las enfermedades inmunosupresoras y la diabetes (Hernández-Galdamez y otros, 2020; Sosa-Rubí y otros, 2021). Sin embargo, también se observó que la marginación a nivel municipal predecía la presentación de casos más graves de COVID-19, independientemente de la edad y las comorbilidades metabólicas (Ortiz-Hernández y Pérez-Sastré, 2020).

Si bien los APVP sirven para medir el impacto de las muertes prematuras asociadas al COVID-19, otros indicadores también pueden reflejar el efecto de las muertes por COVID-19 en la sociedad. Habida cuenta del reciente estancamiento de la esperanza de vida en México (Canudas, García y Echarri, 2015) y de la repercusión adicional que representan las muertes por COVID, la esperanza de vida al nacer podría disminuir. Se ha estimado que la esperanza de vida al nacer en México podría reducirse entre 0,30 y 0,44 años si la prevalencia anual de COVID-19 fuera del 5% y entre 2,75 y 3,74 años si la prevalencia fuera del 50% (CEPAL, 2021). Por otro lado, se ha estimado que, entre marzo de 2020 y abril de 2021, un mínimo de 141.132 menores de 18 años perdieron a la persona que actuaba como cuidador primario (ya sean padres o abuelos con custodia) y que un mínimo de 131.325 jóvenes quedaron huérfanos de padre o madre debido a muertes relacionadas con el COVID-19 (Hillis y otros, 2021).

D. Conclusión

Los resultados del presente estudio ponen de manifiesto el impacto de la pandemia en México, no solo por el elevado número de muertes causadas por el COVID-19, sino también por los años potenciales de vida perdidos. El exceso de mortalidad permite medir la carga de la enfermedad, pero no capta el impacto a largo plazo de estas muertes en las familias, las comunidades y la economía. Su cálculo determina el número de años perdidos que podrían haberse usado para contribuir en el ámbito social en los distintos papeles de un individuo en su comunidad (DuGoff y otros, 2020). Los APVP brindan un marco de referencia que permite cuantificar las pérdidas sufridas por la sociedad mexicana a raíz de las vidas que se han cortado prematuramente. Así mismo, este indicador y su respectiva tasa permiten dimensionar de una forma más efectiva la relación entre las estructuras demográficas de la población y la mortalidad por COVID.

Las pérdidas ascienden a unas dos décadas por defunción, tanto para hombres como para mujeres. Dado que la edad avanzada es uno de los factores de riesgo de muerte más importante entre los pacientes con COVID-19, en algunos lugares se han implantado políticas públicas en materia de salud que consideran que las personas más afectadas por la pandemia son aquellas que, aunque no hubieran contraído la infección, habrían vivido menos años de todos modos (Pifarré i Arolas y otros, 2021). Los resultados de esta investigación muestran que esto no es así. Las diferencias entre las distintas entidades federativas en lo que respecta a los efectos de la infección por SARS-CoV-2 sobre la mortalidad resultan informativas de cara a la adopción de futuras decisiones, tanto las relativas a la salud pública como las orientadas a disminuir la inequidad social.

Bibliografía

- Aburto, J. y otros (2021), "Estimating the burden of COVID-19 pandemic on mortality, life expectancy and lifespan inequality in England and Wales: a population-level analysis", *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 75, N° 8.
- Alyammahi, S. y otros (2021), "The dynamic association between COVID-19 and chronic disorders: an updated insight into prevalence, mechanisms and therapeutic modalities", *Infection, Genetics and Evolution: Journal of Molecular Epidemiology and Evolutionary Genetics in Infectious Diseases*, vol. 87, enero.
- Andrasfay, T. y N. Goldman (2021), "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 (PNAS)*, vol. 118, N° 5, Washington, D.C., Academia de Ciencias de los Estados Unidos.
- Bell, C. (2020), "COVID-19: mortality, future years lost, and demographic structure: Italy and Kenya compared", *WIDER Working Paper*, N° 60, Helsinki, Instituto Mundial de Investigaciones de Economía del Desarrollo (UNU-WIDER).
- Bilinski, A. y E. Emanuel (2020), "COVID-19 and excess all-cause mortality in the US and 18 comparison countries", *Journal of the American Medical Association (JAMA)*, vol. 324, N° 20.
- Bonanad, C. y otros (2020), "The effect of age on mortality in patients with COVID-19: a meta-analysis with 611,583 subjects", *Journal of the American Medical Directors Association*, vol. 21, N° 7.

- Bonneux, L. (2002), "How to measure the burden of mortality?", *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 56, N° 2.
- Canudas, V., V. García y C. Echarri (2015), "The stagnation of the Mexican male life expectancy in the first decade of the 21st century: the impact of homicides and diabetes mellitus", *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 69, N° 1.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2021), *Observatorio Demográfico, 2020* (LC/PUB.2020/20-P), Santiago.
- Charu, V. y otros (2011), "Mortality burden of the A/H1N1 pandemic in México: a comparison of deaths and years of life lost to seasonal influenza", *Clinical Infectious Diseases*, vol. 53, N° 10.
- CONAPO (Consejo Nacional de Población) (2021a), "Población a mitad de año" [en línea] <https://datos.gob.mx/busca/dataset/proyecciones-de-la-poblacion-de-mexico-y-de-las-entidades-federativas-2016-2050>.
- _____(2021b), "Defunciones 1950 - 2050" [en línea] <https://datos.gob.mx/busca/dataset/proyecciones-de-la-poblacion-de-mexico-y-de-las-entidades-federativas-2016-2050>.
- CONAVE (Comité Nacional para la Vigilancia Epidemiológica) (2020a), "Enfermedad COVID-19 por SARS-CoV-2", *Aviso Epidemiológico*, N° 9, 6 de abril [en línea] https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/545445/AE_Enfermedad_COVID-19_SARS-CoV-2_2020.04.06.pdf.
- _____(2020b), "Enfermedad COVID-19 por SARS-CoV-2", *Aviso Epidemiológico*, N° 4, 27 de febrero [en línea] https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/537574/AvisoEpidemiologico_COVID19_27022020_FINAL.pdf.
- CONEVAL (Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social) (2021), "CONEVAL presenta las estimaciones de pobreza multidimensional 2018 y 2020", *Comunicados de Prensa*, N° 9, Ciudad de México, 5 de agosto [en línea] https://www.coneval.org.mx/SalaPrensa/Comunicadosprensa/Documents/2021/COMUNICADO_009_MEDICION_POBREZA_2020.pdf.
- Devleeschauwer, B. y otros (2020), "Valuing the years of life lost due to COVID-19: the differences and pitfalls", *International Journal of Public Health*, vol. 65, N° 6.
- DuGoff, E. y otros (2020), "The impact of COVID-19 on years of life lost", Health Care Cost Institute, 14 de octubre [en línea] <https://www.thinkbrg.com/insights/publications/covid-years-of-life-lost/>.
- Gallardo, A. (2020), "Efecto del COVID-19 en la expectativa de vida al nacer en México", *Nexos*, 29 de julio [en línea] <https://datos.nexos.com.mx/?p=1557>.
- Gardner, J. y J. Sanborn (1990), "Years of potential life lost (YPLL): What does it measure?", *Epidemiology*, vol. 1, N° 4, julio.
- Gutiérrez, J. y S. Bertozzi (2020), "Non-communicable diseases and inequalities increase risk of death among COVID-19 patients in Mexico", *PLoS ONE*, vol. 15, N° 10.
- Haenszel, W. (1950), "A standardized rate for mortality defined in units of lost years of life", *American Journal of Public Health*, vol. 40, N° 1.
- Haitao, T. y otros (2020), "COVID-19 and sex differences: mechanisms and biomarkers", *Mayo Clinic Proceedings*, vol. 95, N° 10.
- Hannan, S. y J. Cuesta (2020), "A Mexican state-level perspective on COVID-19 and its economic fallout", *IMF Working Papers*, N° 214, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI), octubre.
- Hanlon, P. y otros (2021), "COVID-19, exploring the implications of long-term condition type and extent of multimorbidity on years of life lost: a modelling study", *Wellcome Open Research*, vol. 5, N° 75.
- Hernández Bringas, H. (2020), "COVID-19 en México: un perfil sociodemográfico", *Notas de Población*, N° 111 (LC/PUB.2020/19-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Hernández-Galdamez, D. y otros (2020), "Increased risk of hospitalization and death in patients with COVID-19 and pre-existing noncommunicable diseases and modifiable risk factors in Mexico", *Archives of Medical Research*, vol. 51, N° 7, octubre.

- Heuveline, P. y M. Tzen (2021), “Beyond deaths per capita: comparative COVID-19 mortality indicators”, *BMJ Open*, vol. 11, N° 3.
- Hillis, S. y otros (2021), “Global minimum estimates of children affected by COVID-19-associated orphanhood and deaths of caregivers: a modelling study”, *The Lancet*, vol. 398, N° 10298.
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía)/Instituto de Ingeniería (2017), “Encuesta Origen-Destino en Hogares de la Zona Metropolitana del Valle de México: (EOD 2017)” [en línea] https://www.inegi.org.mx/contenidos/programas/eod/2017/doc/resultados_eod_2017.pdf.
- Kirigia, J. y R. Muthuri (2020), “The fiscal value of human lives lost from coronavirus disease (COVID-19) in China”, *BMC Research Notes*, vol. 13.
- Kirigia, J. y otros (2020), “The discounted value of human lives lost due to COVID-19 in France”, *F1000Research*, vol. 9.
- Knaul, F. y otros (2021), “Not far enough: public health policies to combat COVID-19 in Mexico's states”, *PloS ONE*, vol. 16, N° 6.
- Lima, E. y otros (2020), “Exploring excess of deaths in the context of COVID pandemic in selected countries of Latin America”, *OSF Preprints* [en línea] 10.31219/OSF.IO/XHKP4.
- Lozano, R. (2021), “El corazón y el COVID se disputan la primera causa de muerte en México”, *Nexos*, 10 de febrero [en línea] <https://datos.nexos.com.mx/el-corazon-y-el-covid-se-disputan-la-primera-cause-de-muerte-en-mexico/>.
- Marois, G., R. Muttarak y S. Scherbov (2020), “Assessing the potential impact of COVID-19 on life expectancy”, *PloS ONE*, vol. 5, N° 9.
- Martínez, R. y otros (2019), “Reflection on modern methods: years of life lost due to premature mortality-a versatile and comprehensive measure for monitoring non-communicable disease mortality”, *International Journal of Epidemiology*, vol. 48, N° 4, agosto.
- Mendoza-González, M. (2020), “Rezago social y letalidad en México en el contexto de la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19): una aproximación desde la perspectiva de la salud colectiva en los ámbitos nacional, estatal y municipal”, *Notas de Población*, N° 111 (LC/PUB.2020/19-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Mitra, A. y otros (2020), “Potential years of life lost due to COVID-19 in the United States, Italy, and Germany: an old formula with newer ideas”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, vol. 17, N° 12.
- Musango, L., A. Nundoochan y J. Kirigia (2020), “The discounted money value of human life losses associated with COVID-19 in Mauritius”, *Front Public Health*. vol. 8, noviembre.
- OMS (Organización Mundial de la Salud) (2021a), “WHO coronavirus (COVID19) dashboard” [en línea] <https://covid19.who.int/>.
- (2021b), “COVID-19 weekly epidemiological update”, N° 42, 1 de junio [en línea] <https://www.who.int/publications/m/item/weekly-epidemiological-update-on-covid-19--1-june-2021>.
- (2021c), “Consideraciones para aplicar y ajustar medidas de salud pública y sociales en el contexto de la COVID-19”, 14 de junio [en línea] <https://apps.who.int/iris/handle/10665/343055>.
- OPS/OMS (Organización Panamericana de la Salud/Organización Mundial de la Salud) (2021), “Actualización epidemiológica: incremento de la variante delta y su impacto potencial en la región de las Américas”, Washington, D.C., 8 de agosto [en línea] <https://www.paho.org/es/documentos/actualizacion-epidemiologica-incremento-variante-delta-su-impacto-potencial-region>.
- Ortega, A. y otros (2020), “Índice de vulnerabilidad en la infraestructura de la vivienda ante el COVID-19 en México”, *Notas de Población*, N° 111 (LC/PUB.2020/19-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

- Ortiz-Hernández, L. y M. Pérez-Sastré (2020), “Inequidades sociales en la progresión de la COVID-19 en población mexicana”, *Revista Panamericana de Salud Pública*, vol. 44, Washington, D.C., Organización Panamericana de la Salud (OPS).
- Palacio-Mejía, L. y otros (2021), “Estimación del exceso de mortalidad por todas las causas durante la pandemia del COVID-19 en México”, *Salud Pública de México*, vol. 63, N° 2.
- Pifarré i Arolas, H. y otros (2021), “Global years of life lost to COVID-19 in 81 countries”, *Scientific Reports*, vol. 11.
- PNUD (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo) (2020), “Desafíos de desarrollo ante la COVID-19 en México: panorama socioeconómico”, *COVID-19: Serie de Documentos de Política Pública*, N° 13, Nueva York, 22 de junio.
- Quast, T. y otros (2020), “Years of life lost associated with COVID-19 deaths in the United States”, *Journal of Public Health*, vol. 42, N° 4, noviembre.
- Rypdal, M. y otros (2020), “Estimation of years of life lost by Sweden’s relaxed COVID-19 mitigation strategy”, Research Square [en línea] <https://www.researchsquare.com/article/rs-125934/v1>.
- Secretaría de Salud (2021a), “Variantes del virus SARS-CoV2”, 16 de julio [en línea] <https://www.gob.mx/salud/es/articulos/variantes-del-virus-sars-cov2?idiom=es>.
- ___ (2021b), “Datos abiertos Dirección General de Epidemiología”, 17 de agosto [en línea] <https://www.gob.mx/salud/documentos/datos-abiertos-152127>.
- ___ (2020), “Informe técnico diario COVID-19 México”, 25 de diciembre [en línea] https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/602370/Comunicado_Tecnico_Diario_COVID-19_2020.12.25.pdf.
- SEDATU/CONAPO/INEGI (Secretaría de Desarrollo Agrario, Territorial y Urbano/Consejo Nacional de Población/Instituto Nacional de Estadística y Geografía) (2018), *Delimitación de las zonas metropolitanas de México 2015* [en línea] https://www.inegi.org.mx/contenido/productos/prod_serv/contenidos/espanol/bvinegi/productos/nueva_estruc/702825006792.pdf.
- Shamah-Levy, T. y otros (2021), *Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2020 sobre COVID-19: resultados nacionales*, Cuernavaca, Instituto Nacional de Salud Pública.
- Sosa-Rubí, S. y otros (2021), “Incremental risk of developing severe COVID-19 among Mexican patients with diabetes attributed to social and health care access disadvantages”, *Diabetes Care*, vol. 44, N° 2.
- Tisminetzky, M. y otros (2021), “Age, multiple chronic conditions, and COVID-19: a literature review”, *Journals of Gerontology: Medical Sciences*, vol. 20, N° 20.
- Trias-Llimós, S., T. Riffe y U. Bilal (2020), “Monitoring life expectancy levels during the COVID-19 pandemic: example of the unequal impact of the first wave on Spanish regions”, *PLoS ONE*, vol. 15, N° 11.
- Ulloa, E. y otros (2020), “Descifrar el Modelo Centinela”, *Nexos*, 16 de julio [en línea] <https://datos.nexos.com.mx/descifrando-el-modelo-centinela/>.
- Vasishtha, G. y otros (2021), “Impact of COVID-19 infection on life expectancy, premature mortality, and DALY in Maharashtra, India”, *BMC Infectious Diseases*, vol. 21.
- Vieira, A. y otros (2021), “Years of life lost by COVID-19 in Portugal and comparison with other European countries in 2020”, *BMC Public Health*, vol. 21.
- Xu, J. y otros (2021a), “Male-female disparities in years of potential life lost attributable to COVID-19 in the United States: a state-by-state analysis”, medRxiv: the Preprint Server for Health Sciences, 5 de mayo [en línea] <https://www.medrxiv.org/content/10.1101/2021.05.02.21256495v1>.
- ___ (2021b), “Racial and ethnic disparities in years of potential life lost attributable to COVID-19 in the United States: an analysis of 45 states and the district of Columbia”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, vol. 18, N° 6.

Perfil sociodemográfico y laboral de los inmigrantes interestatales indígenas en Quintana Roo (México), 1990-2020¹

Yenni Mayerli Aguirre Barajas²

María Félix Quezada Ramírez³

José Alfredo Jáuregui Díaz⁴

Recibido: 09/09/2021

Aceptado: 04/10/2021

Resumen

En este artículo se analiza el perfil sociodemográfico y laboral de los inmigrantes interestatales hablantes de lengua indígena (HLI) en Quintana Roo en cinco años censales: 1990, 2000, 2010, 2015 y 2020. Se constató que los habitantes de Quintana Roo son principalmente inmigrantes y que la entidad presentó la tasa de migración indígena más alta en México. Los inmigrantes indígenas provienen principalmente de estados contiguos a Quintana Roo y se dirigen a los municipios de Benito Juárez y Solidaridad, donde se ubican Cancún y Playa del Carmen, localidades que forman parte de la denominada Riviera Maya. Los inmigrantes HLI presentan un rasgo masculinizado en casi todos los cortes de tiempo analizados, en contraste con los no hablantes de

¹ Este artículo es una versión actualizada de algunos hallazgos del proyecto de investigación titulado “Migración interna indígena en Quintana Roo, 1990-2015”, realizado por la autora principal.

² Máster en Estudios de Población de la Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo (UAEH). Correo electrónico: ag418336@uaeh.edu.mx.

³ Doctora en Estudios del Desarrollo por la Universidad Autónoma de Zacatecas (UAZ), Profesora-Investigadora del Centro de Estudios de Población (CEP) del Instituto de Ciencias Sociales y Humanidades de la Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo (UAEH). Correo electrónico: mfelix@uaeh.edu.mx.

⁴ Doctor en Demografía por la Universidad Autónoma de Barcelona, Profesor Investigador en el Instituto de Investigaciones Sociales (IINSO) de la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL). Correo electrónico: alfredo.jaureguid@uanl.edu.mx.

lengua indígena (NHLI), en quienes ha existido una tendencia al equilibrio entre los dos sexos. El perfil laboral tanto en los inmigrantes HLI y NHLI presentan condiciones que denotan su baja calificación.

Palabras clave: inmigrantes, pueblos indígenas, migración interna, perfiles demográficos, empleo, estadísticas de migración, México.

Abstract

This article analyses the sociodemographic and labour profiles of indigenous language-speaking (HLI) immigrants from other States in Quintana Roo in five census years: 1990, 2000, 2010, 2015 and 2020. It was found that the inhabitants of Quintana Roo are primarily immigrants and that the State had the highest rate of indigenous migration in Mexico. Indigenous migrants predominantly hail from States bordering Quintana Roo and settle in the municipalities of Benito Juárez and Solidaridad, which are home to Cancún and Playa del Carmen, in what has been dubbed the Riviera Maya. Among HLI immigrants, men outnumber women in almost all time periods analysed, unlike among immigrants who are non-native speakers of indigenous languages (NHLI), where there is a tendency towards gender balance. The labour profile of both HLI and NHLI immigrants indicates that they are low skilled.

Keywords: immigrants, indigenous peoples, internal migration, demographic profiles, employment, migration statistics, Mexico.

Résumé

Cet article analyse le profil sociodémographique et professionnel des immigrants de langue indigène (ILI) interétatiques à Quintana Roo au cours de cinq années de recensement: 1990, 2000, 2010, 2015 et 2020. Il est apparu que les habitants de Quintana Roo sont principalement des immigrants et que cet état présentait le taux de migration autochtone le plus élevé du Mexique. Les migrants autochtones sont principalement originaires des états voisins de Quintana Roo et ont pour destination les municipalités de Benito Juárez et Solidaridad, où se trouvent Cancún et Playa del Carmen, qui font partie de la « Riviera Maya ». Les immigrés HLI se caractérisent par une forte masculinisation dans la quasi-totalité des périodes analysées, contrairement aux immigrés non natifs des langues indigènes (NHLI), chez lesquels on observe une tendance à l'équilibre entre les deux sexes. Dans le profil professionnel des migrants HLI et NHLI, on retrouve des conditions qui dénotent leur faible niveau de qualification.

Mots clés: immigrants, peuples autochtones, migration interne, profil démographique, emploi, statistiques migratoires, Mexique.

Introducción

El estudio de la migración indígena a partir de los Censos Generales de Población y Vivienda comienza en los años noventa. Desde esa década las investigaciones disponibles han recabado información sobre la población indígena y han permitido cierto grado de comparabilidad. Desde entonces, se abrió un campo de investigación relacionado con el “comportamiento migratorio” de las poblaciones indígenas (Valdés, 2008, pág. 2). En el caso de México, fue en esa década cuando se documentó un aumento del volumen de los migrantes indígenas y su visibilidad en las ciudades (Cárdenas, 2014; Durin, 2008). En los principales estudios en México en que se utilizaron los censos como fuentes de información se destacó que los migrantes indígenas se desplazaban principalmente a las grandes ciudades y zonas metropolitanas del país. Posteriormente, se evidenció la presencia de comunidades y personas de origen étnico en otros lugares, lo que puso de manifiesto una diversificación de los sitios de destino de la población indígena migrante. Entre estos asentamientos se destacaron los complejos agroindustriales del norte, occidente y sureste (Partida, 2000; Rubio y otros, 2000). De esta forma, estados como Sinaloa, Baja California y Quintana Roo se establecieron como lugares de atracción de migrantes indígenas. Así, para el año 2000 el sureño estado de Quintana Roo se ubicó en el tercer lugar como entidad de mayor atracción de migrantes indígenas, después de la Ciudad de México y el estado de México (Granados, 2005). En 2015, ocupó el primer lugar como entidad receptora de este tipo de migrantes (Granados y Quezada, 2018).

Quintana Roo presenta algunas peculiaridades que llaman la atención, al ser la entidad donde más arriban inmigrantes de toda la península de Yucatán (Cea, 2004)⁵. La población indígena en 2015 representó un 71,2% de los inmigrantes en Quintana Roo y un 90,9% de la emigración de Yucatán (Granados y Quezada, 2018). La tasa de crecimiento poblacional es de las más altas de México, al punto de que la población inmigrante supera a la nativa (Sobrino, 2010). De ahí la importancia de estudiar algunas características de estos inmigrantes. En este artículo se propone analizar el perfil sociodemográfico y laboral de la población inmigrante indígena en cinco años censales: 1990, 2000, 2010, 2015 y 2020.

Se utilizan como fuentes de información los microdatos de los censos de 1990, 2000 y 2010 obtenidos de Integrated Public Use Microdata Series, International (IPUMS-I), la Encuesta Intercensal 2015 y la muestra del cuestionario ampliado del Censo de Población y Vivienda 2020, estas dos últimas del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). Se plantea como hipótesis que el perfil sociodemográfico de los inmigrantes HLI se ha mantenido estable en los cinco cortes de tiempo censales y se caracteriza por una mayor participación de los varones, situados en edades laborales, con años de escolaridad que no superan la secundaria. En cuanto al perfil laboral, los inmigrantes indígenas se insertan principalmente en actividades relacionadas con el turismo y sus condiciones laborales son precarias. El acercamiento a la migración se hizo mediante la pregunta sobre la residencia

⁵ Conformada por los estados de Yucatán, Campeche y Quintana Roo.

de la persona en una fecha fija previa, en este caso cinco años, la cual se incluyó por primera vez en el censo de 1990. Al conocer la fecha de migración se pueden determinar las zonas de expulsión y de atracción migratoria en fechas cercanas al levantamiento censal. En cuanto a la medición de la población indígena se utilizó el criterio lingüístico, que hace referencia a la condición de hablante o no de una lengua indígena. Entre los años 1930 y 1990, este indicador se posicionó como el único que permitía determinar la condición étnica de una población (Telles y Martínez, 2019). A partir del año 2000 se incorporó en el cuestionario ampliado la pertenencia étnica a un grupo indígena y a partir de 2010, la autoadscripción a una cultura indígena. El cambio en la formulación de la pregunta ocasionó un incremento considerable de la población que se autoidentificaba como indígena en los dos últimos años censales, por lo que estos datos no son estrictamente comparables (Vázquez y Quezada, 2015). En consecuencia, en este artículo se decidió utilizar solamente el criterio lingüístico. De esta forma, la población objetivo son los inmigrantes recientes HLI del estado de Quintana Roo.

El documento se compone de las siguientes secciones: en primer lugar, se contextualiza la migración indígena en México y se destacan los patrones migratorios predominantes, con la finalidad de ubicar los flujos sobresalientes en la entidad. En segundo lugar, se presentan algunas características sociodemográficas y económicas de Quintana Roo para dar cuenta de su conformación como enclave turístico y receptor de migrantes. De la misma forma se destaca la dinámica migratoria en la entidad. En tercer lugar, se caracteriza la migración de los indígenas en términos de volumen, lugares de origen y destino, así como de los grupos étnicos predominantes. Al final se analiza el perfil sociodemográfico y laboral de los inmigrantes HLI, en contraste con los NHLI.

A. La migración indígena en México: patrones migratorios predominantes

Las migraciones en América Latina tienen un componente multiétnico asociado, entre otras cosas, al deterioro de las condiciones de vida y a la pobreza de la población campesina e indígena (Velasco y París, 2014). En México, las migraciones internas también tienen esa característica, pues la población indígena ha participado en las movilidades desde antaño. El contexto económico que ha desatado las migraciones más recientes guarda relación con el proceso de industrialización y la globalización, lo que ha dado lugar al surgimiento y el afianzamiento de zonas de desarrollo. Estos lugares demandan mano de obra para la agroindustria, los servicios y las zonas industriales, donde los indígenas participan en actividades de baja calificación (Rubio y otros, 2000; Cárdenas, 2014; Oehmichen, 2010). Aunque el mapa migratorio de la población indígena se ha diversificado, es posible destacar dos patrones migratorios predominantes: la migración rural-urbana y la rural-rural (Granados y Quezada, 2018).

La migración rural-urbana constituía la mitad del flujo migratorio de la población indígena en los años ochenta (Albertani, 1999; Nolasco y Rubio, 2005; Granados, 2005).

Estas migraciones a las ciudades se producían a causa de las desigualdades regionales existentes y de los procesos de industrialización y de urbanización derivados del modelo de desarrollo económico. De esta manera, la movilidad rural-urbana era parte de una estrategia de subsistencia familiar que buscaba hacer frente al deterioro de la economía campesina (Velasco, 2007). Algunos estudios de las migraciones a las ciudades han dado cuenta de la inserción laboral de la población migrante indígena en el lugar de destino (Arizpe, 1975; Durin, 2008), así como de las situaciones de discriminación, exclusión, pobreza (Vargas y Flores, 2002; Sánchez y Barceló, 2007) e invisibilización de la condición de ser indígena (Hiernaux-Nicolas, 2000). La migración rural-urbana sigue estando presente en los flujos internos de la población indígena. Las zonas metropolitanas como Monterrey y Guadalajara y Ciudad de México siguen siendo receptoras de migrantes indígenas en el país. No obstante, han surgido y se han consolidado nuevos polos de atracción de estos migrantes, como las ciudades turísticas de sol y playa y los espacios agrícolas de alta inversión extranjera (Jáuregui y Ávila, 2015; Granados y Quezada, 2018).

En 1960 México empezó a tener una planificación turística orientada a la captación de divisas y al desarrollo de las zonas menos favorecidas. Esto ocasionó una ampliación dentro de los Centros Integralmente Planeados (CIP) como Cancún, Los Cabos, Loreto, Ixtapa-Zihuatanejo y Huatulco (Benseny, 2007). La conformación de los CIP dio lugar a un desplazamiento de mano de obra a nivel nacional, lo que provocó cambios estructurales y socioeconómicos en las entidades donde se ubican estos centros (Granados, 2005). Entre ellos cabe destacar cuatro: i) Cancún en Quintana Roo; ii) Huatulco en Oaxaca; iii) Los Cabos en Baja California Sur, y iv) Nuevo Vallarta en Nayarit. Estos centros surgieron como consecuencia del cambio de modelo económico y de la inserción de México en la globalización, que hizo que el turismo se convirtiera en la principal actividad generadora de desarrollo. Para Velasco y Hernández Campos (2018), gran parte de los proyectos turísticos adoptan características de enclave porque sus relaciones económicas, políticas y comerciales están fuera de la región geográfica donde se localizan. Además, estos CIP comparten características similares, como los empleos flexibles, los bajos salarios y un costo elevado en el acceso a bienes de primera necesidad, así como una polarización entre la zona hotelera y la zona donde reside la población migrante e indígena (Oehmichen, 2010; Espinosa, 2013; Cárdenas, 2014). De la misma forma, los migrantes se enfrentan a una creciente marginación y residen en viviendas sin acceso a servicios públicos y con altos niveles de hacinamiento. Además, existe segregación socioeconómica y residencial entre los turistas de alto poder adquisitivo, la clase media mexicana que se emplea en funciones de gobierno y comercio y la población trabajadora de origen indígena que labora en la construcción y en el mantenimiento del sector del turismo (Peña, 2017; Talledos, 2012; Velasco y Hernández Campos, 2018).

Por su parte, la migración rural-rural fue motivada por las condiciones de desempleo y subempleo en el sector rural, que tuvieron sus inicios con las políticas adoptadas por el modelo económico de industrialización mediante sustitución de importaciones. Con ese modelo se buscó la transformación del país de una economía agraria a una sociedad semiindustrial y urbana, mediante una reestructuración en la composición por sectores del producto interno

bruto (PIB) nacional y la fuerza de trabajo orientada al fortalecimiento de la industria. Todo lo anterior ocasionó el deterioro y la disminución del gasto público destinado principalmente al sector agropecuario (Solís, 2009). A esto se sumó el surgimiento de la industria agrícola de exportación y de alta inversión extranjera, que requirió mano de obra especializada en ciertos cultivos (Nava, 1993; Camargo, 2011; Jáuregui y Ávila, 2015; Rojas, 2017).

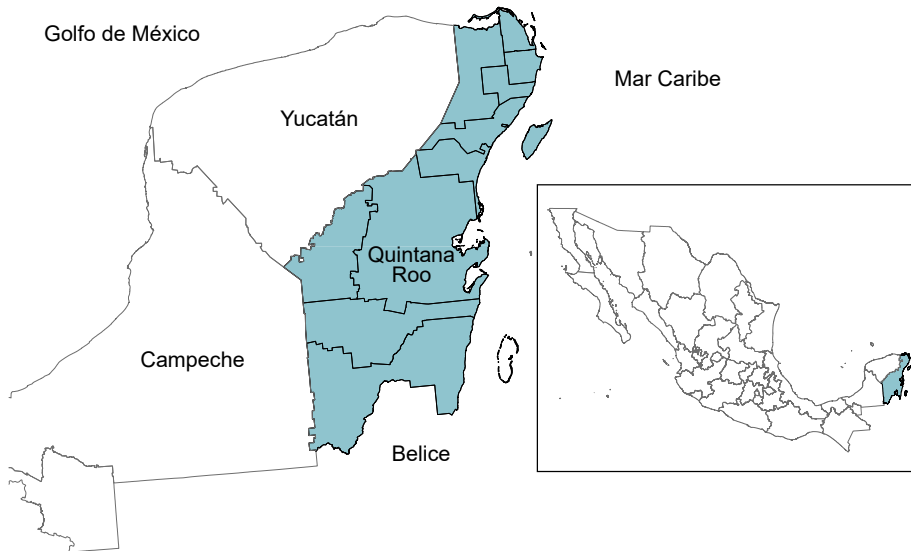
Entre los estudios que abordan la migración indígena en espacios rurales se destaca el tipo de estancia (Madera y Hernández, 2016), la ruptura de la circularidad migratoria (Barrón, 2013) y el asentamiento rápido y definitivo de los trabajadores (Hernández Trujillo, 2006; Velasco, 2014). Entre las entidades que sobresalen como principales destinos nacionales de la migración rural-rural en 2015 cabe mencionar Sinaloa, Baja California y Jalisco (Granados y Quezada, 2018). Por último, las nuevas zonas agrícolas de atracción migratoria se formaron como consecuencia de una reestructuración productiva del sector agrario mexicano vinculado al mercado internacional que ha permitido la consolidación de los flujos migratorios de origen étnico a estos lugares (Rojas, 2017).

Estos patrones migratorios se pueden percibir en el estado de Quintana Roo. La migración rural-rural no es de relevancia numérica en la entidad, ya que representa menos del 2% del flujo de inmigrantes durante los cinco cortes temporales del censo. Sin embargo, desde la fundación del ingenio San Rafael de Pucté a finales de la década de 1980, ha habido migrantes que se dirigen a laborar en la zafra en los meses de noviembre y junio. Se trata de migraciones temporales agrícolas debido a la demanda principal de cortadores de caña, que llegan en grupos o en familia. Esta población proviene sobre todo de Veracruz, Puebla, Oaxaca y Chiapas, así como de Belice y Guatemala (García Ortega, 2013 y 2014). El flujo más cuantioso es el de la migración rural-urbana. Como se verá más adelante, en Quintana Roo se localizan Cancún, Playa del Carmen, Isla Mujeres, Tulum, Cozumel y Mahahual. Además, los municipios donde se ubican estos lugares turísticos son los principales lugares de destino para los hablantes de lengua indígena.

B. Dinámica migratoria en Quintana Roo

Quintana Roo es una de las 32 entidades federativas que conforman México. Geográficamente está ubicada en la península de Yucatán y limita al sur con Belice y Guatemala, al norte con el Golfo de México, al este con el Mar Caribe, al oeste con el estado de Campeche y al noreste con el estado de Yucatán (véase el mapa 1). La creación de Quintana Roo como entidad federativa tuvo lugar 1902. No obstante, debido entre otras cosas a su distancia y escasa población, Quintana Roo perdió su condición de estado a comienzos de los años treinta (1932 y 1934) y fue integrada a sus estados vecinos de Campeche y Yucatán. En 1935 seguía desatendida en las políticas públicas del Gobierno nacional. En 1955, la capital del territorio quedó destruida por el huracán Janet, lo que afectó a la población residente, que seguía siendo escasa. En el período 1958-1964 fue que se fomentó una serie de políticas con el fin de favorecer la inmigración y aumentar la población (Careaga e Higuera, 2011).

Mapa 1
Quintana Roo: ubicación geográfica

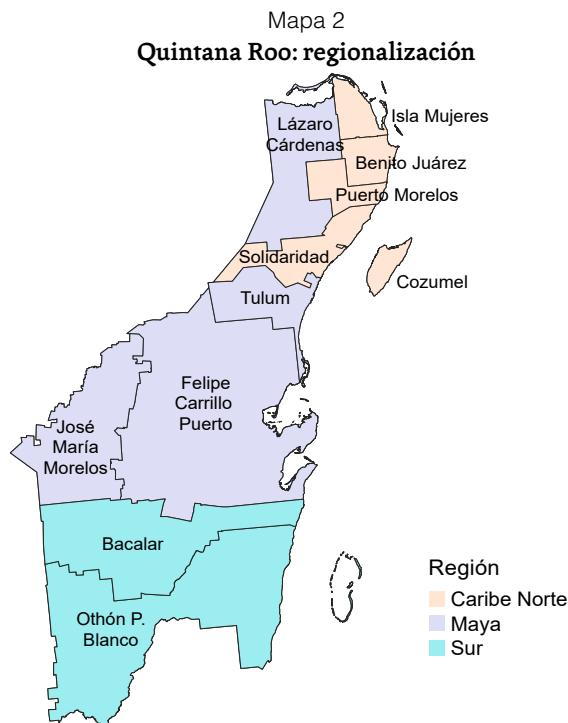


Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Marco Geoestadístico", 2021 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/temas/mg/>.

Entre 1960 y 1970, en la región norte empezó a desarrollarse la industria del turismo, en la que se destacan los municipios de Isla Mujeres y Cozumel. En 1974, Quintana Roo fue declarada territorio libre y soberano. Un año después se planteó la construcción de la ciudad de Cancún (Careaga e Higuera, 2011). En 2015, Quintana Roo estaba conformada por 11 municipios: Benito Juárez, Cozumel, Felipe Carrillo Puerto, Isla Mujeres, José María Morelos, Lázaro Cárdenas, Othón P. Blanco, Solidaridad, Tulum, Bacalar y Puerto Morelos. De acuerdo con el Plan Estatal de Desarrollo 2016-2022, los municipios están distribuidos en tres regiones: la zona Maya, la región Caribe Norte y la región Zona Sur (véase el mapa 2).

En la región Caribe Norte de la entidad federativa se concentra el mayor crecimiento demográfico y socioeconómico. Sus actividades económicas predominantes son el turismo y la construcción. Por su parte, la región Maya tiene una alta presencia de población HLI y su economía se centra en las actividades del sector primario. A su vez, en la región Zona Sur destacan las actividades de comercio y administrativas. La economía del estado se sustentaba, hasta antes de la década de 1970, en el sector primario, basado principalmente en la explotación forestal, pesquera y agrícola (Daltabuit y otros, 2006). Sin embargo, cuando la explotación de chicle y de coco entró en crisis, la pesca comenzó a posicionarse como una alternativa de exportación. A partir de los años setenta, la estructura económica de Quintana Roo se modificó con los planes del Gobierno nacional en la construcción del complejo turístico de Cancún y, en 1990, con el corredor turístico de la Riviera Maya. Las principales atracciones turísticas en Quintana Roo no son solo los lugares de sol y playa, sino también las reservas naturales y las zonas arqueológicas (CONACULTA, 2010). En relación con este último tipo de turismo existe

un imaginario turístico basado en el concepto de los mayas vivos, es decir, se centra la atención del turista en visitar los vestigios arqueológicos del pasado, para que luego conozca a los descendientes vivos de los creadores de esa civilización (Van den Berghe, 1995). Dentro de este entorno es común que la población indígena se sume al uso de su diferenciación cultural para obtener algún tipo de beneficio y provecho económico, por ejemplo, mediante la venta de artesanías y de productos de la industria textil. Esto da lugar a una dicotomía: por un lado, se evidencia la desigualdad por etnia, género y clase social y, por otro, se produce una mejora económica de algunos sectores de la población indígena (Bayona, 2018).

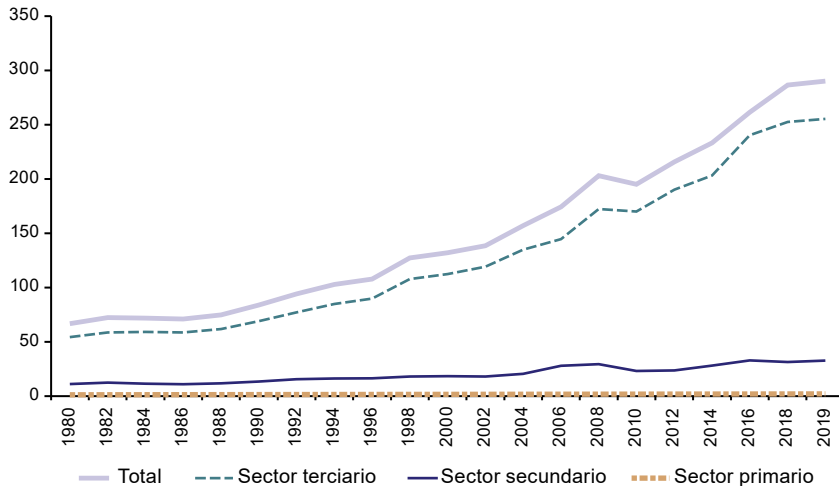


Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Marco Geoestadístico", 2021 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/temas/mg/> y Quintana Roo, "Plan Estatal de Desarrollo 2016-2022", *Periódico Oficial del Estado de Quintana Roo*, tomo 1, N° 11 extraordinario, Chetumal, 25 de enero de 2017.

Por lo anterior, el turismo se convirtió en la principal fuente de ingresos, al punto de modificar la estructura social del estado y convertirse en el motor de crecimiento poblacional, de modo que la entidad se ubicó históricamente como receptora de migrantes (Daltabuit y otros, 2006; Oehmichen, 2009; Cruz-Coria y otros, 2013). En 1980 se incrementó la participación del sector terciario en el PIB estatal, mientras que el sector primario y secundario disminuyeron su aporte (véase el gráfico 1). Para el año 2019, el subsector de alojamiento temporal y preparación de bebidas aportó 66.420 millones de pesos⁶. Ello representó el 22,8% del PIB estatal.

⁶ A precios constantes de 2013.

Gráfico 1

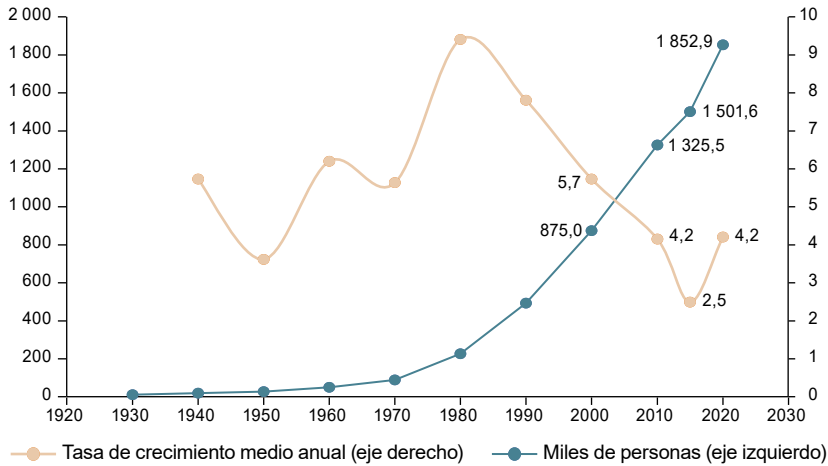
Quintana Roo: producto interno bruto por sector de actividad económica, 1980-2020*(En miles de millones de pesos, a precios constantes de 2013)*

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Por actividad económica", 2021 [base de datos en línea] https://www.inegi.org.mx/temas/pib/#Informacion_general.

En cuanto al crecimiento poblacional en los cinco años censales, se incrementó a partir de los años sesenta y coincidió con la conformación de Quintana Roo como estado, la implementación de políticas que favorecieron la inmigración y el poblamiento, y los procesos de construcción y urbanización de la entidad federativa. En 1960, la población de Quintana Roo era de apenas 50.169 habitantes, mientras que para 2020 ascendía a 1.852.929 habitantes (véase el gráfico 2).

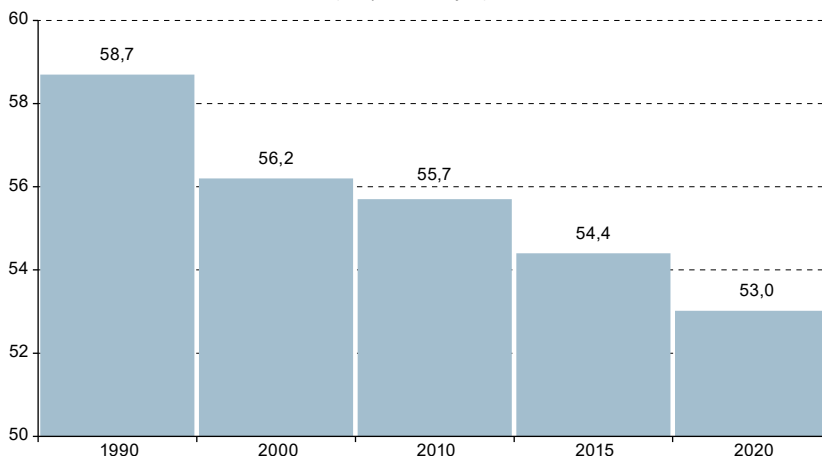
Este aumento acelerado de la población también puede ser corroborado por las tasas de crecimiento poblacional, que entre 1970 y 1980 fueron del 8,2% anual. Aunque en las décadas siguientes la tasa de crecimiento poblacional disminuyó, sigue siendo elevada. Entre los años 2015 y 2020, Quintana Roo registró una tasa del 4,2% anual, que se considera entre las más altas de México. El crecimiento poblacional en Quintana Roo no puede explicarse sin la migración. Los flujos han sido tan significativos que la población en condición de inmigrante superó a la población nativa (Aguilar, 1995; Sobrino, 2010). En los cinco años censales la proporción de personas nacidas en otra entidad ha sido mayor, del 58,7% en 1990, el 56,2% en 2000, el 55,7% en 2010, el 54,0% en 2015 y el 53,0% en 2020 (véase el gráfico 3). Al mismo tiempo, aunque sigue siendo superior la proporción de personas nacidas en otra entidad, se puede apreciar una tendencia a la baja que estaría asociada a la disminución de la migración interna en general en México (Sobrino, 2010).

Gráfico 2
Quintana Roo: población total y tasas de crecimiento medio anual, 1930-2020
(En miles de personas y porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International (IPUMS-I), versión 7.3, Minneapolis, 2020 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.3>; Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), “Censo de Población y Vivienda 2020: cuestionario ampliado”, 2021 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/#Documentacion>, e Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), “Encuesta Intercensal 2015”, 2018 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015/>.

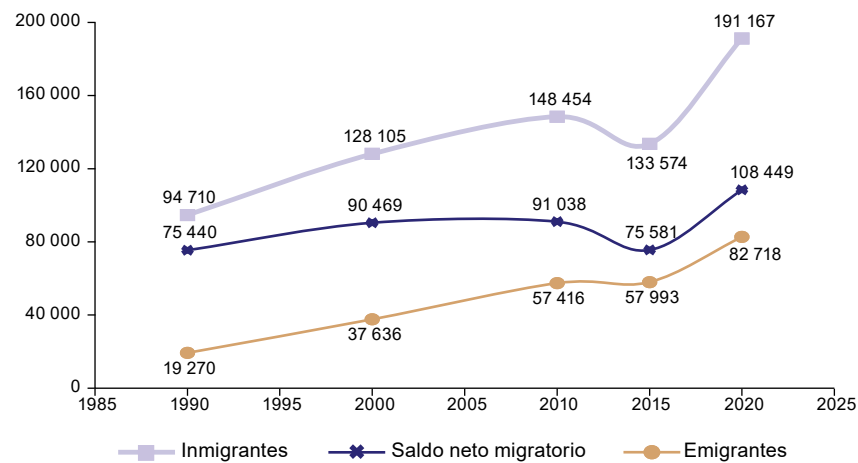
Gráfico 3
Quintana Roo: población inmigrante residente, 1990-2020
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International (IPUMS-I), versión 7.3, Minneapolis, 2020 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.3>; Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), “Censo de Población y Vivienda 2020: cuestionario ampliado”, 2021 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/#Documentacion>, e Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), “Encuesta Intercensal 2015”, 2018 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015/>.

En cuanto a la inmigración interestatal reciente, también presenta incrementos significativos. En términos absolutos se pasó de 94.710 personas en 1990 a 191.167 en 2020. Esto tuvo como consecuencia saldos netos positivos. Es decir, son más las personas que llegan a Quintana Roo que aquellas que nacen en la entidad y se van a residir a otro estado (véase el gráfico 4). De la misma forma, destaca una leve disminución de la población inmigrante interestatal reciente en 2015, debido a la inseguridad y al estancamiento de la actividad turística en la entidad.

Gráfico 4
Quintana Roo: evolución de la inmigración interestatal reciente, 1990-2020
(En número de personas)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International (IPUMS-I), versión 7.3, Minneapolis, 2020 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.3>; Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Censo de Población y Vivienda 2020: cuestionario ampliado", 2021 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/#Documentacion>, e Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Intercensal 2015", 2018 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015/>.

Las tasas de inmigración interestatal recientes en el período objeto de análisis posicionan a Quintana Roo como el principal lugar de recepción de inmigrantes interestatales en el país. Ha sido superada únicamente en 2010 por Baja California Sur. En 1990, la tasa fue de 189 inmigrantes por cada 1.000 habitantes; en 2000, de 142 por cada 1.000; en 2010, de 106 por cada 1.000; en 2015, de 100 por cada 1.000, y en 2020, de 113 por cada 1.000. La inmigración en Quintana Roo ha provenido históricamente de entidades pertenecientes a la misma península de Yucatán y de estados aledaños del sur de México. Sin embargo, se observa la participación de otros estados de la República, como la Ciudad de México y Veracruz. Desde 1990 hasta 2020, las entidades que aportaron más del 50% de la población inmigrante reciente fueron Yucatán, Ciudad de México, Veracruz y Tabasco. Es preciso señalar que Quintana Roo también atrae inmigrantes internacionales, entre los que cabe destacar, en los cinco años censales, los oriundos de los Estados Unidos y de países de Centroamérica.

La población inmigrante se dirige a los principales municipios que concentran la actividad turística y la construcción de complejos hoteleros y, por consiguiente, tienen un mayor número de ofertas laborales.

De 1990 a 2020, la mayor parte de la población inmigrante reciente se dirigió al municipio de Benito Juárez, donde se localiza la ciudad de Cancún. Desde la creación del municipio de Solidaridad, donde se ubica el complejo turístico de Playa del Carmen, este se posicionó como el segundo lugar de destino. En 2020 concentró un 28,4% de los inmigrantes recientes. En el municipio de Othón P. Blanco se encuentra Chetumal, la capital del estado. En 1990 este era el segundo municipio de mayor concentración de población inmigrante. No obstante, para el año 2000 se evidenció una reducción de este porcentaje, que llegó a ser de apenas un 5,5% en 2020 (véase el cuadro 1).

Cuadro 1
Quintana Roo: distribución porcentual de inmigrantes internos recientes según municipio de destino, 1990-2020

Municipio de residencia	Año				
	1990	2000	2010	2015	2020
Benito Juárez	62,6	71,3	60,1	52,7	58,4
Solidaridad	0,0	11,6	26,0	30,5	28,4
Othón P.	21,3	7,8	6,6	7,3	5,5
Cozumel	8,8	6,5	3,3	3,5	2,3
Tulum	0,0	0,0	1,8	2,2	2,2
Isla Mujeres	3,6	0,9	1,0	1,4	0,7
Bacalar	0,0	0,0	0,0	0,9	0,7
Felipe Carrillo	1,9	1,0	0,8	0,7	0,8
Lázaro Cárdenas	0,6	0,4	0,4	0,5	0,6
José María M.	1,1	0,5	0,1	0,3	0,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International (IPUMS-I), versión 7.3, Minneapolis, 2020 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.3>; Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Censo de Población y Vivienda 2020: cuestionario ampliado", 2021 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/#Documentacion>, e Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Intercensal 2015", 2018 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015/>.

C. Características de la migración indígena reciente en Quintana Roo

El estado de Quintana Roo se caracteriza por una alta presencia de población indígena. De acuerdo con el Censo de Población y Vivienda 2020, fue la décima entidad con el mayor volumen de población indígena en el país. En ese mismo año el 13,0% de la población

del estado hablaba lengua indígena. Un dato revelador es que, de este total de hablantes, 6 de cada 100 son inmigrantes. Destaca un descenso en el monto de la población HLI, así como de aquellos que son inmigrantes recientes en el año 2020. Lo anterior podría estar relacionado con la pérdida de la lengua indígena, la disminución de la fecundidad y el envejecimiento poblacional en los lugares de origen. Sin embargo, los volúmenes de ambas poblaciones continúan teniendo un peso importante en la dinámica demográfica de Quintana Roo (véase el cuadro 2).

Cuadro 2
Quintana Roo: población residente hablante de lengua indígena, 1990-2020

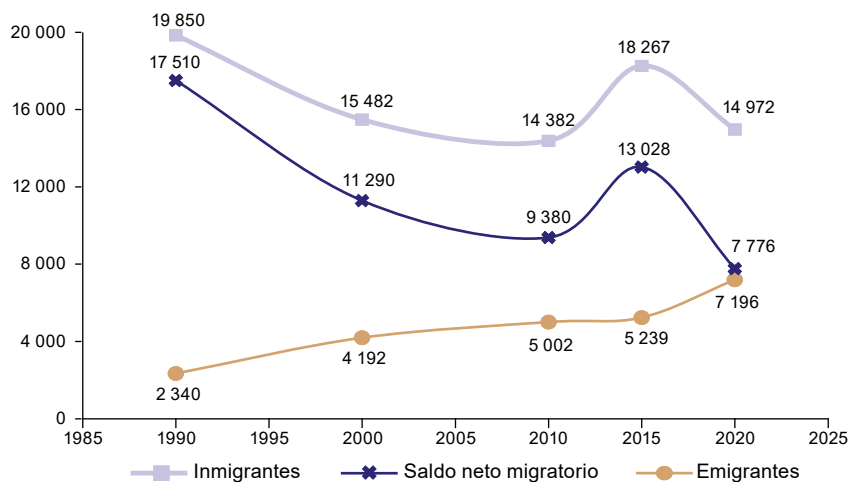
Año	Población HLI	Porcentaje de población HLI respecto al total de la población	Inmigrantes recientes HLI	Porcentaje de población inmigrante HLI respecto al total de población HLI
1990	131 870	26,8	19 680	14,9
2000	175 536	20,2	15 422	8,8
2010	194 073	14,7	12 207	6,3
2015	236 192	15,7	18 267	7,7
2020	228 310	13,0	14 972	6,6

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International (IPUMS-I), versión 7.3, Minneapolis, 2020 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.3>; Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Censo de Población y Vivienda 2020: cuestionario ampliado", 2021 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/#Documentacion>, e Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Intercensal 2015", 2018 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015/>.

Al considerar al universo de inmigrantes de todo el estado, los porcentajes de inmigrantes que son HLI representó en los cinco años censales el 21,0%, el 12,5%, el 9,9%, el 12,8% y el 12,9%, respectivamente. Esta migración interestatal de HLI presentó saldos netos positivos en todos los años censales, por lo que la cantidad de personas que llegaron a la entidad federativa en condición de HLI fue mayor que el número de personas que salieron (véase el gráfico 5). Como se ha señalado anteriormente, se aprecia una disminución de los inmigrantes recientes HLI en el año 2020, tal vez como resultado de un sostenido descenso de la fecundidad e incremento del envejecimiento, lo que ha dado lugar a un cambio en la transición demográfica de los lugares de origen.

En cuanto a la tasa de inmigración reciente de HLI en 1990, 40 de cada 1.000 habitantes de Quintana Roo residían cinco años antes en una entidad federativa diferente y eran HLI. Para 2000, 2010, 2015 y 2020, la tasa descendió, respectivamente, a 18, 11, 13 y 8 personas por cada 1.000 habitantes (véase el cuadro 3). A pesar de esta disminución, las tasas son significativas a nivel nacional, pues el resto de las entidades federativas del país tienen tasas de inmigración indígena muy inferiores (Aguirre, 2021).

Gráfico 5
Quintana Roo: evolución de la inmigración interestatal reciente de HLI, 1990-2020
 (En número de personas)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International (IPUMS-I), versión 7.3, Minneapolis, 2020 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.3>; Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Censo de Población y Vivienda 2020: cuestionario ampliado", 2021 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/#Documentacion>, e Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Intercensal 2015", 2018 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015/>.

Cuadro 3
México: tasas de inmigración indígena reciente por entidad federativa, 1990-2020

Entidad	Tasa de inmigración indígena por cada 1.000 habitantes				
	1990	2000	2010	2015	2020
Aguascalientes	0,3	0,6	1,4	0,5	0,7
Baja California	3,7	4,1	2,5	2,1	3,4
Baja California Sur	2,1	2,5	5,6	4,8	3,9
Campeche	5,8	3,1	1,7	3,2	2,7
Chiapas	0,5	0,5	0,7	2,2	0,5
Chihuahua	0,4	1,2	0,6	0,8	2,1
Coahuila	0,2	0,6	0,4	0,3	0,9
Colima	1,2	1,3	2,7	1,0	1,5
Distrito Federal	2,8	3,8	2,5	1,9	1,9
Durango	0,2	0,4	0,4	0,5	0,3
Guanajuato	0,2	0,4	0,3	0,3	0,6
Guerrero	0,5	0,8	1,3	2,2	1,8
Hidalgo	2,1	3,4	2,8	3,9	3,4
Jalisco	0,6	0,9	0,9	0,9	1,6
México	2,5	3,0	1,9	1,6	1,4
Michoacán	0,4	0,8	0,7	1,1	1,0
Morelos	1,6	2,5	2,0	1,8	1,8
Nayarit	0,9	1,6	1,3	1,6	1,5
Nuevo León	0,6	2,1	3,0	3,0	4,4
Oaxaca	3,0	3,9	3,8	5,8	4,6

Cuadro 3 (conclusión)

Entidad	Tasa de inmigración indígena por cada 1.000 habitantes				
	1990	2000	2010	2015	2020
Puebla	1,4	2,2	1,5	2,2	1,8
Querétaro	0,8	1,1	1,4	1,3	1,2
Quintana Roo	39,9	17,7	10,5	12,7	8,1
San Luis Potosí	1,1	1,2	1,6	2,0	1,7
Sinaloa	5,0	7,6	0,8	3,8	2,9
Sonora	0,6	1,6	1,1	1,2	0,8
Tabasco	1,1	1,2	1,3	1,7	1,5
Tamaulipas	1,4	2,7	1,7	0,6	1,7
Tlaxcala	1,2	1,8	1,3	1,5	1,3
Veracruz	2,2	1,4	1,6	1,9	1,7
Yucatán	2,8	2,9	2,5	4,0	3,5
Zacatecas	0,1	0,4	0,5	0,5	0,7

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International (IPUMS-I), versión 7.3, Minneapolis, 2020 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.3>; Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Censo de Población y Vivienda 2020: cuestionario ampliado", 2021 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/#Documentacion>, e Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Intercensal 2015", 2018 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015/>.

Quintana Roo se erige como la principal entidad receptora de inmigrantes HLI en el país. Respecto a los lugares de origen, los inmigrantes provienen sobre todo de los estados del sureste del país. Es posible observar que en los últimos 30 años no se ha diversificado tanto la procedencia de estos inmigrantes (véase el cuadro 4). En 1990, Yucatán, Campeche y Chiapas aportaron en conjunto el 92,6% del total de inmigrantes recientes HLI. Para el año 2000, esos estados se mantenían en los primeros sitios. Mientras tanto, en 2010 el origen de los inmigrantes HLI se concentraba en Yucatán y Chiapas, que aportaron el 88,4% del total de inmigrantes HLI. En 2015, Chiapas fue la principal proveedora de inmigrantes HLI, pero en 2020 más de la mitad de esos inmigrantes vinieron de Yucatán y el 27,4% de Chiapas. En ese año también se destaca Veracruz, con un 5,4% de inmigrantes.

Cuadro 4

México: principales entidades de origen de inmigrantes recientes HLI, 1990-2020

Entidad federativa	Año				
	1990	2000	2010	2015	2020
Yucatán	78,7	71,3	45,3	39,8	55,2
Chiapas	8,4	11,2	43,1	46,6	27,4
Campeche	5,4	4,3	2,8	2,2	0,9
Oaxaca	1,8	3,2	0,0	2,9	2,7
Veracruz	1,6	2,1	0,0	3,3	5,4
Guerrero	0,0	2,4	0,0	2,6	2,6
Otros	4,0	5,6	8,8	8,1	5,9
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International (IPUMS-I), versión 7.3, Minneapolis, 2020 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.3>; Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Censo de Población y Vivienda 2020: cuestionario ampliado", 2021 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/#Documentacion>, e Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Intercensal 2015", 2018 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015/>.

El volumen de inmigrantes provenientes de Yucatán está asociado a factores estructurales como la crisis henequenera generada por la depreciación del producto y por la introducción de otras fibras en el mercado internacional. De esta manera, el cierre de Cordemex⁷ propició que grandes contingentes de campesinos buscaran trabajo, para lo que recurrieron a la migración (Rubio y otros, 2000). Este flujo se dirigió sobre todo a Quintana Roo desde la creación de Cancún, la colonización de esta entidad y el establecimiento de la Riviera Maya (García de Fuentes y Morales, 2000; Cea 2004; Iglesias, 2011).

Por otra parte, la presencia de chiapanecos en Quintana Roo puede explicarse en el contexto de las actividades del Ejército Zapatista de Liberación Nacional (EZLN) y las acciones paramilitares que ocurrieron como parte del conflicto. Ello dio lugar a un importante flujo migratorio proveniente de Chiapas (Jáuregui y Ávila, 2007; Mercado, 2016).

Los lugares de destino de esta población inmigrante HLI han sido principalmente las zonas de atracción turística y los municipios en crecimiento y expansión. En 2020, ocho de cada diez migrantes recientes HLI se dirigieron a los municipios turísticos Benito Juárez y Solidaridad. Esta proporción se eleva a nueve de cada diez si se añaden los que se dirigieron a otros municipios turísticos, como Tulum, Cozumel, Isla Mujeres y Bacalar. Conviene señalar que en los primeros dos municipios se asientan Cancún y Playa del Carmen (véase el cuadro 5).

Cuadro 5
Quintana Roo: distribución porcentual de los principales municipios de destino de los inmigrantes recientes HLI, 1990-2015

Municipio	Año				
	1990	2000	2010	2015	2020
Benito Juárez	56,9	64,7	53,5	41,6	50,4
Othón P. Blanco	18,0	4,4	4,6	5,9	4,7
Cozumel	12,3	6,8	2,3	2,7	1,7
Isla Mujeres	4,3	0,9	1,8	2,4	1,1
Felipe Carrillo	4,0	2,7	2,1	1,3	2,0
Lázaro Cárdenas	0,9	1,2	2,0	0,7	1,4
José M. Morelos	3,6	1,8	0,3	0,6	2,3
Solidaridad	0,0	17,6	30,0	40,0	32,1
Tulum	0,0	0,0	3,5	4,2	3,8
Bacalar	0,0	0,0	0,0	0,7	0,5
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International (IPUMS-I), versión 7.3, Minneapolis, 2020 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.3>; Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Censo de Población y Vivienda 2020: cuestionario ampliado", 2021 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/#Documentacion>, e Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Intercensal 2015", 2018 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015/>.

En investigaciones anteriores se ha destacado a Cancún como ejemplo de una ciudad turística globalizada que propicia un "desarrollo altamente polarizante" y es ejemplo del *México Resort* (Oehmichen, 2010). Al ser un lugar de gran atracción de mano de obra y de

⁷ Empresa paraestatal creada en 1961 y liquidada en 1991. Fue la encargada de la industria y la comercialización del henequén.

población migrante, se presentan procesos de discriminación y segregación del mercado laboral, sobre todo de la población indígena (Oehmichen, 2010).

En cuanto a la composición por grupo étnico, se observa que los inmigrantes indígenas en su mayoría pertenecen a la gran familia lingüística maya, pero en este movimiento de personas también existe diversidad lingüística y cultural. Esta pluriculturalidad se manifiesta, entre otras cosas, en las distintas lenguas de los inmigrantes HLI recientes. En 2020, hablaba maya el 32,5%; tsotsil, el 11,8%; ch'ol, el 10,3%; náhuatl, el 8,3%; zoque, el 4,1%, y zapoteco, el 2,5%. En un contexto de enclave turístico como el de Quintana Roo también puede presentarse un proceso de pérdida intergeneracional de la lengua indígena, como documentaron Velasco y Hernández Campos (2018) en los Cabos, Baja California. Estos autores observaron que, si bien más de la mitad de la primera generación de inmigrantes hablaba una lengua indígena, en la segunda generación el porcentaje fue inferior (6,6%). Desde su perspectiva, esta situación contrastaba con el aprendizaje de inglés como “medio de sobrevivencia en un enclave turístico internacional”. La reducción de la condición de hablante de una lengua indígena por parte de los inmigrantes se ha relacionado principalmente con la discriminación y el racismo pues, en los lugares de destino, las relaciones interétnicas suelen ser conflictivas (Durin, 2007) y se experimentan condiciones lingüísticas culturales más complejas (Velasco y Hernández Morales, 2015).

D. Perfil sociodemográfico y laboral de los inmigrantes HLI y NHLI recientes en Quintana Roo

En el análisis del perfil sociodemográfico de los inmigrantes HLI se incluyeron las variables de edad, sexo, escolaridad y situación conyugal (véase el cuadro 6). En cuanto a la edad, la migración se encuentra asociada a edades jóvenes. A esas edades es cuando se producen cambios relacionados con el ciclo vital, la conformación del hogar, la terminación de la etapa escolar y la entrada al mercado de trabajo (Partida y Martínez, 2006; Sobrino, 2018). La juventud es una característica que se observa tanto en los inmigrantes HLI como en los NHLI. La mediana de edad de ambos grupos en 2020 era de 26 años.

Respecto a la composición por sexo, en casi todos los años censales los inmigrantes recientes HLI presentan un rasgo masculinizado, pues el porcentaje de hombres migrantes excede el de las mujeres y los índices de masculinidad son superiores. Esta preeminencia de varones en la migración interna de los hablantes de lengua indígena ha sido una característica del perfil sociodemográfico a nivel nacional (Granados y Quezada, 2018) y también es perceptible en otros espacios. Por ejemplo, en su investigación sobre migración indígena interestatal en la península de Yucatán, Cea (2004) encontró que las mujeres indígenas se desplazaban menos que los hombres, lo que se asociaba con una característica cultural donde el varón se movía más con el fin de incrementar el ingreso familiar. Sin embargo, en 2020 la constitución por sexo de los inmigrantes indígenas en Quintana Roo ha

cambiado, ya que se vislumbra un equilibrio entre el número de hombres y de mujeres. Esta contribución similar de hombres y mujeres a las migraciones internas se ha documentado en otras investigaciones (Ybáñez y Barboza, 2017; Sobrino, 2018), y se relaciona con procesos de asentamiento y reunificación familiar de los inmigrantes. Es posible que, en el caso de los inmigrantes HLI, se estén presentando los procesos señalados anteriormente, pero los datos encontrados en 2020 podrían reflejar cambios culturales importantes en las comunidades indígenas y en los mercados laborales. Históricamente, la mujer indígena siempre ha migrado y desde antaño se ha reconocido su papel como sostén y proveedora de ingresos a sus familias (Arizpe, 1975). Asimismo, un nicho laboral preponderante de las mujeres ha sido el trabajo doméstico (Ávila, Jáuregui y Quezada, 2020). Sin embargo, este hallazgo del año censal 2020 puede dar indicios de que la mujer se está movilizándose más y sus nichos laborales están diversificándose. Además, en el caso particular de Quintana Roo, el auge del sector turístico demanda mano de obra femenina.

Cuadro 6
Quintana Roo: características sociodemográficas de la población indígena
inmigrante, 1990-2020

Características sociodemográficas	Habla de lengua indígena					No habla de lengua indígena				
	1990	2000	2010	2015	2020	1990	2000	2010	2015	2020
Inmigrantes interestatales recientes	19 680	15 422	13 870	19 119	14 972	73 710	108 593	125 861	130 926	191 167
Sexo										
Hombre	55,4	60,7	55,6	61,2	50,1	51,5	50,9	49,9	51,0	50,0
Mujer	44,6	39,3	44,4	38,8	49,9	48,5	49,1	50,1	49,0	50,0
Índice de masculinidad	124	155	120	158	100	106	103	97	104	100
Edad										
Edad mediana	24	25	24	24	26	22	24	26	26	26
Estado civil										
Soltero	38,4	42,3	38,0	54,7	33,0	49,5	46,6	41,6	39,6	33,2
Casado o en unión	58,2	52,7	55,0	40,5	58,3	47,4	48,0	51,2	52,7	59,1
Divorciado o separado	1,2	3,0	3,7	3,2	5,8	1,8	3,8	4,7	5,5	5,6
Viudo	2,2	2,0	3,3	1,5	2,9	1,3	1,5	2,5	2,2	2,1
Escolaridad										
Mediana	4	6	9	9	9	6	9	9	9	9

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International (IPUMS-I), versión 7.3, Minneapolis, 2020 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.3>; Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Censo de Población y Vivienda 2020: cuestionario ampliado", 2021 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/#Documentacion>, e Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Intercensal 2015", 2018 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015/>.

En relación con los años de escolaridad acumulada, se han incrementado tanto en el caso de los inmigrantes HLI como en el de los NHLI. El incremento es más evidente en los primeros, que pasaron de seis años de escolaridad promedio en 1990 a ocho años en

2020. No obstante, esto no significa que superen el nivel de secundaria, lo que indica una migración de baja calificación en términos educativos. En la variable relativa a la situación conyugal de los inmigrantes HLI, la mayor parte se encontraba en unión, un 58,3% en 2020. En contraste, los solteros representaban un 33%. A partir de estos datos es posible deducir que la migración reciente de HLI en Quintana Roo presenta un patrón de tipo familiar. Esta situación se ha mantenido en la mayoría de los años censales analizados, con excepción de 2015, cuando fue mayor la proporción de inmigrantes recientes HLI solteros. Por su parte, entre los NHLI se aprecia un aumento de la proporción de unidos en pareja y una disminución de la población soltera.

En la caracterización del perfil laboral se seleccionó entre los inmigrantes recientes HLI y NHLI a los mayores de 12 años que declararon trabajar y que cinco años atrás residían en una entidad federativa diferente al estado de Quintana Roo. Las variables analizadas fueron el ingreso, la actividad económica y la posición en el empleo (véase el cuadro 7). Respecto al ingreso mensual por trabajo, en los cinco años censales se aprecia tanto en el caso de los HLI como de los NHLI que sus ingresos se mantienen por encima de la inflación. Ello indica un aumento del poder adquisitivo, lo que explica por qué Quintana Roo atrae un gran número de inmigrantes. Cabe destacar que, en el caso de los inmigrantes HLI, el ingreso mensual por trabajo, de acuerdo con la mediana, ha sido inferior en comparación con el de los NHLI durante los últimos 30 años. Este resultado se explica por las condiciones de segmentación del mercado de trabajo en los sectores turísticos, en torno a factores como el género, la edad y la pertenencia étnico-racial, que en conjunto crean condiciones de desventaja y discriminación salarial para los trabajadores inmigrantes HLI.

Cuadro 7

Quintana Roo: características laborales de la población indígena inmigrante, 1990-2020

Características sociodemográficas	Hablaante de lengua indígena					No hablaante de lengua indígena				
	1990	2000	2010	2015	2020	1990	2000	2010	2015	2020
Ingreso										
Mediana (en pesos mexicanos)	215	1 600	3 214	4 657	6 000	240	1 714	3 000	5 400	7 525
Inflación (en porcentajes)		460,2	60,5	20,4	4,2	460,2	60,5	20,4	4,2	
Incremento real del salario (en porcentajes)		184,0	40,3	24,5	24,6	154,0	14,5	59,6	35,1	
Actividad económica (en porcentajes)										
Agricultura, pesca y silvicultura	13,1	4,5	3,3	2,5	3,6	6,8	2,1	1,8	1,5	1,2
Fabricación de manufacturas	6,2	5,4	5,2	3,7	14	6,5	6,1	4,9	3,9	4,9
Construcción	16,1	26,1	12,3	23,2	19,2	9,6	9,3	10,1	9,5	12,2
Comercio mayorista y minorista	14,5	14,8	21,8	14,1	15	16,5	18,3	18,1	17,3	18,1
Hoteles y restaurantes	19,7	24,4	27,6	37,2	31,2	24,7	26,2	26,5	31,3	29,1
Otros	30,4	24,8	29,8	19,3	17	35,9	38,0	38,6	36,5	34,6

Cuadro 7 (conclusión)

Características sociodemográficas	Hablaante de lengua indígena					No hablaante de lengua indígena				
	1990	2000	2010	2015	2020	1990	2000	2010	2015	2020
Posición en el empleo (en porcentajes)										
Empleado u obrero	75	79,2	87	87,1	74,1	80,6	85,2	86,4	85,6	80,5
Trabajador por cuenta propia	16,3	12,7	6,6	8,3	11,3	13,6	9,2	10,1	9,6	13,3
Jornalero	7,2	6,5	4,1	3,1	3,4	3,4	2,4	1,1	1,4	3,4
Otro	1,5	1,6	2,3	1,4	11,2	2,4	3,2	2,3	3,4	2,8

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Minnesota Population Center, Integrated Public Use Microdata Series, International (IPUMS-I), versión 7.3, Minneapolis, 2020 [en línea] <https://doi.org/10.18128/D020.V7.3>; Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Censo de Población y Vivienda 2020: cuestionario ampliado", 2021a [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/#Documentacion>; Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Calculadora de inflación", 2021b [en línea] <https://www.inegi.org.mx/app/indicesdeprecios/CalculadoradInflacion.aspx>; Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), "Encuesta Intercensal 2015", 2018 [en línea] <https://www.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015/>.

Nota: Los datos de la inflación en el ingreso promedio mensual entre los años censales fueron estimados con la calculadora de inflación del INEGI (2021b).

Existe una polarización en el ámbito laboral de Quintana Roo, en el sentido de que las poblaciones migrantes e indígenas realizan trabajos que la población no migrante no desea ejercer y, por ende, se ubican en empleos precarios. Si bien tanto los NHLI como los HLI están expuestos a discriminación, entre los HLI se hace más evidente por tener las dos condiciones: ser indígena y migrante (Oehmichen, 2001; Castellanos y París, 2002; Velasco y Hernández Campos, 2018). Los inmigrantes recientes HLI trabajan sobre todo en el sector terciario y secundario, especialmente en los subsectores de hoteles y restaurantes. Además del comercio y la construcción, en 1990 los inmigrantes recientes HLI tenían una participación del 13,1% en el sector primario, que descendió en 2020 al 3,6%, mientras que en subsectores como la construcción y el comercio aumentó la proporción de ocupados en los cinco años censales. De hecho, en 2020 uno de cada tres laboraba en el turismo, en hoteles y restaurantes. En el caso de los inmigrantes recientes NHLI se observa un comportamiento muy similar. Sin embargo, en términos relativos, la concentración de la población en los subsectores se da de manera diferente. Por ejemplo, en el caso de los HLI la proporción de ocupados en la construcción es mayor que la de los NHLI. De la misma forma, se evidencia una mayor participación de los inmigrantes recientes HLI en la agricultura.

En cuanto a la posición en el empleo se observa una concentración de los inmigrantes de Quintana Roo como empleados u obreros de grandes cadenas hoteleras. En su mayoría, se trata de empresas de capital extranjero, lo cual es una característica de las economías de enclave en la globalización (Velasco y Hernández Campos, 2018). En los cinco años censales, tanto los inmigrantes recientes HLI como los NHLI eran en su mayoría empleados u obreros. En el año 2020 la población de ambos grupos que tuvieron esa posición fue de más del 74%.

El perfil sociodemográfico y laboral de la población inmigrante reciente HLI y NHL del estado de Quintana Roo entre 1990 y 2020 pone de relieve que en general existe una inmigración de baja calificación. Ello se debe a que los inmigrantes tanto HLI como NHLI presentan perfiles similares. Además, las empresas tanto nacionales como extranjeras que se encuentran en la entidad reproducen esta baja calificación de los inmigrantes. Como

documenta Oehmichen (2010), es posible que entre los inmigrantes figure una mano de obra calificada, constituida por gerentes y ejecutivos, asociados a las empresas multinacionales de turoperadores. Sin embargo, ese grupo no se destaca en este universo de inmigrantes. Quienes sobresalen son, más bien, quienes constituyen la masa de trabajadores de servicios con empleos precarios, inestables y mal pagados.

E. Reflexiones finales

Quintana Roo tiene un papel preponderante como nuevo polo de atracción en la migración interestatal en México. En los últimos años se afianzó como receptor de migrantes de población no indígena e indígena. En este artículo se han destacado las características étnicas de esta migración interestatal. Se determinó que en todos los años censales Quintana Roo presentó las tasas de migración indígena más altas del país, pero con una característica importante. A lo largo del horizonte de estudio es un centro de atracción, pero no para todos los indígenas de México, ya que estos provienen en su gran mayoría de entidades contiguas, lo que dinamiza la corriente migratoria indígena del sureste mexicano.

Quintana Roo también recibe población indígena de otros países, como Guatemala y Belice. Durante los cinco años censales, la inmigración indígena internacional a ese estado se concentró en personas de origen guatemalteco y beliceño. En 1990, más del 95% del total de la población indígena inmigrante internacional provenía de estos países. En los años siguientes esta proporción fue cambiando, pues fue del 68% en 2000; del 72% en 2010; del 78% en 2015 y, para 2020, representó el 60% del total de la inmigración indígena internacional. En ese sentido, Quintana Roo puede considerarse una entidad excepcional, con actividad turística y agrícola y con presencia de migrantes internacionales indígenas.

En cuanto al perfil sociodemográfico, la tendencia histórica de la migración de los HLI mostraba una preeminencia de varones, pero en 2020 se alcanzó el equilibrio entre los sexos. En relación con el perfil laboral, a excepción del ingreso medio mensual, las otras características laborales analizadas son similares entre indígenas y no indígenas. Por ello, la migración interna que se produce hacia Quintana Roo es principalmente de baja calificación. No obstante, en los cinco años censales el ingreso mensual por trabajo creció por encima de la inflación, tanto en HLI como en NHLI. De esta manera, existe una ganancia en el poder adquisitivo comparado con el de los lugares de origen, lo que hace que el estado resulte atractivo para los inmigrantes.

Por último, un factor estructural que seguramente atraerá más población inmigrante a Quintana Roo en el futuro es el proyecto del Tren Maya puesto en marcha por el Gobierno del presidente Andrés Manuel López Obrador, pues se trata de una iniciativa que demanda una gran cantidad de mano de obra. Al respecto se ha dicho, entre otras cosas, que el proyecto aumentará el turismo y atraerá nuevas inversiones, pero también problemas con la migración. Se teme que, ante la llegada de más inmigrantes, no solo nacionales sino internacionales, se saturen los servicios y que ello produzca mayor desigualdad (Bote, 2019). También se afirma que el proyecto será una fuente de empleo local en los lugares por donde pase el tren, lo que podría contribuir a la retención de migrantes, tal como anunció el actual Gobierno⁸.

⁸ Véase *Notimex* (2020).

Bibliografía

- Aguilar, I. (1995), "Población y economía en el estado de Quintana Roo: algunas consideraciones de la experiencia reciente", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 10, N° 1.
- Aguirre, Y. (2021), "Migración interna indígena en Quintana Roo, 1990-2015", tesis de maestría, Pachuca de Soto, Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo (UAEH).
- Albertani, C. (1999), "Los pueblos indígenas y la ciudad de México: una aproximación", *Política y Cultura*, N° 12.
- Arizpe, L. (1975), *Indígenas en la Ciudad de México: el caso de las "Marías"*, SepSetentas, N° 182, Ciudad de México, Secretaría de Educación Pública (SEP).
- Ávila, M., J. Jáuregui, y M. Quezada (2020), "Trabajo doméstico de las mujeres hidalgenses en Nuevo León, México", *ODEERE: Revista do Programa de Pós-Graduação em Relações Étnicas e Contemporaneidade (PPGREC)*, vol. 5, N° 10.
- Barrón, A. (2013), "Desempleo entre los jornaleros agrícolas, un fenómeno emergente", *Problemas del Desarrollo: Revista Latinoamericana de Economía*, vol. 175, N° 44.
- Bayona, E. (2018), "La puesta en escena y performatividad del turismo étnico en los Altos de Chiapas", *Revista de Antropología Social*, vol. 27, N° 1.
- Benseny, G. (2007), "El turismo en México: apreciaciones sobre el turismo en espacio litoral", *Aportes y Transferencias*, vol. 11, N° 2.
- Bote, A. (2019), "El Tren Maya será el 'sueño maya' para los migrantes", *La Jornada Maya*, 13 de julio [en línea] <https://www.lajornadamaya.mx/nacional/121518/El-Tren-Maya-sera-el-sueno-maya-para-los-migrantes>.
- Camargo, A. (2011), "Migración indígena y la construcción de un territorio de circulación transnacional en México", *TRACE: Travaux et Recherches dans les Amériques du Centre*, N° 60, Ciudad de México, Centro de Estudios Mexicanos y Centroamericanos (CEMCA).
- Cárdenas, E. (2014), "Migración interna e indígena en México: enfoques y perspectivas", *Intersticios Sociales*, N° 7, Zapopan, El Colegio de Jalisco.
- Careaga, L. y A. Higuera (2011), *Quintana Roo: historia breve*, Ciudad de México, El Colegio de México (COLMEX)/Fideicomiso Historia de las Américas/Fondo de Cultura Económica (FCE).
- Castellanos, A. y M. París (2002), "Inmigración, identidad y exclusión socioétnica y regional en la ciudad de Cancún", *Migración, poder y procesos rurales*, A. León, B. Canabal y R. Pimienta (coords.), Ciudad de México, Universidad Autónoma Metropolitana (UAM)/Plaza y Valdés.
- Cea, M. (2004), "La migración indígena interestatal en la península de Yucatán", *Investigaciones Geográficas*, N° 55, Ciudad de México, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).
- CONACULTA (Consejo Nacional para la Cultura y las Artes) (2010), *Atlas de infraestructura y patrimonio cultural de México*, Ciudad de México.
- Cruz-Coria, E. y otros (2013), "La transformación de los espacios de vida y la configuración del paisaje turístico en Puerto Morelos, Quintana Roo, México", *Polis: Revista de la Universidad Bolivariana*, vol. 12, N° 34.
- Daltabuit, M. y otros (2006), *El turismo costero en la ecorregión del sistema arrecifal mesoamericano*, Cuernavaca, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).
- Durin, S. (coord.) (2008), *Entre luces y sombras: miradas sobre los indígenas en el área metropolitana de Monterrey*, Monterrey, Centro de Investigaciones y Estudios Superiores de Antropología Social (CIESAS)/Comisión Nacional para el Desarrollo de los Pueblos Indígenas (CDI).
- (2007), "¿Una educación indígena intercultural para la ciudad? El Departamento de Educación Indígena en Nuevo León", *Frontera Norte*, vol. 19, N° 38, Tijuana, El Colegio de la Frontera Norte (COLEF).

- Espinosa, H. (2013), "El origen del proyecto turístico Cancún, México: una valoración de sus objetivos iniciales a 42 años de su nacimiento", *LiminaR*, vol. 11, N° 1.
- García de Fuentes, A. y J. Morales. (2000), "Dinámica regional de Yucatán 1980-2000", *Investigaciones Geográficas*, N° 42, Ciudad de México, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).
- García Ortega, M. (2014), "Migraciones laborales en la agroindustria azucarera: jornaleros nacionales y centroamericanos en regiones cañeras de México", *Estudios Agrarios*, vol. 20, N° 57.
- (2013), "Migraciones laborales, derechos humanos y cooperación internacional: cortadores de caña centroamericanos en la frontera México-Belice", *TRACE: Travaux et Recherches dans les Amériques du Centre*, N° 63, Ciudad de México, Centro de Estudios Mexicanos y Centroamericanos (CEMCA).
- Granados, J. (2005), "Las nuevas zonas de atracción de migrantes indígenas en México", *Investigaciones Geográficas*, N° 58, Ciudad de México, Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM).
- Granados, J. y M. Quezada (2018), "Tendencias de la migración interna de la población indígena en México, 1990-2015", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 33, N° 2.
- Hernández Trujillo, J. (2006), "De la miseria a la pobreza (análisis de las migraciones internas indígenas en México)", *Análisis Económico*, vol. 21, N° 46.
- Hiernaux-Nicolas, D. (2000), *Metrópoli y etnicidad: los indígenas en el Valle de Chalco*, Zinacantepec, Fondo Nacional para la Cultura y las Artes (FONCA)/H. Ayuntamiento de Valle de Chalco Solidaridad/El Colegio Mexiquense.
- Iglesias, E. (2011), "Las nuevas migraciones yucatanenses: territorios y remesas", *Migración y Desarrollo*, vol. 9, N° 17.
- Jáuregui, J. y M. Ávila (2015), "Patrones de movilidad interna de los hidalguenses hablantes de lengua indígena, 1970-2010", *Estudios demográficos del estado de Hidalgo, tomo VI*, M. Quezada (coord.), Pachuca de Soto, Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo (UAEH).
- (2007), "Estados Unidos, lugar de destino para los migrantes chiapanecos", *Migraciones Internacionales*, vol. 4, N° 1.
- Madera, J. y D. Hernández (2016), "La ruta del tabaco: migración temporal entre Nayarit, México y la costa Este de Estados Unidos", *Agricultura, Sociedad y Desarrollo*, vol. 13, N° 4.
- Mercado, J. (2016), "El desplazamiento interno forzado en México", *El Cotidiano*, N° 200.
- Nava, M. (1993), "La migración rural en México y sus posibles efectos en la población y economía campesina: el caso de Ayapango, Edo de México", trabajo final de posgrado en población y desarrollo, Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Nolasco, M. y M. Rubio (2005), "La migración indígena: causas y efectos en la cultura, la economía y la población" [en línea] www.etnografia.inah.gob.mx/index.php?option=com_content&view=article&id=61&Itemid=97.
- Notimex (2020), "Construcción del Tren Maya reducirá la migración del sur-sureste de México, prevé López Obrador", *El Economista*, 10 de enero [en línea] <https://www.economista.com.mx/estados/Construccion-del-Tren-Maya-reducira-la-migracion-del-sur-sureste-de-Mexico-preve-Lopez-Obrador-20200110-0065.html>.
- Oehmichen, C. (2010), "Cancún: la polarización social como paradigma en un México Resort", *Alteridades*, vol. 20, N° 40.
- (2009), "Turismo y ciudades de orillas: el caso de Cancún, México", *Topofilia*, vol. 1, N° 3.
- (2001), "Espacio urbano y segregación étnica en la Ciudad de México", *Papeles de Población*, vol. 7, N° 28, Toluca, Universidad Autónoma del Estado de México (UAEMEX).
- Partida, V. (2000), "La migración interestatal de la población indígena entre 1985 y 1990", *Estado del desarrollo económico y social de los pueblos indígenas de México: primer informe, tomo 2*, Ciudad de México, Instituto Nacional Indigenista (INI)/Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- Partida, V. y M. Martínez (2006), "Migración interna", *La situación demográfica de México 2006*, Ciudad de México, Consejo Nacional de Población (CONAPO).

- Peña, J. (2017), "Migrantes en Baja California: vulnerabilidad y riesgos", *Iniciativa Migrantes en Países en Situaciones de Crisis (MICIC)* [en línea] https://micicinitiative.iom.int/sites/micicinitiative/files/resource_pub/docs/estudiobjweb.pdf.
- Rojas, T. (2017), "Migración rural jornalera en México: la circularidad de la pobreza", *Iberofórum: Revista de Ciencias Sociales de la Universidad Iberoamericana*, vol. 12, N° 23, Ciudad de México, Universidad Iberoamericana (IBERO).
- Rubio, M. y otros (2000), "Desarrollo, marginalidad y migración", *Estado del desarrollo económico y social de los pueblos indígenas de México: primer informe, tomo 1*, Ciudad de México, Instituto Nacional Indigenista (INI)/Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- Sánchez, M. y R. Barceló (2007), "Mujeres indígenas migrantes: cambios y redefiniciones genéricas y étnicas en diferentes contextos de migración", *Amérique Latine Histoire et Mémoire*, N° 14.
- Sobrino, J. (2018), "Conociendo (un poco más) la migración interna de México", *Otros Diálogos de El Colegio de México*, N° 4, Ciudad de México, El Colegio de México (COLMEX), julio.
- (2010), *Migración interna en México durante el siglo XX*, Ciudad de México, Consejo Nacional de Población (CONAPO).
- Solís, I. (2009), "Industrialización por sustitución de importaciones en México, 1940-1982", *Tiempo Económico*, vol. 4, N° 11.
- Talledos, E. (2012), "La imposición de un espacio: de La Crucecita a Bahías de Huatulco", *Revista Mexicana de Ciencias Políticas y Sociales*, vol. 57, N° 216.
- Telles, E. y R. Martínez (eds.) (2019), *Pigmentocracias: color, etnicidad y raza en América Latina*, Ciudad de México, Fondo de Cultura Económica (FCE).
- Valdés, M. (2008), "Migración interna indígena y no indígena en América Latina" [en línea] www.mapunet.org/documentos/mapuches/migracion_interna.pdf.
- Van den Berghe, P. (1995), "Marketing mayas: ethnic tourism promotion in Mexico", *Annals of Tourism Research*, vol. 22, N° 3.
- Vargas, N. y J. Flores (2002), "Los indígenas en ciudades de México: el caso de los mazahuas, otomíes, triquis, zapotecos y mayas", *Papeles de Población*, vol. 8, N° 34, Toluca, Universidad Autónoma del Estado de México (UAEMEX).
- Vázquez, G. y M. Quezada (2015), "Los indígenas autoadscritos de México en el censo 2010: ¿revitalización étnica o sobreestimación censal?", *Papeles de Población*, vol. 21, N° 86, Toluca, Universidad Autónoma del Estado de México (UAEMEX).
- Velasco, L. (2014), "Estudiar la migración indígena: itinerarios de vida de trabajadores agrícolas en el noroeste mexicano", *Economía, Sociedad y Territorio*, vol. 14, N° 46.
- (2007), "Migraciones indígenas a las ciudades de México y Tijuana", *Papeles de Población*, vol. 13, N° 52, Toluca, Universidad Autónoma del Estado de México (UAEMEX).
- Velasco, L. y C. Hernández Campos (2018), *Migración, trabajo y asentamiento en enclaves globales: indígenas en Baja California Sur*, Tijuana, El Colegio de la Frontera Norte (COLEF)/Comisión Nacional para el Desarrollo de los Pueblos Indígenas (CDI).
- Velasco, L. y M. Hernández Morales (2015), "La etnicidad cuestionada: ancestralidad en las hijas y los hijos de inmigrantes indígenas oaxaqueños en Estados Unidos", *Migraciones Internacionales*, vol. 8, N° 2.
- Velasco, L. y M. París (2014), "Indigenous migration in Mexico and Central America: interethnic relations and identity transformations", *Latin American Perspectives*, vol. 41, N° 3.
- Ybáñez, E. y C. Barboza (2017), "Trayectorias recientes de la migración interna en la Zona Metropolitana de Monterrey: características, orígenes y destinos a nivel municipal, 2010", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 32, N° 2.

Orientaciones para los autores de la revista *Notas de Población*

La revista *Notas de Población* es coordinada por su Comité Editorial, al que corresponde la responsabilidad de elaborar cada número en todas sus etapas, consignando todas las decisiones que permitan presentar contribuciones de calidad científica. Dicho Comité está conformado principalmente por profesionales del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL y cuenta con el apoyo del Consejo Editorial de la revista en los procesos de evaluación de artículos.

Consideraciones generales

En *Notas de Población* se publican artículos originales e inéditos sobre estudios de población, con un enfoque multidisciplinario que abarca, además del ámbito específico de la demografía, las relaciones entre la dinámica demográfica, los fenómenos económicos y sociales, el desarrollo, los derechos humanos y la sostenibilidad ambiental. Los artículos se deberán orientar de preferencia a países de América Latina y el Caribe, si bien en ocasiones podrán incluirse contribuciones relativas a otras regiones del mundo. La revista se publica tanto en versión impresa como en formato electrónico en el portal de la CEPAL.

Los manuscritos deben estar escritos en español, aunque también podrán admitirse materiales en otros idiomas, que, de ser aceptados, serán traducidos al español por la CEPAL para su publicación. Excepcionalmente, según el interés de la revista y previo consentimiento del autor, se publicarán traducciones de artículos ya publicados en otras lenguas. La revista sigue un estilo libre y abierto; sin embargo, se podrán preparar números especiales a juicio del Comité Editorial.

Los autores de los trabajos pueden ser individuales o colectivos y son los responsables de su obra. Los derechos de autor de los artículos publicados por la revista pertenecen a las Naciones Unidas.

Los artículos deberán enviarse por correo electrónico a: celade-notasdepoblacion@cepal.org. Junto con el texto original, cada artículo debe incluir lo siguiente:

- Título.
- Datos del autor o los autores: deben figurar el nombre completo, títulos académicos, afiliación institucional, dirección electrónica y algún dato relevante del texto, como por ejemplo, el nombre del proyecto de investigación del que se deriva el artículo, si procede.
- Un mínimo de cinco palabras clave y un máximo de ocho.
- Un resumen de 160 palabras, como máximo, en el que se sinteticen sus propósitos y conclusiones principales.
- Bibliografía, de acuerdo con las normas editoriales de la revista.
- Un archivo de Excel que contenga todos los gráficos editables en el orden en que aparecen en el texto.
- Una declaración concisa y clara de que el artículo es original, no ha sido publicado anteriormente y no se encuentra en proceso de revisión en ninguna otra publicación, sea en formato impreso o electrónico.

Procedimiento de selección

Todos los artículos recibidos serán sometidos a una revisión inicial por parte del Comité Editorial, que verificará el cumplimiento de las normas editoriales básicas de la revista, la pertinencia temática y la adecuada estructuración del trabajo como artículo científico.

Los artículos que superen esta primera etapa serán sometidos al arbitraje de dos evaluadores externos mediante el sistema de doble ciego, que conserva el anonimato tanto de los autores como de los árbitros o dictaminadores. Los evaluadores que participan en el proceso de arbitraje de los artículos provienen en su mayoría del Consejo Editorial. En caso necesario, es posible que se invite a especialistas que no forman parte de este.

Los árbitros evaluarán la pertinencia, relevancia y novedad del tema de acuerdo con la orientación de la revista, junto con la originalidad y el aporte conceptual o metodológico del artículo con respecto a los estudios de población. Asimismo, analizarán si el trabajo se ha estructurado y ordenado adecuadamente, es decir, si se presentan con claridad los datos, la metodología, los objetivos y las hipótesis; si los cuadros, recuadros, gráficos, mapas y diagramas son ilustrativos y claros; si las referencias se encuentran actualizadas y correctamente citadas, y si existe coherencia entre los objetivos y los resultados del estudio.

Los evaluadores emitirán un dictamen que se concretará en una de las tres opciones siguientes: publicación con cambios menores, publicación con cambios mayores o rechazo del artículo. En caso de que el dictamen sea de publicación con cambios, los árbitros detallarán las modificaciones que consideren pertinentes para mejorar el artículo y estas serán comunicadas al autor, quien, previa aceptación, deberá enviar la versión definitiva dentro del plazo que el Comité Editorial establezca.

Si se produjeran divergencias en los dictámenes de los árbitros, el Comité Editorial de la revista procederá a una revisión adicional. Las decisiones sobre los artículos rechazados por los dictaminadores son inapelables y solo se comunicarán de manera general a los autores. No obstante, en caso de requerirse, se enviarán los comentarios a los autores.

De acuerdo con el procedimiento editorial establecido en la CEPAL, los artículos se someterán a evaluación a medida que se vayan recibiendo. Los trabajos entregados una vez finalizado el período de recepción de artículos pueden no ser incluidos en el número de la revista en curso. Podrán postularse nuevamente al número siguiente, siempre y cuando hayan sido aceptados por los dictaminadores. En este caso, los autores deberán seguir las instrucciones que les indique el Comité Editorial.

El Comité Editorial se reserva el derecho de efectuar modificaciones de estilo y forma al contenido del texto, al título, a los cuadros y recuadros y a los elementos gráficos, con el fin de satisfacer las exigencias editoriales de la revista.

Política editorial

Los autores se comprometerán a no presentar el material a ninguna otra revista durante los tres meses transcurridos desde la recepción del artículo, plazo dentro del cual recibirán respuesta confirmando o no la publicación del artículo.

En caso de aceptación con cambios del artículo, los autores se comprometen a cumplir los plazos de revisión e introducción de las modificaciones sugeridas a fin de no retrasar el calendario de edición y publicación de la revista.

Normas editoriales

Extensión: el texto de los artículos no debe exceder las 10.000 palabras (incluidos cuadros, recuadros, gráficos, mapas, diagramas, notas y bibliografía).

Formato: el texto debe enviarse en un archivo electrónico de Word. Dado que la impresión del documento se realiza en blanco y negro, debe evitarse toda mención a los colores empleados en cuadros, gráficos, mapas y diagramas, sin perjuicio de que en el formato dispuesto en la página web el archivo pueda contener dichos colores.

Cuadros: deben insertarse en el archivo Word, como contenido editable, en el lugar que corresponda dentro del texto.

Gráficos: deben insertarse en el archivo de Word, en forma de imagen, en el lugar que corresponda dentro del texto. Es indispensable adjuntar además un archivo de Excel que contenga todos los gráficos editables en el orden en que aparecen en el texto. En el archivo de Excel cada gráfico debe ocupar una hoja, en cuya pestaña se debe indicar el número del gráfico.

Diagramas: deben insertarse en el archivo de Word, como contenido editable, en el lugar que corresponda dentro del texto.

Mapas: deben insertarse en el archivo de Word, en forma de imagen, en el lugar que corresponda dentro del texto y, además, adjuntarse en un archivo editable con las extensiones eps, pdf o ai (Illustrator).

Referencias a cuadros, recuadros y elementos gráficos: en el texto debe haber al menos una referencia a cada cuadro, recuadro, gráfico, mapa o diagrama. Asimismo, todos estos elementos deben incluir el título, la fuente y la unidad de medida de los datos presentados, si procede.

Fórmulas matemáticas: se sugiere numerar las fórmulas matemáticas con cifras arábigas entre paréntesis y alineadas a la derecha.

Notas explicativas: todas las notas deben insertarse a pie de página y estar numeradas correlativamente.

Referencias bibliográficas: cada referencia bibliográfica mencionada en el texto debe incluir, entre paréntesis, el apellido del autor y el año de publicación.

Bibliografía: debe figurar al final del texto. Los registros bibliográficos se presentarán en orden alfabético por el apellido del autor, seguido del nombre de pila, el año de publicación entre paréntesis, el título completo, la ciudad de publicación y la editorial.

Ejemplos:

Libro con dos autores:

Auerbach, A. y L. Kotlikoff (1987), *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge, Cambridge University Press.

Artículo con tres autores:

Auerbach, A., J. Gokhale y L. Kotlikoff (1994), "Generational accounting: a meaningful way to evaluate fiscal policy", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 8, N° 1.

Publicación electrónica con más de tres autores:

Mason, A. y otros (2009), "National Transfer Accounts Manual. Draft Version 1.0" [en línea] <http://www.ntaccounts.org/doc/repository/NTA%20Manual%20V1%20Draft.pdf>.

Autor institucional:

CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2009), *Panorama Social de América Latina, 2008* (LC/G.2402-P/E), Santiago. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.08.II.G.89.

Mismo autor, mismo año:

Lee, R. (1994a), "The formal demography of population aging, transfers, and the economic life cycle", *Demography of Aging*, Linda G. Martin y Samuel H. Preston (eds.), Washington, D.C., National Academy Press.
 ____ (1994b), "Population age structure, intergenerational transfers, and wealth: a new approach, with applications to the U.S.", *Journal of Human Resources*, vol. 29, N° 4, número especial.

Guidelines for authors of *Notas de Población*

The journal *Notas de Población* is coordinated by its Editorial Committee, which is responsible for preparing each issue from start to finish, and ensuring that all contributions are up to scientific standard. This Committee comprises professionals from the Latin American and Caribbean Demographic Centre (CELADE)-Population Division of ECLAC and receives support from the journal's Editorial Board in reviewing articles.

Overview

The journal *Notas de Población* publishes original, unpublished articles on population studies, and has a multidisciplinary approach that covers not only the field of demography but also the links between demographic trends, economic and social phenomena, development, human rights and environmental sustainability. Articles should relate preferably to Latin America and the Caribbean, although contributions relating to other regions may on occasion be included. The journal is available in both print format and on the ECLAC website.

Manuscripts must be drafted in Spanish, although in certain cases material may be submitted in other languages. Articles accepted in other languages for publication are translated into Spanish by ECLAC. Exceptionally, translations into other languages of existing articles may be published with the author's permission. The style of the journal is free and open, but special editions may be published subject to the Editorial Committee's approval.

Authors may be individuals or groups and are responsible for their work. The copyright of the articles published in the journal is held by the United Nations.

Articles must be sent via e-mail to: celade-notasdepoblacion@cepal.org. Along with the original text, articles must contain the following:

- Title.
- Details of the author(s), including full name, academic qualifications, institutional affiliation, e-mail address and any relevant information about the text, such as the name of the research project with which the article is associated, if applicable.
- Between five and eight key words.
- An abstract of up to 160 words summarizing the main aims and conclusions.
- A bibliography, prepared in accordance with the editorial rules applicable to the journal.
- An Excel file containing editable versions of all the figures in the order in which they appear in the text.
- A concise and clear declaration stating that the article is original, has not been published before and is not currently being reviewed by any other print or electronic publication.

Selection process

All articles received are reviewed initially by the Editorial Committee, which looks at whether they comply with the journal's basic editorial rules, the relevance of the subject matter, and whether the structure of the text is appropriate for a scientific article.

Articles that pass this initial stage are then reviewed by two external referees using a double-blind review system, in which both the author and the referees or reviewers remain anonymous. The referees are mainly members of the Editorial Board. If necessary, outside specialists may be invited to review articles.

The referees will first of all consider the pertinence, relevance and novelty of the subject matter, with reference to the journal's editorial stance, as well as the article's potential contribution to population studies in terms of its originality, concept and methodology. They will then assess whether the work has been properly structured and organized, that is, whether the data, methodology, objectives and hypotheses have been clearly set out; whether the tables, boxes, figures, maps and diagrams are illustrative and clear; whether the references are up to date and correctly cited; and whether the objectives are consistent with the results of the study.

The referees will make one of the following recommendations: publication with minor changes; publication with major changes; or rejection of the article. In the event that the referees decide the article should be published with changes, they will list the alterations they deem necessary to improve the article and notify the author accordingly. Should the author accept, the final version must be submitted by the deadline stipulated by the Editorial Committee.

If there are differences of opinion among the referees, the Editorial Committee will conduct a second review. Decisions on rejected articles are final and authors will be notified. Comments will not be sent to authors unless requested.

In line with the editorial procedure established by ECLAC, articles will be subject to review as and when they are received. Articles submitted after the deadline may not be included in the current issue. Authors may submit another application for their articles to be included in the following issue, provided that it is accepted by assessors. In this case, authors should follow the Editorial Committee's instructions.

The Editorial Committee reserves the right to make non-substantive changes to the text, title, tables, boxes and figures in order to satisfy the journal's editorial requirements.

Editorial policy

Authors must undertake not to submit their material to any other publication for a period of three months, during which time they will be notified of the outcome of the review process.

If an article is accepted with changes, authors must meet the revision deadlines stipulated in order to avoid delaying the editing and publication of the journal.

Editorial rules

Length: Articles must be no longer than 10,000 words (including tables, boxes, figures, maps, diagrams, notes and the bibliography).

Format: The text must be submitted in an electronic Word file. Given that the journal is printed in black and white, any mention of the colours used in tables, figures, maps and diagrams must be avoided; however, colours will be visible in the online version of the journal.

Tables: These must be in an editable format and inserted in the Word file in the appropriate place.

Figures: These must be in an image format and inserted in the Word file in the appropriate place. An Excel file must also be submitted containing editable versions of all the figures in the order in which they appear in the text. Each figure must appear on a separate sheet of the Excel file, and the number of the figure should be indicated on the tab.

Diagrams: These must be in an editable format and inserted in the Word file in the appropriate place.

Maps: These must be in an image format and inserted in the Word file in the appropriate place. An editable file must also be submitted containing the maps in .eps, .pdf or .ai (Illustrator) format.

References to tables, boxes and figures: There must be at least one reference to each table, box, figure, map and diagram within the body of the text. Each one must also have a title, source and unit of measurement, where appropriate.

Mathematical formulae: Mathematical formulae should be numbered using Arabic numerals in brackets and right aligned.

Explanatory notes: All notes must be inserted as footnotes and numbered sequentially.

Bibliographical references: Bibliographical references in the body of the text must contain the last name of the author and the year of publication in brackets.

Bibliography: This should appear at the end of the article. Bibliographical entries must be presented in alphabetical order by the author's last name, followed by their first initial, year of publication in brackets, full title, city of publication and the publisher's name.

Examples:

A book with two authors:

Auerbach, A. y L. Kotlikoff (1987), *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge, Cambridge University Press.

An article with three authors:

Auerbach, A., J. Gokhale y L. Kotlikoff (1994), "Generational accounting: a meaningful way to evaluate fiscal policy", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 8, N° 1.

An e-publication with more than three authors:

Mason, A. y otros (2009), "National Transfer Accounts Manual. Draft Version 1.0" [en línea] <http://www.ntaccounts.org/doc/repository/NTA%20Manual%20V1%20Draft.pdf>.

An institutional author:

CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2009), *Panorama Social de América Latina, 2008* (LC/G.2402-P/E), Santiago. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.08.II.G.89.

Same author, same year:

Lee, R. (1994a), "The formal demography of population aging, transfers, and the economic life cycle", *Demography of Aging*, Linda G. Martin y Samuel H. Preston (eds.), Washington, D.C., National Academy Press.

_____(1994b), "Population age structure, intergenerational transfers, and wealth: a new approach, with applications to the U.S.", *Journal of Human Resources*, vol. 29, N° 4, número especial.

Publicaciones recientes de la CEPAL

ECLAC recent publications

www.cepal.org/publicaciones

■ Informes Anuales/*Annual Reports*

También disponibles para años anteriores/*Issues for previous years also available*



Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2021
Economic Survey of Latin America and the Caribbean 2021



La Inversión Extranjera Directa en América Latina y el Caribe 2021
Foreign Direct Investment in Latin America and the Caribbean 2021



Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe 2020
Preliminary Overview of the Economies of Latin America and the Caribbean 2020



Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe 2020
Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean 2020



Panorama Social de América Latina 2021
Social Panorama of Latin America 2021



Perspectivas del Comercio Internacional de América Latina y el Caribe 2021
International Trade Outlook for Latin America and the Caribbean 2021

El Pensamiento de la CEPAL/ECLAC Thinking

Construir un nuevo futuro: una recuperación transformadora con igualdad y sostenibilidad

Building a New Future: Transformative Recovery with Equality and Sustainability

La ineficiencia de la desigualdad

The Inefficiency of Inequality

Desarrollo e igualdad: el pensamiento de la CEPAL en su séptimo decenio.

Textos seleccionados del período 2008-2018



Libros y Documentos Institucionales/Institutional Books and Documents

Desastres y desigualdad en una crisis prolongada: hacia sistemas de protección social universales, integrales, resilientes y sostenibles en América Latina y el Caribe

Disasters and inequality in a protracted crisis: Towards universal, comprehensive, resilient and sustainable social protection systems in Latin America and the Caribbean

Instituciones resilientes para una recuperación transformadora pospandemia en América Latina y el Caribe: aportes para la discusión

Resilient institutions for a transformative post-pandemic recovery in Latin America and the Caribbean: Inputs for discussion

Lineamientos y propuestas para un plan de autosuficiencia sanitaria para América Latina y el Caribe

Plan for self-sufficiency in health matters in Latin America and the Caribbean: lines of action and proposals



Libros de la CEPAL/ECLAC Books

La tragedia ambiental de América Latina y el Caribe

La emergencia del cambio climático en América Latina y el Caribe: ¿seguimos esperando la catástrofe o pasamos a la acción?

The climate emergency in Latin America and the Caribbean:

The path ahead – resignation or action?

Los sistemas de pensiones en la encrucijada: desafíos para la sostenibilidad en América Latina



Páginas Selectas de la CEPAL/ECLAC Select Pages

Reflexiones sobre la gestión del agua en América Latina y el Caribe.
Textos seleccionados 2002-2020

Las dimensiones del envejecimiento y los derechos de las personas mayores en América Latina y el Caribe. Textos seleccionados 2009-2020

Protección social universal en América Latina y el Caribe.
Textos seleccionados 2006-2019



Revista CEPAL/CEPAL Review



Series de la CEPAL/ECLAC Series



Notas de Población



**Observatorio Demográfico
Demographic Observatory**



**Documentos de Proyectos
Project Documents**



**Informes Especiales COVID-19
Special Reports COVID-19**



Coediciones/Co-editions



Copublicaciones/Co-publications



**Suscríbese y reciba información oportuna
sobre las publicaciones de la CEPAL**

**Subscribe to receive up-to-the-minute
information on ECLAC publications**



www.cepal.org/es/suscripciones

www.cepal.org/en/suscripciones



NACIONES UNIDAS
UNITED NATIONS



www.cepal.org/publicaciones



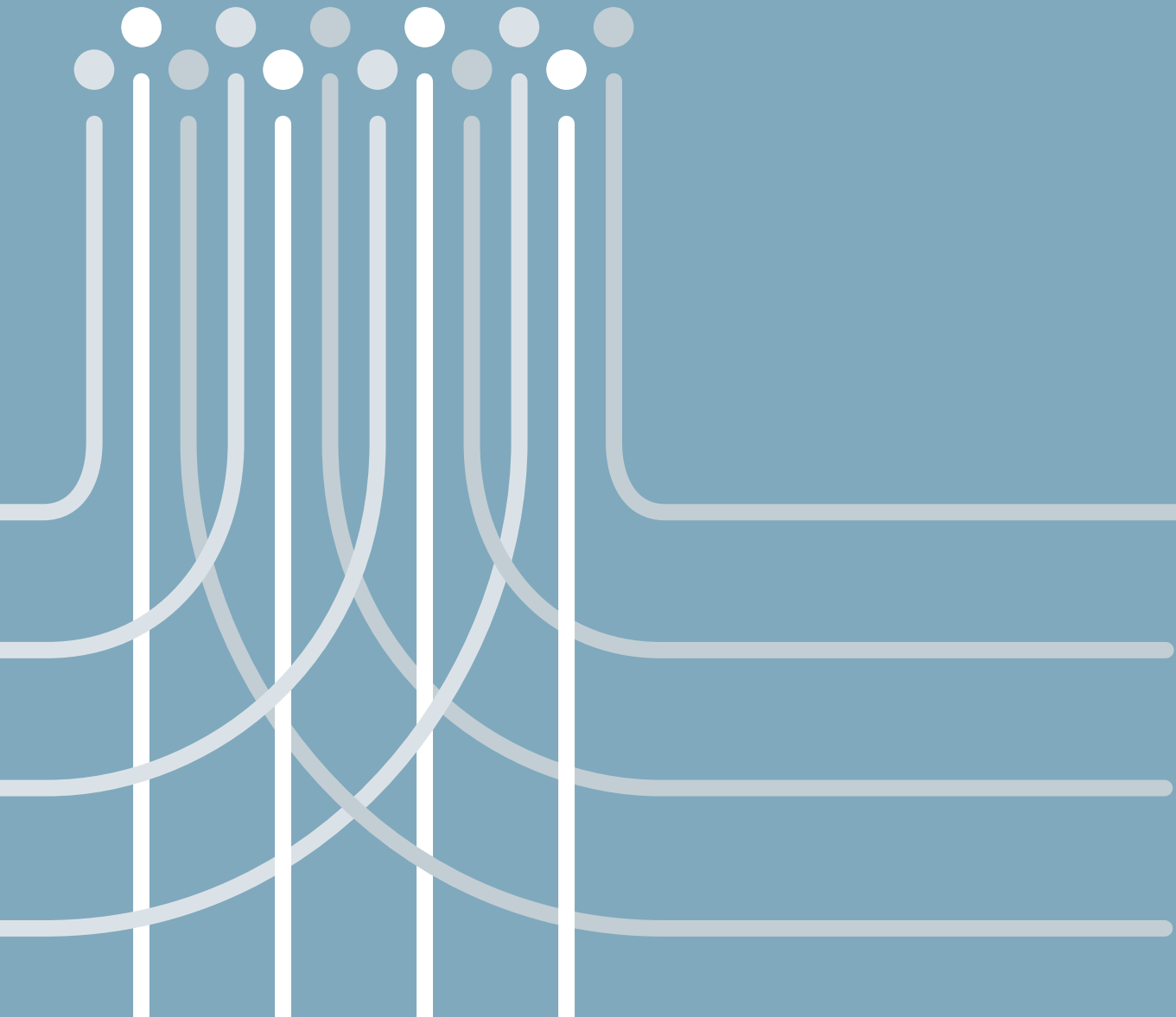
facebook.com/publicacionesdelacepal

Las publicaciones de la CEPAL también se pueden adquirir a través de:
ECLAC publications also available at:

shop.un.org

United Nations Publications
PO Box 960
Herndon, VA 20172
USA

Tel. (1-888)254-4286
Fax (1-800)338-4550
Contacto/**Contact:** publications@un.org
Pedidos/**Orders:** order@un.org



Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)
Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC)
www.cepal.org



LC/PUB.2021/16-P