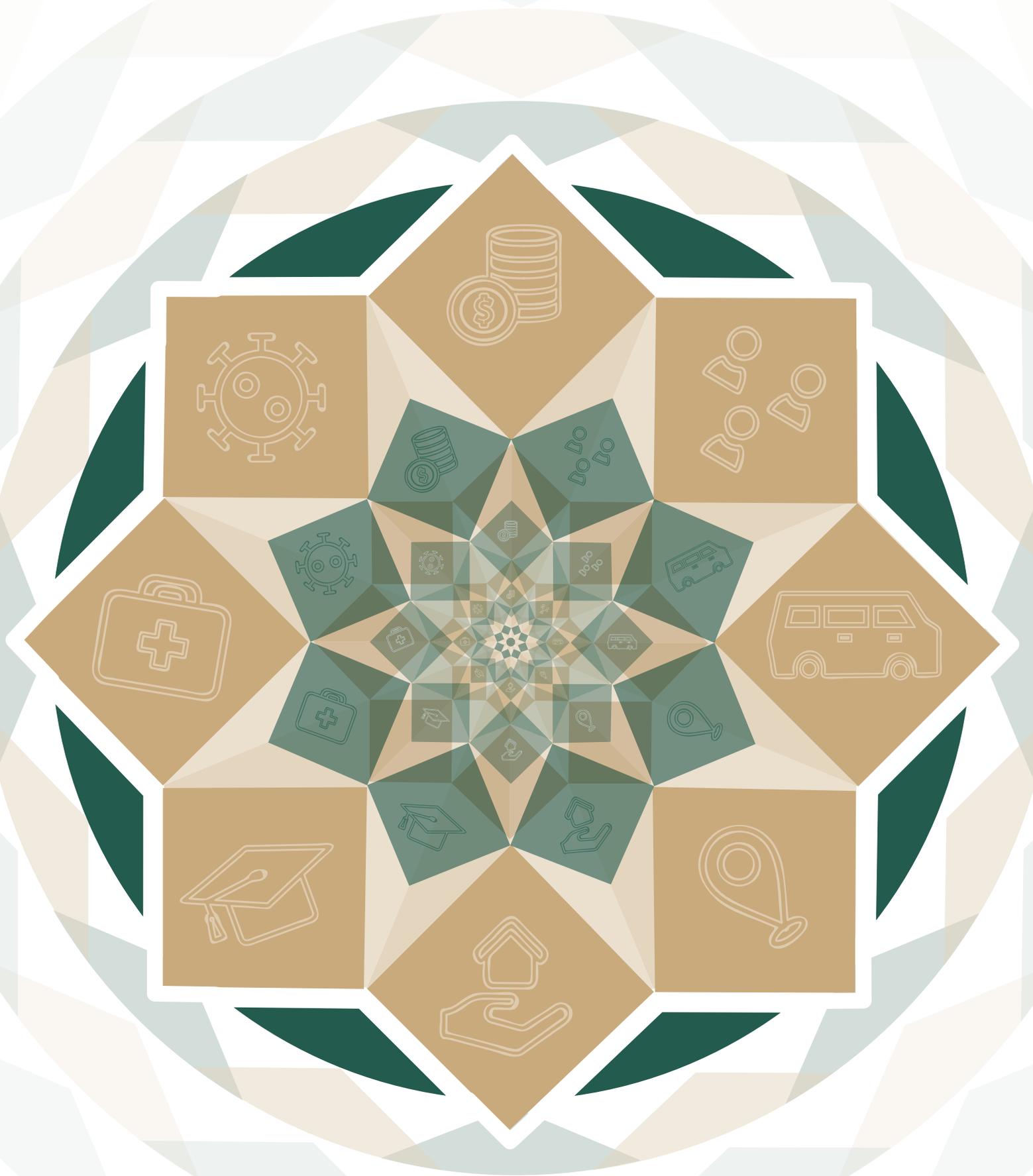


Conciliación Demográfica de México 1950-2019



D.R. © Secretaría de Gobernación
Secretaría General del Consejo Nacional de Población
Abraham González 48, Col. Juárez
C. P. 06600, México, Ciudad de México.
<<https://gob.mx/conapo>>

Conciliación demográfica de México 1950-2019

Autor:

Virgilio Partida Bush

Diseño de portada:

Maricela Márquez Villeda

Sergio Mariano Jiménez Franco

Pablo Leonardo Vega Rivas

Se agradece la colaboración de María Marta Mier y Terán Rocha por la elaboración del capítulo 7 “La fecundidad estatal”.

Primera edición: junio 2023

ISBN: 978-607-427-384-7

Se permite la reproducción total o parcial sin fines comerciales, citando la fuente.

Hecho en México.

Conciliación Demográfica de México 1950-2019



Consejo Nacional de Población

LUISA MARÍA ALCALDE LUJÁN
Secretaria de Gobernación y
Presidenta del Consejo Nacional de Población

RAQUEL BUENROSTRO SÁNCHEZ
Secretaria de Economía

ALICIA BÁRCENA IBARRA
Secretaria de Relaciones Exteriores

ROGELIO EDUARDO RAMÍREZ DE LA O
Secretario de Hacienda y Crédito Público

ARIADNA MONTIEL REYES
Secretaria de Bienestar

NURIA FERNÁNDEZ ESPRESATE
Titular del Sistema Nacional
para el Desarrollo Integral de la Familia

MARÍA LUISA ALBORES GONZÁLEZ
Secretaria de Medio Ambiente y Recursos Naturales

GRACIELA MÁRQUEZ COLÍN
Presidenta del Instituto Nacional
de Estadística y Geografía

VÍCTOR MANUEL VILLALOBOS ARÁMBULA
Secretario de Agricultura y Desarrollo Rural

NADINE FLORA GASMAN ZYLBERMANN
Presidenta del Instituto Nacional
de las Mujeres

LETICIA RAMÍREZ AMAYA
Secretaria de Educación Pública

ZOÉ ALEJANDRO ROBLEDO ABURTO
Director General del Instituto Mexicano
del Seguro Social

JORGE CARLOS ALCOCER VARELA
Secretario de Salud

PEDRO ZENTENO SANTAELLA
Director General del Instituto de Seguridad y
Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado

MARATH BOLAÑOS LÓPEZ
Secretario del Trabajo y Previsión Social

ROMÁN GUILLERMO MEYER FALCÓN
Secretario de Desarrollo Agrario,
Territorial y Urbano

ADELFO REGINO MONTES
Director General del Instituto Nacional
de los Pueblos Indígenas

Secretaría de Gobernación

LUISA MARÍA ALCALDE LUJÁN
Secretaria de Gobernación

ALEJANDRO ENCINAS RODRÍGUEZ
Subsecretario de Derechos Humanos, Población y Migración

CÉSAR YÁÑEZ CENTENO
Subsecretario de Desarrollo Democrático, Participación Social y Asuntos Religiosos

MARCO ANTONIO HERNÁNDEZ MARTÍNEZ
Titular de la Unidad de Administración y Finanzas

Secretaría General del Consejo Nacional de Población

GABRIELA RODRÍGUEZ RAMÍREZ
Secretaría General

GABRIELA MEJÍA PAILLÉS
Directora de Estudios Sociodemográficos

MARÍA DE LA CRUZ MURADÁS TROITIÑO
Coordinadora de Estudios
Sociodemográficos y Prospectiva

KARLA BONILLA ARANDA
Directora de Coordinación Interinstitucional
e Intergubernamental

ILEANA VILLALOBOS ESTRADA
Coordinadora de Programas de Población
y Asuntos Internacionales

KARLA BERENICE HERNÁNDEZ TORRES
Directora de Cultura Demográfica

RODRIGO JIMÉNEZ URIBE
Coordinador de Planeación en Población
y Desarrollo

RAÚL ROMO VIRAMONTES
Director de Poblamiento y Desarrollo
Regional Sustentable

LILIA YAZMÍN GONZÁLEZ SORIANO
Coordinadora de Análisis Económico y Social

RAFAEL LÓPEZ VEGA
Director de Estudios Socioeconómicos
y Migración Internacional

LUIS FELIPE JIMÉNEZ CHAVES
Director de Análisis Estadístico e Informática

LETICIA GARCÍA RUIZ
Directora de Administración

Índice

Presentación	11
Introducción	13
1 Las poblaciones censadas	15
1.1 Asignación de la población en viviendas no censadas	16
1.1.1 Los recuentos de población de 1990 a 2010	16
1.1.2 El censo de 2020	17
1.2 Diagnóstico de la declaración de la edad	28
Parte I. La población nacional	
2 La mortalidad nacional	61
2.1 La mortalidad en menores de 5 años de edad	62
2.1.1 Mortalidad infantil	62
2.1.2 Mortalidad preescolar	65
2.2 La mortalidad a partir de 5 años de edad	77
2.2.1 La corrección de la mala declaración de la edad en las defunciones	78
2.2.2 La corrección de la mala declaración de la edad en la población	82
2.2.3 La estimación de las tasas de crecimiento	98
2.2.4 Corrección del nivel de la mortalidad	100
2.2.5 Regresión lineal con el modelo general	100
2.2.6 Aplicación del método de Bennet y Horiuchi	101
2.2.7 Selección de la corrección definitiva	104
2.3 Tendencias recientes de la mortalidad	106
3 La fecundidad nacional	113
3.1 Las estadísticas vitales	114
3.2 El certificado de nacimiento	120
3.3 Las encuestas	120
3.4 Los censos de población	122

3.5	Las distintas estimaciones de los nacimientos	123
3.6	Estimaciones de la tasas específicas de fecundidad por edad	123
4	La migración internacional	143
4.1	Emigración de mexicanos hacia Estados Unidos 1950-2019	144
4.1.1	Reconstrucción de la emigración mexicana hacia Estados Unidos 1950-2019	148
4.1.2	El desglose por edad	159
4.2	Otros emigrantes internacionales	166
4.3	Inmigración internacional de México	173
5	Conciliación intercensal de la población de México	187
5.1	Conciliación demográfica 1950-2019	188
5.2	Tendencias del cambio demográfico	195
	Parte II. La población estatal	
6	Población de los estados 1970-2019	213
6.1	Corrección de las poblaciones enumeradas	214
6.2	La población a inicio de cada año	223
7	La fecundidad estatal	231
7.1	Estadísticas vitales	232
7.2	Historias de embarazos	235
7.3	Anticoncepción	235
7.4	Nivel de la fecundidad en las entidades federativas 1990-2019	239
7.5	Nivel de la fecundidad propuesto para el ejercicio de conciliación	244
7.6	Tasas de fecundidad por edad para cada año del periodo 1970-2019	247
8	La mortalidad estatal	251
8.1	Un modelo de mortalidad	251
8.2	Mortalidad en la primera infancia	252
8.3	Mortalidad de cinco años o más de edad	260
8.4	Estimaciones anuales	265
9	Migración interna e internacional de los estados	273
9.1	La migración internacional	274
9.1.1	Emigrantes	274
9.1.2	Inmigrantes	276
9.2	La migración interestatal	278

Anexos

A	El algoritmo de asignación biproportional iterativa	293
B	Métodos para corregir el nivel de la mortalidad	295
B.1	El modelo general de crecimiento	295
B.2	Corrección de la mortalidad a partir del modelo general	300
B.3	La propuesta de Bennet y Horiuchi	301
B.4	Adaptación al caso discreto	304
C	Siglas de las entidades federativas	309
D	La tabla de vida	311
E	Criterios para seleccionar las tasas globales de fecundidad de las entidades federativas	315
	Bibliografía	323

Presentación

Desde 1974 con la creación de la Secretaría General del Consejo Nacional de Población (SGCONAPO) y conforme a sus atribuciones mencionadas en el Artículo 37 del Reglamento de la Ley General de Población, ha sido posible contar con la información necesaria para conocer y analizar cómo ha evolucionado la población, su volumen, estructura por edad y sexo, así como su ubicación lo que permite mejorar la planeación e implementación de políticas públicas y así construir el país que queremos.

En este sentido, la SCONAPO impulsó la medición de las tendencias recientes de los fenómenos demográficos: mortalidad, fecundidad y migración, por medio de la debida armonización de las principales fuentes de información existentes (censos, encuestas y registros administrativos en un periodo temporal desde 1950 para la República Mexicana y a partir de 1970 en lo referente a entidades federativas. Mediante dicho proceso se identificaron áreas de oportunidad, limitaciones y desafíos, uno de ellos es la presencia de la pandemia provocada por el virus del Sars-Cov-2 por lo que el presente ejercicio solo abarca hasta un año previo a la ultima fecha censal debido a que se evaluó la necesidad de cuantificar de manera más precisa los efectos de la pandemia sobre la población mexicana e incorporarlos en las futuras proyecciones poblacionales.

Este trabajo es producto del apoyo de diversas instituciones como el Fondo de Poblacion de las Naciones Unidas (UNFPA) y del convenio de colaboración con El Colegio de México (COLMEX) además, se contó con la participación de expertos que aportaron conocimientos y larga experiencia en el tema, el Dr. Virgilio Partida Bush y el Dr. Víctor Manuel Guerrero que, con la colaboración de la Dra. María Marta Mier y Terán y Rocha en lo que a fecundidad estatal concierne, formalizaron este proyecto.

De igual forma, este trabajo se concibe como un proceso transparente y colaborativo por lo que se organizaron cuatro talleres en los que se presentaron avances, se debatió y consensuó acerca de fuentes de información, ultimas estimaciones disponibles y las tendencias recientes de la mortalidad, fecundidad, así como la migración interna e internacional donde se contó con la participación de expertos tanto de la academia como de la Administración Pública Federal. El resultado de estos esfuerzos se refleja en el presente documento,

el cual da cuenta, paso a paso, de los métodos implementados para realizar la Conciliación Demográfica del país para el periodo 1950-2019, con lo que se reúnen los elementos necesarios para llevar a cabo las estimaciones futuras de la población y su dinámica.

Esperamos que la lectura de esta obra que armoniza las principales fuentes de información estadística que atañen a la población brinde un acercamiento que permita la comprensión, reflexión, utilización y discusión de todas las personas interesadas en el tema del pasado demográfico del país y como este va a incidir en el comportamiento actual y futuro de la dinámica demográfica nacional.

GABRIELA RODRÍGUEZ RAMÍREZ

Secretaría General del
Consejo Nacional de Población

Introducción

Las proyecciones del volumen, crecimiento y estructura por edad de la población son una herramienta básica para la planeación demográfica, económica, social y política del país. A partir de las previsiones de la población es posible calcular los requerimientos futuros en materia de educación, empleo, vivienda, salud y seguridad social, entre otros, así como su distribución territorial. A su vez, las perspectivas demográficas permiten analizar los efectos derivados de variaciones en la fecundidad, la mortalidad y la migración en la composición etaria.

Para alcanzar un mayor grado de certeza, las proyecciones demográficas requieren ser actualizadas cada vez que surge nueva evidencia acerca de los niveles y tendencias de los factores del cambio demográfico. Los resultados del Censo de Población y Vivienda de 2020 imponen la necesidad de revisar no sólo las proyecciones generadas previamente por el Consejo Nacional de Población, sino también las estimaciones de la dinámica demográfica del pasado.

Antes de la propia elaboración de las proyecciones de población, es necesario contar con una población inicial confiable en cuanto a su monto y estructura por edad, la cual se desprende de un ejercicio de conciliación demográfica. En este documento se presentan los procedimientos y resultados de la reconstrucción demográfica de México durante 1950-2019 y de las entidades federativas para 1970-2019. La conciliación consiste en armonizar las tendencias de la mortalidad, la natalidad, la migración internacional e interestatal, con la población por edad y sexo enumerada en los censos de población de 1950 a 2020, los conteos de población de 1995 y 2005 y la encuesta de 2015. La ventana temporal más corta en el caso estatal obedece a la escasa disponibilidad de migración interna e internacional previa a 1970.

Primero se lleva cabo el procedimiento para el total del país, y después para las entidades federativas. Esta manera de proceder se debe a que algunas deficiencias estatales —sobre todo en la mortalidad— se compensan a nivel nacional. Una vez conciliada la población nacional y sus fenómenos demográficos asociados, las estimaciones estatales consisten de sobreponer distribuciones territoriales adecuadas, tanto al efectivo de habitantes, como a los montos de nacimientos, defunciones y migrantes.

Se elige 1950 como año inicial porque buena parte de la información demográfica no es comparable a la recogida anteriormente. La dinámica de la población de 1950 a 2019

permite tener una estructura por edad demográficamente consistente a lo largo de esos 70 años, además que ofrece el acervo de información sobre el cual se establecerán las hipótesis de la evolución futura de la mortalidad, la fecundidad y la migración interna e internacional para las nuevas proyecciones de población del país y de sus entidades federativas.

Anexo a este documento se proporcionan los resultados en varias hojas de excel, una o varias para cada uno de los fenómenos que determinan el crecimiento, la estructura etaria y la distribución territorial de la población: fecundidad y natalidad, mortalidad y migración.

1. Las poblaciones censadas

Entre las naciones en vías de desarrollo y algunas desarrolladas, México guarda un lugar privilegiado por la larga data de sus estadísticas demográficas. Dentro de las diferentes fuentes de datos, destacan los catorce censos de población modernos, donde el levantamiento regular, con periodicidad decenal de los últimos diez, sitúa a nuestro país en situación prominente en el mundo.¹ Adicionalmente a los censos de población, a mediados de las tres últimas décadas se han celebrado en México ejercicios similares en 1995 y 2005, llamados “conteos” de población, y en 2015 la *Encuesta Intercensal*, los cuales han permitido conocer mejor la dinámica demográfica del país, así como revisar las proyecciones de población vigentes y elaborar nuevas.

Igual que en muchas otras naciones, los datos de los censos y de los conteos de México adolecen de deficiencias que, si bien se han ido subsanando con el paso del tiempo, aún prevalecen en las enumeraciones más recientes. Las fallas en los censos y conteos de población de México se circunscriben a tres ámbitos: omisión de personas; inexacta declaración de la edad; y recolección imprecisa de las características personales y de la vivienda que ocupan las personas.

Las deficiencias en el levantamiento de las enumeraciones y la recolección de la información sobre las viviendas y sus ocupantes son ampliamente reconocidas; sin embargo, han sido pocos los esfuerzos de evaluación de esas fallas, más allá de la mera omisión de las personas y la mala declaración de la edad. Uno de los pocos ejercicios de evaluación fue realizado por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), que convocó a expertos de la propia institución, del sector académico y de organismos internacionales, para inspeccionar a detalle los resultados del X Censo General de Población y Vivienda 1980 (INEGI, 1986), paradójicamente el recuento que quizás haya tenido la más baja cobertura y la menor calidad en la información recolectada de los censos modernos y conteos.

En este capítulo nos avocamos a inspeccionar el reporte erróneo de la edad, y también a subsanar un primer aspecto referente a la omisión censal: la asignación del número de personas, y su distribución por edad y sexo, que viven en viviendas presumiblemente habitadas, pero que no fue posible censar a sus ocupantes. Una segunda fuente de omisión se refiere a la exclusión de miembros del hogar, sea por olvido del declarante o porque éste considera que algunas personas “no cuentan” para el censo. La reposición de este faltante se enmienda con la conciliación intercensal, la cual se presenta en el capítulo 5.

¹Habiéndose levantando en 1900 y 1910, las excepciones al levantamiento decenal fueron el primero, celebrado en 1895, y el de 1921, cuando hubo de posponerse un año debido a la lucha armada de la Revolución Mexicana (1910–1921).

1.1 Asignación de la población en viviendas no censadas

1.1.1 Los recuentos de población de 1990 a 2010.

Previo al levantamiento de un censo o conteo, generalmente se hace una enumeración del parque inmobiliario habitable. Antiguamente, en México este ejercicio del registro de viviendas era propio del proceso de planeación del censo; no obstante, en años recientes, con el objetivo de reducir costos, se aprovecha el levantamiento de los censos económicos, o bien de la actualización de marcos muestrales, para elaborar la “enumeración de viviendas y edificios”. El listado del parque habitacional obtenido de esa manera sirve de marco de referencia para controlar el trabajo de campo del propio censo o conteo de población, así como el marco de muestreo para la Encuesta Intercensal de 2015.

Mediante indagación directa con los vecinos se verifica, durante el levantamiento censal, si una vivienda en el listado o alguna nueva que no aparece ahí, después de repetidos intentos fallidos por enumerar a sus ocupantes, efectivamente está habitada o deshabitada. Es con este procedimiento, junto a la negativa expresa de algunas personas de ser censadas (generalmente por desconfianza ante la creciente inseguridad en el país), que se contabilizan las viviendas habitadas que no pudieron ser censadas.

El recuento de estas viviendas, sin embargo, solo se ha reportado en los resultados de los censos de 1990, 2000, 2010 y 2020 y de los conteos de 1995 y 2005. En realidad, es poca—casi nula— la información disponible referida al trabajo de campo en los censos previos a 1990. Incluso, si bien el INEGI reconoció públicamente el ajuste al censo de 1980 (Jarque, 1990), en los archivos de la institución no hay documento alguno que dé cuenta precisa de la población efectivamente enumerada en el censo y aquella que fue agregada al generar los tabulados definitivos en las enumeraciones de 1950 a 1980.

Conocer el número de viviendas habitadas sin censar permite un mayor acercamiento a la realidad demográfica del país; sin embargo, quedan por resolver dos problemas: primero, el número de personas que habitan esas viviendas; segundo, su distribución por edad y sexo. Para cada uno de los ejercicios censales, el INEGI ha asignado un distinto número de ocupantes; los ha separado casi equitativamente entre hombres y mujeres, pero en todos los casos ha incorporado, en las bases de micro datos, todas las variables de vivienda y personales—incluida la edad— en la categoría “no especificado.” En 1990, 1995 y 2010 se asignaron 3 personas a cada una de las viviendas, alternando dos hombres y una mujer y dos mujeres y un hombre en cada par de viviendas sucesivas, excepto en 12 municipios de Chiapas en 1995.² En 2000, se asignó el promedio estatal (todas las entidades con 4, excepto Chiapas con 5) y en 2005 el promedio municipal. La imputación del censo de 2020 se presenta adelante.

El número de viviendas habitadas sin censar varía de una enumeración a otra: 136,341 en 1990, 28,634 en 1995, 425,724 en 2000, 647,491 en 2005 y 448,195 en 2010. A estas viviendas el INEGI las denomina “pendientes”, ya que estuvo pendiente la entrevista a sus ocupantes durante el levantamiento. En el cuadro 1.1 se reproduce la contabilidad de las viviendas pen-

²A cada vivienda de Acala y Chiapa de Corzo se asignaron 4 personas; de Amatenango del Valle, Larráinzar, Motozintla, Tapalapa y Tila 5; Chilón 5.23, Palenque 4.34, Pantelhó 4.38, Sitalá 4.81 y Yajalón con 4.79.

dientes por entidad federativa. Llama la atención el bajo número de viviendas pendientes en Chiapas en 1995, cuando el levantamiento del conteo (centrado el 5 de noviembre) tuvo lugar casi dos años después del levantamiento del Ejército Zapatista de Liberación Nacional (EZLN). En la publicación del conteo de 1995 para Chiapas, se reconoce que los resultados para 15 municipios “se elaboraron a partir de métodos estadísticos y demográficos; se presentan en forma agrupada y serán enriquecidos posteriormente” (INEGI, 1996: 9).³

Durante el levantamiento del censo de 2010, al final de cada una de las cuatro semanas de las que constó el operativo, el INEGI llevó un control de la situación de las viviendas habitadas de acuerdo a si habían sido censadas o quedaban pendientes. Del seguimiento de la situación de las viviendas, se sabe cuáles, que fueron finalmente censadas, en alguno de los controles aparecieron como “pendiente”. De esas viviendas se extrajo el número de ocupantes y su composición etaria y por sexo. En el cuadro 1.2 se presentan algunos indicadores de esa población por entidad federativa.

El promedio de ocupantes por vivienda varía dentro de un rango relativamente estrecho entre las entidades federativas, de 2.85 en Veracruz a 3.65 en Tlaxcala. La mayor presencia de mujeres es consistente con el reparto por sexos en el total de la población enumerada.⁴ En la gráfica 1.1 se muestra la pirámide de edades de la población que fue entrevistada a partir de la tercera visita, que tomamos como referencia para imputar a los ocupantes de las viviendas pendientes. Se seleccionaron las cuatro entidades federativas con las estructuras etarias más disímiles.

Si se considera que el comportamiento de los ocupantes de las viviendas pendientes debe haber cambiado poco entre 1990 y 2010, para todas esas unidades domésticas se adoptó, para cada entidad federativa por separado, el mismo promedio de ocupantes por vivienda del censo de 2010 (primera columna del cuadro 1.2) y su respectiva composición etaria y por sexo. Los resultados para la población total de cada entidad federativa se muestran en los cuadros 1.3 a 1.7 para cada censo y conteo de 1990 a 2010.

Debido a que el promedio de ocupantes atribuido a las viviendas pendientes fue superior al asignado originalmente por el INEGI, la población obtenida aquí es algo mayor que las cifras publicadas en 1990 (31,998), 1995 (1,504) y 2010 (101,031); pero, como la media atribuida es inferior al promedio de las viviendas censadas asignado en las publicaciones, el volumen derivado aquí es inferior en 2000 (328,524) y en 2005 (531,342). Las poblaciones definitivas consisten de la suma de la población efectivamente enumerada más la atribuida a las viviendas pendientes.

1.1.2 El censo de 2020

A diferencia de las enumeraciones previas, la asignación de habitantes en el censo de 2020 se hizo de manera distinta, asignando “a cada vivienda pendiente la información faltante

³Altamirano, Bochil, El Bosque, Chanal, Chenalhó, Huixtán, Huitiupán, La Independencia, Las Margaritas, Ocosingo, Oxchuc, Sabanilla, Simojovel, Tumbalá y San Juan Cancuc. El total de viviendas asignadas a esos municipios asciende a 88,922.

⁴El coeficiente de correlación lineal del índice de masculinidad (hombres por cada cien mujeres) entre las poblaciones enumerada en la primera visita y a partir de la tercera visita (asimiladas a viviendas pendientes) es de 0.903.

Cuadro 1.1. Viviendas particulares pendientes por entidad federativa, 1990-2020

Entidad federativa	Viviendas						Porcentaje del total del país						Porcentaje del total de viviendas particulares de la entidad					
	1990	1995	2000	2005	2010	2020	1990	1995	2000	2005	2010	2020	1990	1995	2000	2005	2010	2020
República Mexicana	136 341	28 634	425 724	647 491	448 195	1 588 422	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	0.84	0.15	1.94	2.62	1.57	4.51
Aguascalientes	666	244	1 103	3 183	1 202	10 647	0.49	0.85	0.26	0.49	0.27	0.67	0.51	0.14	0.55	1.30	0.41	2.76
Baja California	10 113	2 421	50 122	50 679	11 634	89 157	7.42	8.45	11.77	7.83	2.60	5.61	2.71	0.48	8.22	6.86	1.34	7.76
Baja California Sur	1 072	212	682	5 986	3 033	13 630	0.79	0.74	0.16	0.92	0.68	0.86	1.57	0.24	0.65	4.40	1.70	5.67
Campeche	2 326	265	883	1 955	2 033	8 765	1.71	0.93	0.21	0.30	0.45	0.55	2.11	0.19	0.56	1.06	0.95	3.36
Coahuila	3 206	709	5 071	9 035	12 300	34 574	2.35	2.48	1.19	1.40	2.74	2.18	0.79	0.15	0.93	1.45	1.69	3.84
Colima	1 385	38	7 444	4 982	2 530	10 229	1.02	0.13	1.75	0.77	0.56	0.64	1.54	0.03	5.63	3.34	1.40	4.51
Chiapas	2 356	2 994	27 120	24 426	18 354	25 468	1.73	10.46	6.37	3.77	4.10	1.60	0.39	0.43	3.36	2.67	1.68	1.89
Chihuahua	9 851	962	21 764	37 810	33 732	52 631	7.23	3.36	5.11	5.84	7.53	3.31	1.82	0.14	2.88	4.43	3.57	4.59
Ciudad de México	7 521	4 155	27 326	68 116	64 497	151 971	5.52	14.51	6.42	10.52	14.39	9.57	0.42	0.21	1.28	2.98	2.63	5.51
Durango	747	340	2 802	4 883	9 210	18 575	0.55	1.19	0.66	0.75	2.05	1.17	0.28	0.11	0.86	1.36	2.26	3.76
Guadalajara	13 099	858	6 916	11 690	9 812	37 977	9.61	3.00	1.62	1.81	2.19	2.39	1.87	0.10	0.75	1.11	0.77	2.39
Guerrero	9 417	264	6 183	10 726	5 154	62 440	6.91	0.92	1.45	1.66	1.15	3.93	1.84	0.04	0.94	1.53	0.64	6.63
Hidalgo	3 844	346	2 633	6 526	6 757	28 076	2.82	1.21	0.62	1.01	1.51	1.77	1.05	0.08	0.53	1.17	1.01	3.28
Jalisco	13 359	2 379	13 816	43 905	27 910	114 402	9.80	8.31	3.25	6.78	6.23	7.20	1.28	0.19	0.99	2.78	1.52	4.91
México	4 325	3 834	149 449	139 632	60 053	265 186	3.17	13.39	35.10	21.57	13.40	16.69	0.23	0.16	5.17	4.30	1.60	5.80
Michoacán	11 961	1 362	8 275	15 709	15 754	42 745	8.77	4.76	1.94	2.43	3.51	2.69	1.77	0.17	0.97	1.72	1.46	3.33
Morelos	1 059	81	13 142	15 907	8 062	24 493	0.78	0.28	3.09	2.46	1.80	1.54	0.43	0.03	3.58	3.95	1.72	4.37
Navarra	2 766	115	583	3 727	2 365	8 531	2.03	0.40	0.14	0.58	0.53	0.54	1.61	0.06	0.27	1.52	0.81	2.36
Nuevo León	4 619	377	9 423	17 372	19 484	109 838	3.39	1.32	2.21	2.68	4.35	6.91	0.71	0.05	1.06	1.71	1.61	6.64
Oaxaca	1 300	659	2 339	9 631	7 065	14 718	0.95	2.30	0.55	1.49	1.58	0.93	0.22	0.10	0.32	1.20	0.75	1.31
Puebla	1 931	402	36 599	26 119	18 031	56 367	1.42	1.40	8.60	4.03	4.02	3.55	0.25	0.04	3.44	2.16	1.30	3.29
Querétaro	1 882	516	2 991	9 801	4 120	34 527	1.38	1.80	0.70	1.51	0.92	2.17	0.96	0.21	1.00	2.72	0.91	5.16
Quintana Roo	2 898	391	2 828	35 201	6 169	63 294	2.13	1.37	0.66	5.44	1.38	3.98	2.74	0.24	1.33	12.32	1.67	11.00
San Luis Potosí	2 287	904	2 687	4 972	7 502	32 646	1.68	3.16	0.63	0.77	1.67	2.06	0.60	0.20	0.55	0.89	1.17	4.21
Sinaloa	3 205	324	2 044	18 882	3 182	17 009	2.35	1.13	0.48	2.92	0.71	1.07	0.75	0.06	0.36	2.94	0.45	1.99
Sonora	4 153	245	2 415	14 443	6 440	40 098	3.05	0.86	0.57	2.23	1.44	2.52	1.08	0.05	0.46	2.35	0.90	4.58
Tabasco	1 008	505	2 016	4 871	8 061	12 835	0.74	1.76	0.47	0.75	1.80	0.81	0.35	0.14	0.49	1.03	1.42	1.92
Tamaulipas	5 177	298	5 048	20 224	33 000	54 724	3.80	1.04	1.19	3.12	7.36	3.45	1.05	0.05	0.74	2.56	3.66	5.12
Tlaxcala	162	121	1 170	2 358	1 695	14 925	0.12	0.42	0.27	0.36	0.38	0.94	0.12	0.07	0.60	1.01	0.62	4.37
Veracruz	6 995	1 557	7 920	14 742	30 764	104 008	5.13	5.44	1.86	2.28	6.86	6.55	0.55	0.11	0.49	0.83	1.53	4.35
Yucatán	998	467	1 943	7 680	4 039	24 887	0.73	1.63	0.46	1.19	0.90	1.57	0.36	0.14	0.52	1.76	0.80	3.78
Zacatecas	653	289	987	2 318	4 251	9 049	0.48	1.01	0.23	0.36	0.95	0.57	0.27	0.11	0.33	0.71	1.13	2.04

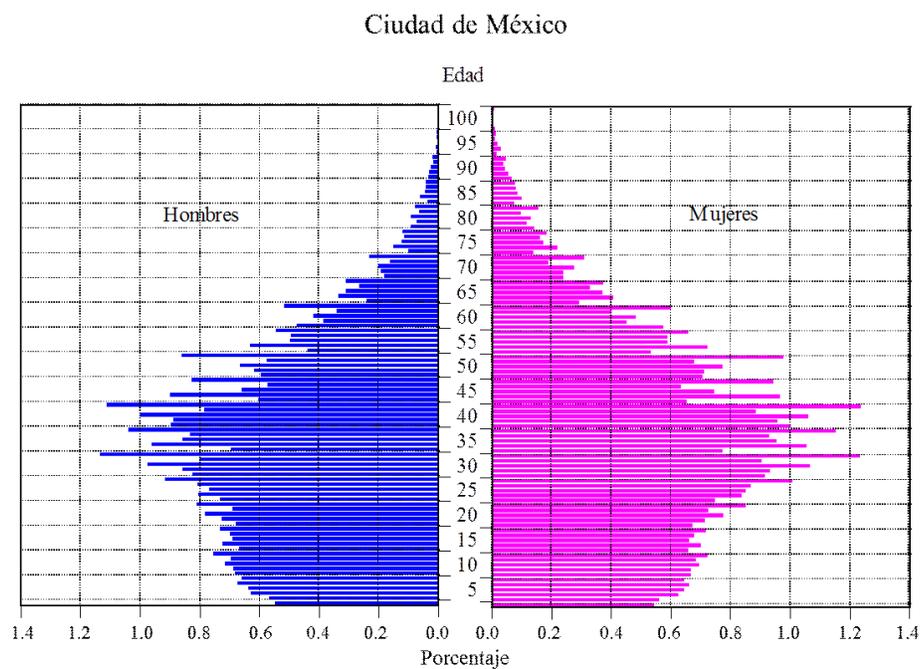
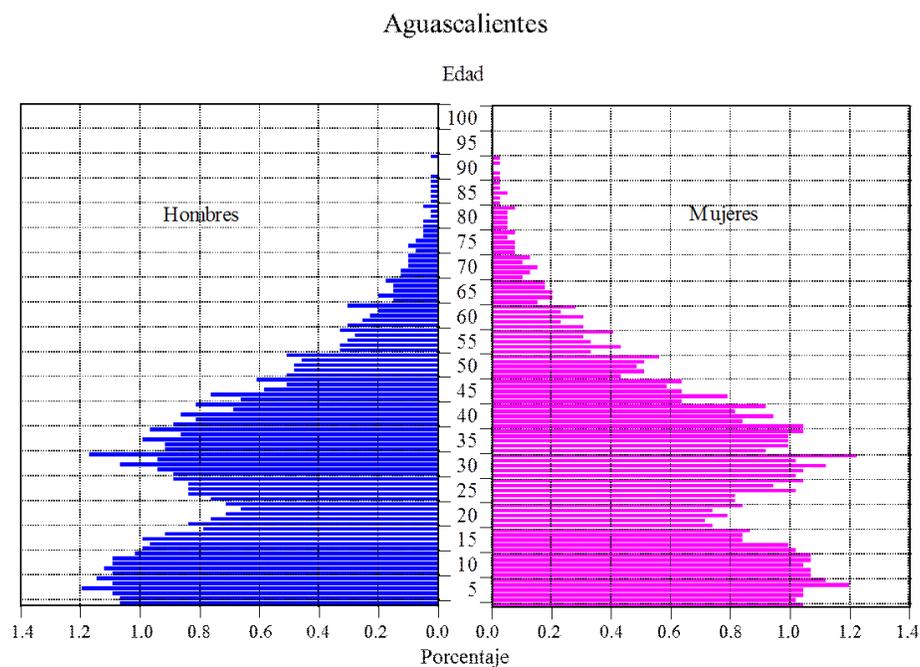
Fuente: Tabulados de los censos de población de 1990, 2000, 2010 y 2020 y los conteos de población de 1995 y 2005.

Cuadro 1.2. Indicadores de los ocupantes de viviendas particulares con antecedente pendiente por entidad federativa, 2010

Entidad federativa	Ocupantes por vivienda		Porcentaje		Edad media		Edad mediana	
	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
República Mexicana	3.23	48.8	51.2	29.8	29.3	30.3	28.1	29.0
Agascalientes	3.27	49.0	51.0	27.3	26.9	27.8	25.9	26.8
Baja California	3.10	50.2	49.8	29.1	29.0	29.3	28.0	27.8
Baja California Sur	3.05	51.6	48.4	27.5	27.5	27.5	27.5	27.2
Campeche	3.11	49.4	50.6	28.9	28.8	29.0	28.2	28.3
Coahuila	3.26	49.5	50.5	28.3	28.0	28.7	27.0	27.4
Colima	2.93	49.7	50.3	29.2	29.2	29.2	0.0	28.0
Chiapas	3.25	47.8	52.2	28.4	27.9	28.8	26.6	27.5
Chihuahua	3.13	49.4	50.6	29.4	28.9	29.9	27.5	28.2
Ciudad de México	3.01	47.7	52.3	33.8	32.9	34.7	32.1	33.7
Durango	3.39	48.7	51.3	27.7	27.2	28.3	25.9	26.6
Guanajuato	3.50	48.6	51.4	27.6	27.2	28.0	26.3	26.8
Guerrero	3.25	48.3	51.7	29.4	28.9	29.9	26.6	28.1
Hidalgo	3.35	48.1	51.9	29.1	28.4	29.7	26.7	28.6
Jalisco	3.32	49.0	51.0	29.1	28.6	29.6	27.1	28.0
México	3.47	48.7	51.3	30.0	29.5	30.5	28.2	29.6
Michoacán	3.35	48.2	51.8	29.0	28.6	29.4	26.4	27.5
Morelos	3.21	48.5	51.5	30.7	30.0	31.3	27.9	30.0
Nayarit	3.05	49.6	50.4	28.5	28.5	28.5	27.0	27.2
Nuevo León	3.37	49.8	50.2	29.7	29.4	30.1	28.4	28.9
Oaxaca	3.28	47.8	52.2	29.7	29.1	30.3	26.7	28.4
Puebla	3.36	47.8	52.2	29.4	28.5	30.1	26.5	28.7
Querétaro	3.22	48.7	51.3	29.0	28.4	29.5	27.5	28.5
Quintana Roo	2.85	51.5	48.5	27.9	28.2	27.7	28.2	27.3
San Luis Potosí	3.26	48.4	51.6	29.0	28.4	29.6	26.8	28.1
Sinaloa	3.21	48.6	51.4	28.9	28.6	29.3	27.2	27.8
Sonora	3.18	49.8	50.2	28.7	28.3	29.0	26.9	27.5
Tabasco	3.14	48.4	51.6	29.4	29.2	29.6	28.3	28.7
Tamaulipas	3.20	49.3	50.7	29.1	28.7	29.5	27.5	28.2
Tlaxcala	3.65	48.1	51.9	28.1	27.5	28.8	25.1	27.2
Veracruz	3.02	47.8	52.2	31.3	30.6	31.9	29.1	30.7
Yucatán	3.04	48.9	51.1	30.1	29.8	30.5	28.4	29.1
Zacatecas	3.35	48.5	51.5	27.7	27.5	28.0	25.6	26.3

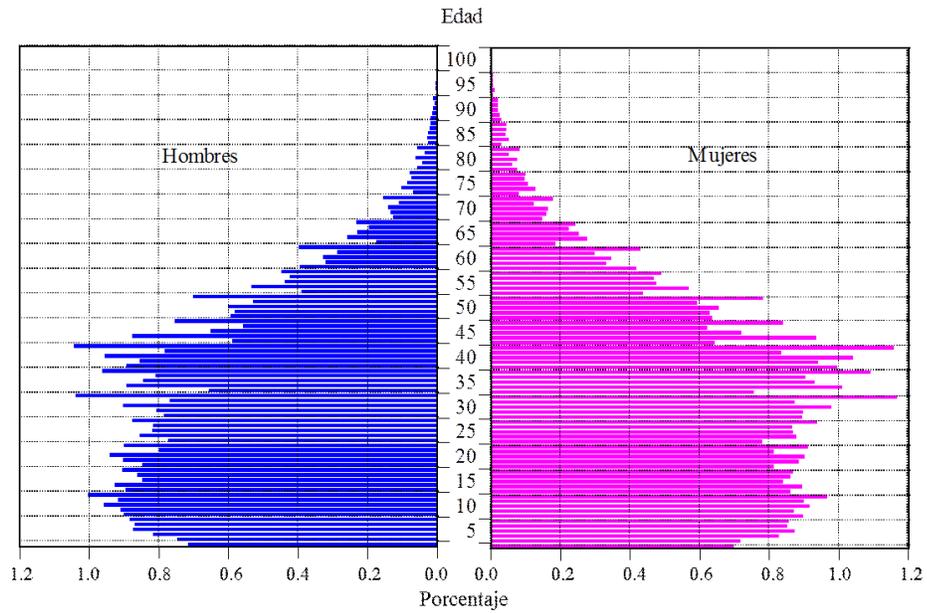
Fuente: Estimaciones con base en información proporcionada por el INEGI del Censo de Población y Vivienda 2010.

Gráfica 1.1. Pirámides de población de los ocupantes de viviendas censadas con antecedente pendiente para cuatro entidades federativas, 2010

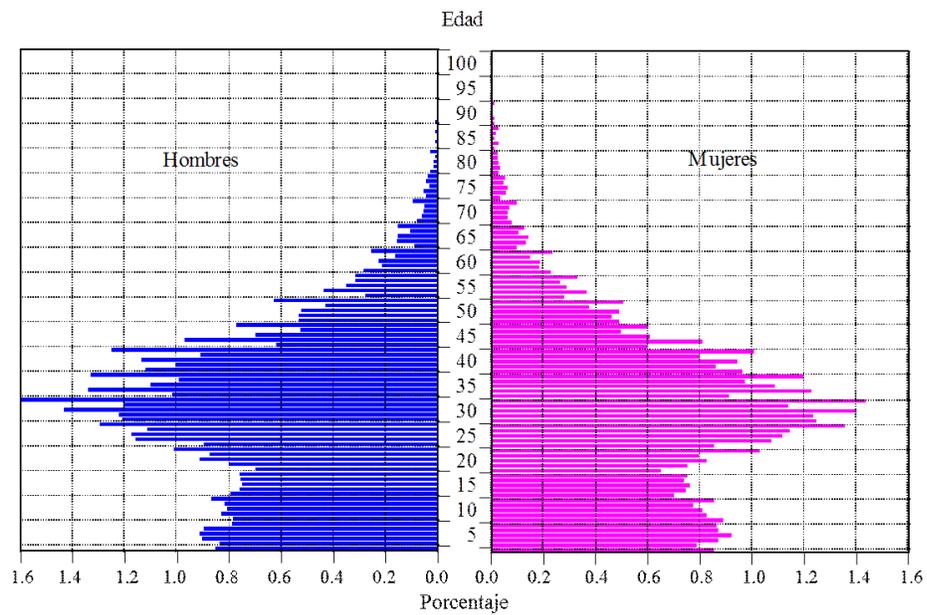


Gráfica 1.1.
(Concluye)

Estado de México



Quintana Roo



Fuente: Información proporcionada por el INEGI del Censo de Población y Vivienda 2010.

Cuadro 1.3. Estimación de la población residente por entidad federativa, 1990

Entidad federativa	Viviendas particulares		Ocupantes/ vivienda	Población			
	Censadas	Pendientes		Pendiente	Censada*	Total	Publicada
República Mexicana	16 046 969	136 341	3.23	441 021	80 840 622	81 281 643	81 249 645
Aguascalientes	129 933	666	3.27	2 177	717 661	719 838	719 659
Baja California	363 363	10 113	3.10	31 353	1 630 516	1 661 869	1 660 855
Baja California Sur	67 407	1 072	3.05	3 270	314 548	317 818	317 764
Campeche	107 933	2 326	3.11	7 237	528 207	535 444	535 185
Coahuila	404 885	3 206	3.26	10 456	1 962 722	1 973 178	1 972 340
Colima	88 672	1 385	2.93	4 060	424 355	428 415	428 510
Chiapas	594 340	2 356	3.25	7 654	3 203 428	3 211 082	3 210 496
Chihuahua	530 690	9 851	3.13	30 813	2 412 320	2 443 133	2 441 873
Ciudad de México	1 790 546	7 521	3.01	22 609	8 213 181	8 235 790	8 235 744
Durango	262 262	747	3.39	2 534	1 347 137	1 349 671	1 349 378
Guanajuato	687 595	13 099	3.50	45 845	3 943 296	3 989 141	3 982 593
Guerrero	502 337	9 417	3.25	30 595	2 592 386	2 622 981	2 620 637
Hidalgo	363 193	3 844	3.35	12 884	1 876 834	1 889 718	1 888 366
Jalisco	1 029 965	13 359	3.32	44 412	5 262 612	5 307 024	5 302 689
México	1 877 743	4 325	3.47	14 989	9 802 820	9 817 809	9 815 795
Michoacán	664 457	11 961	3.35	40 069	3 512 316	3 552 385	3 548 199
Morelos	245 145	1 059	3.21	3 403	1 191 882	1 195 285	1 195 059
Navarrit	168 588	2 766	3.05	8 447	816 345	824 792	824 643
Nuevo León	642 538	4 619	3.37	15 545	3 084 879	3 100 424	3 098 736
Oaxaca	587 415	1 300	3.28	4 260	3 015 660	3 019 920	3 019 560
Puebla	772 893	1 931	3.36	6 480	4 120 308	4 126 788	4 126 101
Querétaro	193 519	1 882	3.22	6 061	1 045 589	1 051 650	1 051 235
Quintana Roo	102 945	2 898	2.85	8 256	484 583	492 839	493 277
San Luis Potosí	379 534	2 287	3.26	7 458	1 996 326	2 003 784	2 003 187
Sinaloa	422 550	3 205	3.21	10 286	2 194 439	2 204 725	2 204 054
Sonora	378 761	4 153	3.18	13 211	1 811 147	1 824 358	1 823 606
Tabasco	285 472	1 008	3.14	3 163	1 498 720	1 501 883	1 501 744
Tamaulipas	488 941	5 177	3.20	16 563	2 234 050	2 250 613	2 249 581
Tlaxcala	137 182	162	3.65	591	760 791	761 382	761 277
Veracruz	1 263 240	6 995	3.02	21 120	6 207 254	6 228 374	6 228 239
Yucatán	274 037	998	3.04	3 034	1 359 946	1 362 980	1 362 940
Zacatecas	238 888	653	3.35	2 186	1 274 364	1 276 550	1 276 323

* Incluye los residentes de viviendas colectivas.

Fuente: Tabulaciones del XI Censo General de Población y Vivienda 1990.

Cuadro 1.4. Estimación de la población residente por entidad federativa, 1995

Entidad federativa	Viviendas particulares		Ocupantes/ vivienda	Población			
	Censadas	Pendientes		Pendiente	Censada*	Total	Publicada
República Mexicana	19 374 775	28 634	3.23	92 359	91 067 435	91 159 794	91 158 290
Aguascalientes	172 538	244	3.27	797	861 988	862 785	862 720
Baja California	502 753	2 421	3.10	7 506	2 104 877	2 112 383	2 112 140
Baja California Sur	88 203	212	3.05	647	374 858	375 505	375 494
Campeche	137 292	265	3.11	825	641 721	642 546	642 516
Coahuila	486 500	709	3.26	2 312	2 171 648	2 173 960	2 173 775
Colima	110 443	38	2.93	111	487 914	488 028	488 028
Chiapas	690 167	2 994	3.25	9 727	3 570 851	3 580 578	3 584 786
Chihuahua	662 929	962	3.13	3 009	2 790 651	2 793 660	2 793 537
Ciudad de México	2 006 644	4 155	3.01	12 491	8 476 542	8 489 033	8 489 007
Durango	299 673	340	3.39	1 154	1 430 728	1 431 882	1 431 748
Guanajuato	832 226	858	3.50	3 003	4 403 994	4 406 997	4 406 568
Guerrero	589 335	264	3.25	858	2 915 775	2 916 633	2 916 567
Hidalgo	427 978	346	3.35	1 160	2 111 435	2 112 595	2 112 473
Jalisco	1 237 675	2 379	3.32	7 909	5 984 039	5 991 948	5 991 176
México	2 439 576	3 834	3.47	13 287	11 696 462	11 709 749	11 707 964
Michoacán	779 781	1 362	3.35	4 563	3 866 518	3 871 081	3 870 604
Morelos	321 427	81	3.21	260	1 442 419	1 442 679	1 442 662
Navarrit	199 239	115	3.05	351	896 357	896 708	896 702
Nuevo León	791 348	377	3.37	1 269	3 548 983	3 550 252	3 550 114
Oaxaca	651 770	659	3.28	2 160	3 226 918	3 229 078	3 228 895
Puebla	920 805	402	3.36	1 349	4 623 159	4 624 508	4 624 365
Querétaro	250 501	516	3.22	1 662	1 248 928	1 250 590	1 250 476
Quintana Roo	163 351	391	2.85	1 114	702 363	703 477	703 536
San Luis Potosí	441 337	904	3.26	2 948	2 198 051	2 200 999	2 200 763
Sinaloa	509 675	324	3.21	1 040	2 424 703	2 425 743	2 425 675
Sonora	474 393	245	3.18	779	2 084 801	2 085 580	2 085 536
Tabasco	354 916	505	3.14	1 584	1 747 254	1 748 838	1 748 769
Tamaulipas	595 541	298	3.20	953	2 526 434	2 527 387	2 527 328
Tlaxcala	171 700	121	3.65	442	883 561	884 003	883 924
Veracruz	1 462 582	1 557	3.02	4 701	6 732 653	6 737 354	6 737 324
Yucatán	329 688	467	3.04	1 420	1 555 221	1 556 641	1 556 622
Zacatecas	272 789	289	3.35	968	1 335 629	1 336 597	1 336 496

* Incluye los residentes de viviendas colectivas.

Fuente: Tabulaciones del I Censo de Población y Vivienda de 1995.

Cuadro 1.5. Estimación de la población residente por entidad federativa, 2000

Entidad federativa	Viviendas particulares		Ocupantes/ vivienda	Población			
	Censadas	Pendientes		Pendiente	Censada*	Total	Publicada
República Mexicana	21 516 811	425 724	3.29	1 401 492	95 753 396	97 154 888	97 483 412
Aguascalientes	199 426	1 103	3.27	3 605	939 873	943 478	944 285
Baja California	559 545	50 122	3.10	155 391	2 286 879	2 442 270	2 487 367
Baja California Sur	104 382	682	3.05	2 080	421 313	423 393	424 041
Campeche	156 171	883	3.11	2 747	687 157	689 904	690 689
Coahuila	539 251	5 071	3.26	16 538	2 277 786	2 294 324	2 298 070
Colima	124 757	7 444	2.93	21 824	512 851	534 675	542 627
Chiapas	779 011	27 120	3.25	88 108	3 785 292	3 873 400	3 920 892
Chihuahua	733 615	21 764	3.13	68 076	2 965 851	3 033 927	3 052 907
Ciudad de México	2 104 084	27 326	3.01	82 146	8 495 935	8 578 081	8 605 239
Durango	322 322	2 802	3.39	9 507	1 437 453	1 446 960	1 448 661
Guanajuato	918 949	6 916	3.50	24 205	4 635 368	4 659 573	4 663 032
Guerrero	651 394	6 183	3.25	20 088	3 054 917	3 075 005	3 079 649
Hidalgo	491 550	2 633	3.35	8 825	2 225 059	2 233 884	2 235 591
Jalisco	1 378 959	13 816	3.32	45 931	6 266 738	6 312 669	6 322 002
México	2 743 366	149 449	3.47	517 938	12 498 890	13 016 828	13 096 686
Michoacán	846 513	8 275	3.35	27 721	3 952 567	3 980 288	3 985 667
Morelos	354 088	13 142	3.21	42 230	1 502 728	1 544 958	1 555 296
Navarrit	219 236	583	3.05	1 780	917 853	919 633	920 185
Nuevo León	878 664	9 423	3.37	31 712	3 796 449	3 828 161	3 834 141
Oaxaca	738 212	2 339	3.28	7 665	3 429 409	3 437 074	3 438 765
Puebla	1 028 780	36 599	3.36	122 810	4 930 290	5 053 100	5 076 686
Querétaro	295 184	2 991	3.22	9 633	1 392 342	1 401 975	1 404 306
Quintana Roo	210 499	2 828	2.85	8 057	863 651	871 708	874 963
San Luis Potosí	489 963	2 687	3.26	8 762	2 288 612	2 297 374	2 299 360
Sinaloa	572 887	2 044	3.21	6 560	2 528 668	2 535 228	2 536 844
Sonora	527 522	2 415	3.18	7 682	2 207 309	2 214 991	2 216 969
Tabasco	410 436	2 016	3.14	6 325	1 883 765	1 890 090	1 891 829
Tamaulipas	677 603	5 048	3.20	16 150	2 733 030	2 749 180	2 753 222
Tlaxcala	193 302	1 170	3.65	4 272	957 966	962 238	962 646
Veracruz	1 597 577	7 920	3.02	23 913	6 877 295	6 901 208	6 908 975
Yucatán	371 301	1 943	3.04	5 907	1 650 438	1 656 345	1 658 210
Zacatecas	298 262	987	3.35	3 304	1 349 662	1 352 966	1 353 610

* Incluye los residentes de viviendas colectivas.

Fuente: Tabulaciones del XII Censo General de Población y Vivienda 2000.

Cuadro 1.6. Estimación de la población residente por entidad federativa, 2005

Entidad federativa	Viviendas particulares		Ocupantes/ vivienda	Población			
	Censadas	Pendientes		Pendiente	Censada*	Total	Publicada
República Mexicana	24 059 465	647 491	3.23	2 094 010	100 638 078	102 732 088	103 263 430
Aguascalientes	242 442	3 183	3.27	10 403	1 051 831	1 062 234	1 065 416
Baja California	687 659	50 679	3.10	157 117	2 649 762	2 806 879	2 844 469
Baja California Sur	129 926	5 986	3.05	18 260	489 813	508 073	512 170
Campeche	182 135	1 955	3.11	6 083	746 995	753 078	754 730
Coahuila	616 196	9 035	3.26	29 466	2 459 445	2 488 911	2 495 200
Colima	144 207	4 982	2.93	14 606	549 364	563 970	568 002
Chiapas	891 876	24 426	3.25	79 355	4 172 724	4 252 079	4 293 475
Chihuahua	814 786	37 810	3.13	118 266	3 098 669	3 216 935	3 241 444
Ciudad de México	2 219 073	68 116	3.01	204 766	8 474 137	8 678 903	8 720 916
Durango	353 419	4 883	3.39	16 567	1 488 897	1 505 464	1 509 117
Guanajuato	1 036 853	11 690	3.50	40 913	4 839 742	4 880 655	4 893 812
Guerrero	690 930	10 726	3.25	34 847	3 070 037	3 104 884	3 115 202
Hidalgo	551 922	6 526	3.35	21 873	2 319 406	2 341 279	2 345 514
Jalisco	1 538 184	43 905	3.32	145 961	6 565 797	6 711 758	6 752 118
México	3 103 934	139 632	3.47	483 916	13 414 497	13 898 413	14 007 495
Michoacán	897 681	15 709	3.35	52 624	3 899 411	3 952 035	3 966 073
Morelos	387 147	15 907	3.21	51 116	1 551 005	1 602 121	1 612 899
Navarrit	240 718	3 727	3.05	11 382	935 699	947 081	949 695
Nuevo León	996 670	17 372	3.37	58 464	4 127 139	4 185 603	4 199 292
Oaxaca	793 223	9 631	3.28	31 561	3 466 473	3 498 034	3 506 824
Puebla	1 181 351	26 119	3.36	87 644	5 273 465	5 361 109	5 383 134
Querétaro	350 152	9 801	3.22	31 565	1 556 243	1 587 808	1 598 139
Quintana Roo	250 541	35 201	2.85	100 284	999 745	1 100 029	1 135 309
San Luis Potosí	552 562	4 972	3.26	16 214	2 389 642	2 405 856	2 410 414
Sinaloa	623 232	18 882	3.21	60 599	2 532 462	2 593 061	2 608 442
Sonora	600 152	14 443	3.18	45 944	2 339 387	2 385 331	2 394 861
Tabasco	468 250	4 871	3.14	15 283	1 970 354	1 985 637	1 989 969
Tamaulipas	768 894	20 224	3.20	64 703	2 946 354	3 011 057	3 024 238
Tlaxcala	231 523	2 358	3.65	8 609	1 057 800	1 066 409	1 068 207
Veracruz	1 763 230	14 742	3.02	44 510	7 055 023	7 099 533	7 110 214
Yucatán	427 701	7 680	3.04	23 349	1 788 722	1 812 071	1 818 948
Zacatecas	322 896	2 318	3.35	7 760	1 358 038	1 365 798	1 367 692

* Incluye los residentes de viviendas colectivas.

Fuente: Tabulaciones del II Censo de Población y Vivienda de 2005.

Cuadro 1.7. Estimación de la población residente por entidad federativa, 2010

Entidad federativa	Viviendas particulares		Ocupantes/ vivienda		Población		
	Censadas	Pendientes			Pendiente	Censada*	Total
República Mexicana	28 159 373	448 195	3.23		1 445 616	372 512	112 437 569
Aguascalientes	289 575	1 202	3.27		3 929	3 234	1 185 319
Baja California	858 676	11 634	3.10		36 068	30 080	3 156 236
Baja California Sur	175 046	3 033	3.05		9 252	5 907	637 179
Campeche	211 632	2 033	3.11		6 326	2 100	822 668
Coahuila	715 158	12 300	3.26		40 114	6 279	2 751 605
Colima	177 848	2 530	2.93		7 417	3 591	650 382
Chiapas	1 072 560	18 354	3.25		59 629	9 960	4 801 147
Chihuahua	910 647	33 732	3.13		105 511	11 806	3 410 780
Ciudad de México	2 388 534	64 497	3.01		193 887	57 969	8 851 476
Durango	398 471	9 210	3.39		31 249	4 753	1 636 553
Guanajuato	1 266 772	9 812	3.50		34 341	10 301	5 491 277
Guerrero	805 230	5 154	3.25		16 745	8 294	3 390 051
Hidalgo	662 651	6 757	3.35		22 648	4 285	2 667 395
Jalisco	1 802 424	27 910	3.32		92 786	33 164	7 359 738
México	3 689 053	60 053	3.47		208 123	35 096	15 203 826
Michoacán	1 066 630	15 754	3.35		52 775	13 453	4 356 550
Morelos	460 868	8 062	3.21		25 906	7 803	1 778 947
Navarrit	288 680	2 365	3.05		7 222	7 075	1 085 106
Nuevo León	1 191 114	19 484	3.37		65 571	11 449	4 660 577
Oaxaca	934 471	7 065	3.28		23 152	7 540	3 803 919
Puebla	1 373 772	18 031	3.36		60 504	13 477	5 786 240
Querétaro	450 104	4 120	3.22		13 269	5 067	1 828 846
Quintana Roo	363 066	6 169	2.85		17 575	3 896	1 324 646
San Luis Potosí	631 587	7 502	3.26		24 465	5 518	2 587 477
Sinaloa	709 960	3 182	3.21		10 212	9 995	2 768 427
Sonora	705 668	6 440	3.18		20 486	21 924	2 663 646
Tabasco	559 114	8 061	3.14		25 292	5 249	2 239 712
Tamaulipas	868 244	33 000	3.20		105 578	11 007	3 275 132
Tlaxcala	272 507	1 695	3.65		6 188	1 290	1 171 039
Veracruz	1 983 543	30 764	3.02		92 885	14 056	7 643 787
Yucatán	503 106	4 039	3.04		12 279	4 687	1 955 739
Zacatecas	372 662	4 251	3.35		14 232	2 207	1 492 147

* Incluye los residentes de viviendas colectivas.

Fuente: Tabulaciones del Censo de Población y Vivienda 2010.

con base en los datos de alguna vivienda censada a proximidad (dentro de la misma área geostatística básica (AGEB)), seleccionada en forma aleatoria. En este proceso se considera el número de residentes, sus características y las de las viviendas. Sin embargo, durante el operativo de campo no fue posible visitar algunas de las áreas planeadas, para estos casos, únicamente se asignan personas en las viviendas pendientes conforme al promedio de habitantes por vivienda a nivel municipal y a cada persona se le asigna el sexo, para el resto de las características, incluyendo las de las viviendas, se asignan los códigos correspondientes a ‘No especificado’, para evitar sesgos en la información.” (INEGI, 2021: 46).⁵

En los recuentos poblacionales previos se llevó a cabo un proceso de verificación de las viviendas pendientes, pero en 2020 debido a la epidemia de COVID-19, el procedimiento no se llevó de manera inmediata a la enumeración y “las viviendas que durante la enumeración fueron identificadas como habitadas pero de las cuales no se pudo obtener la información por ausencia de residentes o por negativas ... posteriormente fueron clasificadas como no habitadas.” (INEGI, 2021: 47).

A diferencia de los inventarios de habitantes previos, donde a la población imputada se le asignó la categoría “no especificado” en todas las variables, excepto el sexo, como se mencionó arriba, ahora se atribuyeron todas las características de viviendas encuestadas seleccionadas al azar.

Es difícil comparar el procedimiento que seguimos en las enumeraciones previas y el algoritmo llevado a cabo por el INEGI en 2020, sobre todo porque el rechazo a la entrevista no necesariamente implica un comportamiento demográfico distinto al de los hogares que sí fueron entrevistados. Así, retuvimos el monto imputado por edad y sexo por el INEGI para 2020, excepto el de los menores de 6 años de edad, que para subsanar su posible omisión —que haremos en el capítulo 5— “se realizó un análisis de la población de cero a seis años contabilizada por el Censo 2020 en conjunto con la información de registros administrativos, a partir del cual se implementó una imputación de personas menores de siete años en viviendas en las que reside alguna mujer, en edad reproductiva, con hijos nacidos sobrevivientes y los mismos no fueron declarados como residentes habituales de la vivienda.” (INEGI, 2021: 47).

Ejercicios con las estadísticas de nacimientos y defunciones del registro civil, reconstruyendo generaciones en diagramas de Lexis, como veremos en el capítulo 2, muestran que —generalmente— los censos y conteos tienen buena cobertura en niñas y niños de tres a cinco o de tres a diez años de edad, similar a la que se puede esperar para las personas mayores de esas edades.⁶

Nuestra propuesta es retener la proporción de imputación a partir de 7 años de edad, sobreponer la proporción imputada de 7 años a los menores, es decir, de 0 a 6 años de edad cumplida, con el fin de retener la estructura etaria de las viviendas enumeradas a los domicilios pendientes. Retuvimos los montos imputados de edad no especificada. Este

⁵Se destaca el caso del municipio de La Magdalena Tlaltelulco, Tlaxcala, donde “tanto las autoridades municipales como la población no permitieron realizar el levantamiento censal, por lo tanto, no se dispone de información de más de 90% de las viviendas, en las que únicamente se estimó el total de habitantes y su sexo.” (INEGI, 2021: 46).

⁶Por ejemplo, (Benítez y Cabrera, 1967: 11–14) estimaron que —en 1940, 1950 y 1960—, mientras la población censada era mayor en las mujeres de 3 a 9 años de edad, en los hombres sucedía lo mismo a partir de 4 años, y la posible omisión era despreciable a los 3 años de edad.

procedimiento se aplicó a cada entidad federativa por separado. Los resultados se reproducen en el cuadro 1.8. Del ejercicio de conciliación, en el capítulo 5, se extrae la población menor de 6 años, teniendo en cuenta la mortalidad, la fecundidad y la migración internacional del pasado reciente.

1.2 Diagnóstico de la declaración de la edad

El reporte de la edad adolece de dos deficiencias: la edad no especificada y la preferencia por ciertos dígitos. En los recuentos poblacionales de 1950 a 2020, la proporción de personas que no declararon su edad —o que un tercero no la declaró por ellos— es insignificante: inferior a uno por ciento en las treinta y dos entidades federativas y ambos sexos en los ocho censos, dos conteos y encuesta de 2015, excepto en los hombres de Colima (1.31%) y las mujeres de Baja California (1.90%) en 1960; los hombres (2.13%) y las mujeres (2.50%) de Chiapas en 1980; los hombres (1.13%) y las mujeres (1.15%) de Quintana Roo y los varones (1.62%) y las féminas (1.53%) de Tlaxcala en 2020. Aunque es justo reconocer que si de Tlaxcala se omite el municipio de La Magdalena Tlaltelulco, por los problemas que enfrentó el INEGI para censarlo (véase nota de pie 5), las fracciones de edad no especificada disminuyen tanto en los hombres (0.28%) como entre las mujeres (0.27%).

Debido al escaso número de personas con edad no especificada, se supuso que el error es de origen aleatorio y la población con edad no especificada se distribuyó proporcionalmente de acuerdo con la estructura etaria reportada.

En las pirámides de edades de la gráfica 1.2 se observa la preferencia por ciertos dígitos al declarar la edad, principalmente 0 y 5 y en menor grado 2 y 8, con el consecuente rechazo por los otros dígitos. Otro rasgo distintivo de la estructura por edad de la población de México es la clara omisión de niñas y de niños de cero a dos años de edad cumplida. Debido a esta particular subcobertura, solo trabajamos con la población de tres años o más de edad para una inspección más detallada de la preferencia digital.

En los cuadros 1.9 a 1.19 se presentan las desviaciones con respecto a 10% esperado en cada dígito, desprendidas de la aplicación del índice de Myers (Spiegelman, 1979: 77–78) a la población de 3 a 102 años en los once recuentos.⁷ Se advierte que los patrones de atracción y rechazo prevalecen en el tiempo. El índice sintético de Myers (IM)⁸, en la última columna

⁷Suponemos que en México el límite de la vida es 110 años, es decir, que nadie alcanza su aniversario 110, con lo cual, a la población con edad reportada de 110 años o más la tomamos como edad no especificada. Al respecto, entre las cien mujeres y los cien hombres más longevos “validados por un organismo internacional que se ocupa de la investigación de la longevidad, como el Gerontology Research Group (GRG) o Guinness World Records (GWR) y otros”, el único mexicano que aparece en las listas es el yucateco Jorge Duran Coral, quien falleció de 112 años y 89 días. Considerando que los más jóvenes al fallecer de esas listas tenían 114 años y 152 días entre las mujeres y 111 años y 123 días entre los hombres, en el censo de 2020 transferimos a edad no especificada a 383 féminas (110–114 años) y 165 varones (110–111 años), además de quienes sobrepasan en edad a los más longevos verificados: 196 mujeres de 115 a 130 años y a 250 hombres de 112 a 130 años declarados en la enumeración. Fuente: https://en.wikipedia.org/wiki/List_of_the_verified_oldest_people, consultado el 18 de agosto de 2021.

⁸La suma del valor absoluto de las desviaciones. Hobbs (2004: 139) sugiere dividir la suma por dos, porque la preferencia por un dígito se compensa con el rechazo de otros. La sugerencia de Hobbs se incluye en la última columna de los cuadros 1.9 a 1.19.

Cuadro 1.8. Estimación de la población residente por entidad federativa, 2020

Entidad federativa	Viviendas particulares		Ocupantes/ vivienda†	Población	
	Censadas	Pendientes		Pendiente	Total
República Mexicana	33 630 719	1 588 422	3.14	4 987 679	125 036 464
Aguascalientes	375 798	10 647	3.18	33 884	1 421 929
Baja California	1 059 756	89 157	2.88	256 512	3 752 106
Baja California Sur	226 838	13 630	2.82	38 502	792 722
Campeche	251 960	8 765	3.12	27 340	887 959
Coahuila	866 309	34 574	3.20	110 599	2 994 096
Colima	216 624	10 229	2.79	28 492	693 427
Chiapas	1 325 555	25 468	4.00	101 830	5 378 922
Chihuahua	1 093 764	52 631	2.93	154 111	3 546 921
Ciudad de México	2 604 348	151 971	2.70	409 919	8 630 937
Durango	475 123	18 575	3.27	60 651	1 746 319
Guanajuato	1 548 554	37 977	3.33	126 653	5 957 792
Guerrero	879 603	62 440	3.39	211 796	3 269 267
Hidalgo	829 098	28 076	3.26	91 439	2 957 782
Jalisco	2 216 304	114 402	3.18	363 592	7 855 000
México	4 303 449	265 186	3.40	901 237	15 843 823
Michoacán	1 241 899	42 745	3.21	137 359	4 536 901
Morelos	536 176	24 493	3.06	74 938	1 868 536
Navarrit	352 739	8 531	2.43	20 772	1 190 452
Nuevo León	1 545 418	109 838	3.22	353 326	5 371 656
Oaxaca	1 111 174	14 718	3.05	44 898	4 040 793
Puebla	1 657 014	56 367	3.29	185 616	6 305 889
Querétaro	633 960	34 527	3.14	108 372	2 231 662
Quintana Roo	512 195	63 294	3.01	190 453	1 646 349
San Luis Potosí	742 012	32 646	3.28	107 180	2 681 499
Sinaloa	837 807	17 009	2.74	46 627	2 945 420
Sonora	836 235	40 098	2.74	109 941	2 783 797
Tabasco	656 468	12 835	2.93	37 586	2 337 650
Tamaulipas	1 014 397	54 724	3.06	167 241	3 324 670
Tlaxcala	326 652	14 925	3.78	56 489	1 271 925
Veracruz	2 286 718	104 008	3.12	324 293	7 647 190
Yucatán	633 198	24 887	3.03	75 435	2 224 801
Zacatecas	433 574	9 049	3.38	30 596	1 572 909

† De la población estimada aquí residente en viviendas pendientes.

* Incluye los residentes de viviendas colectivas.

Fuente: Tabulaciones del Censo de Población y Vivienda 2020.

de los cuadros 1.9 a 1.19, muestra una reducción con el paso del tiempo en la mayoría de las entidades federativas; no obstante, se advierten retrocesos en todas en los conteos de 1995 y 2005 respecto del censo previo, siendo las excepciones las mujeres de Chiapas en ambos conteos y las de Guerrero en el primero, aunque cabe mencionar que las chiapanecas exhibieron el IM más alto en ambos conteos y las guerrerenses sólo debajo de chiapanecas y oaxaqueñas en 1995. En algunas entidades (en ambos sexos en Baja California, Chihuahua, Ciudad de México, Nuevo León y Tamaulipas y en los hombres de Baja California Sur y Tlaxcala), el reporte de la edad fue tan impreciso, que el IM de 1995 fue superior al observado en 1970. También se advierten retrocesos en la encuesta de 2015 y el censo de 2020 en casi todas las entidades federativas y ambos sexos.⁹

El valor mínimo del IM se observa en ambos sexos de 23 entidades: Baja California en 1980; Nuevo León, Quintana Roo y Tamaulipas en 2000; Aguascalientes, Campeche, Coahuila, Colima, Guanajuato, Hidalgo, Morelos, Nayarit, Puebla, Querétaro, San Luis Potosí, Sonora, Veracruz y Zacatecas en 2010, cuando se advierte el mayor número de casos; Durango y Sinaloa en 2015 y Guerrero, Oaxaca y Tabasco en 2020. En los varones de Ciudad de México en 1980; de Baja California Sur, Chihuahua, Jalisco y México en 2000; de Michoacán en 2010; y de Chiapas, Tlaxcala y Yucatán en 2015. Y en las mujeres de Ciudad de México en 2000; de Chiapas, Jalisco, México, Tlaxcala y Yucatán en 2010; y de Baja California Sur, Chihuahua y Michoacán en 2015.

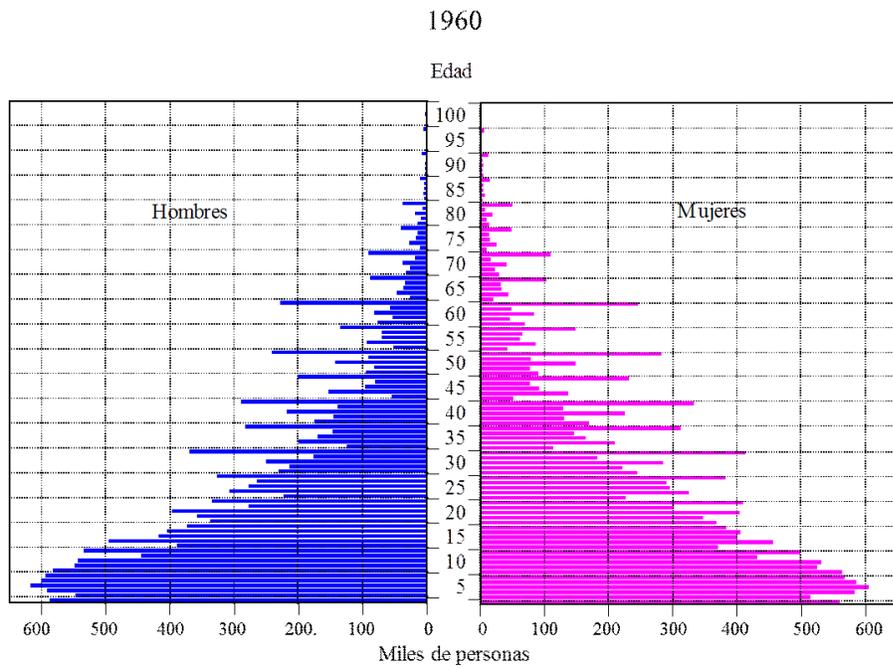
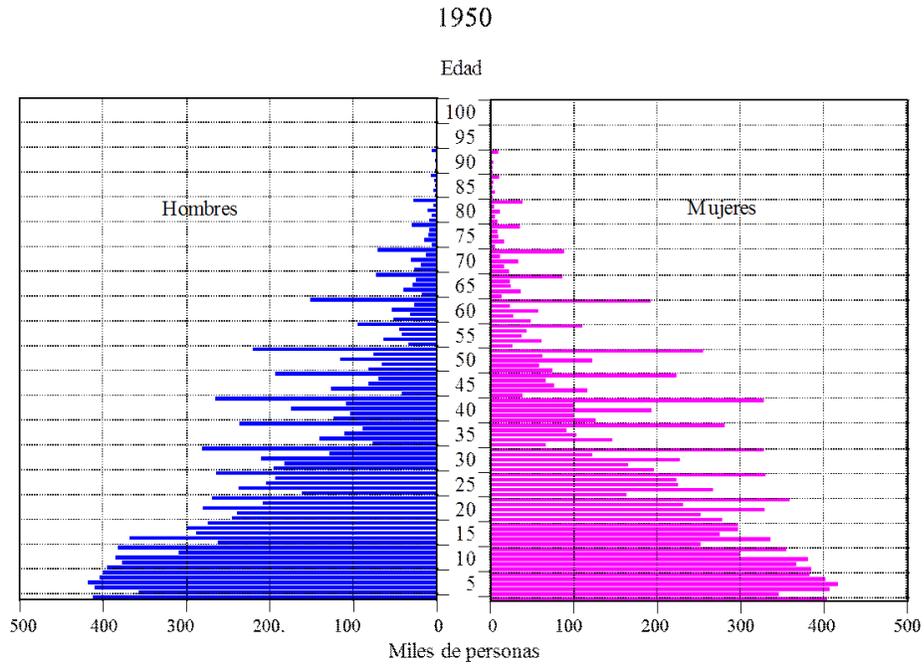
No hay consenso de qué valores del IM pueden dar cuenta de buena calidad de los datos, es decir, qué tanta preferencia digital se tiene al reportar la edad por ego o un tercero. Con base en la información de *The Human Mortality Database*¹⁰ para seis países de reconocida calidad en sus estadísticas demográficas (Australia, Francia, Inglaterra, Japón, Noruega y Suecia), durante el siglo XX y lo que va del XXI, el IM —calculado por nosotros de 0 a 109 años de edad— fluctuó de 0.11 en los hombres de Suecia en 1959 a 1.97 en los hombres de Francia en 1931. Quizás un IM menor que tres indicaría un buen reporte de la edad en las entidades federativas, y entre tres y seis adecuado. En todas las entidades la declaración de la edad sería “adecuada” en las últimas cinco enumeraciones de población (excepto ambos sexos de Chiapas en 2000 y los varones de Chiapas en 2005); y en los dos sexos de trece entidades (Campeche, Chiapas, Guerrero, Hidalgo, México, Michoacán, Morelos, Oaxaca, Puebla, Quintana Roo, Tabasco, Tlaxcala y Veracruz) y las mujeres de la Ciudad de México, en ninguno de los censos, conteos o Encuesta Intercensal, la declaración de la edad fue buena, es decir, el IM fue mayor que tres.

La corrección de la mala declaración de la edad se presenta en el apartado 2.2.2 dentro de las estimaciones de la mortalidad en el capítulo 2.

⁹Las excepciones se tienen en ambos sexos en Chihuahua, Durango y Sinaloa, en los hombres de Chiapas, Guerrero, Quintana Roo, Tlaxcala y Yucatán y en las mujeres de Baja California Sur y Michoacán en 2015; y en ambos sexos en Campeche, Ciudad de México, Guerrero, Hidalgo, México, Oaxaca y Tabasco, en los hombres de Aguascalientes y San Luis Potosí y en las mujeres de Chiapas, Veracruz y Zacatecas en 2020.

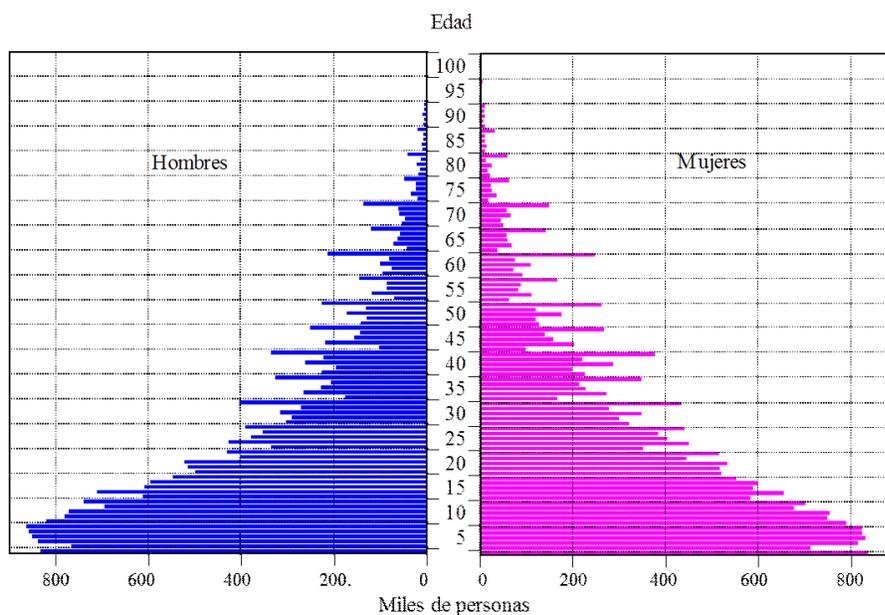
¹⁰<http://www.mortality.org>

Gráfica 1.2. Pirámides de población de la población enumerada, 1950-2020

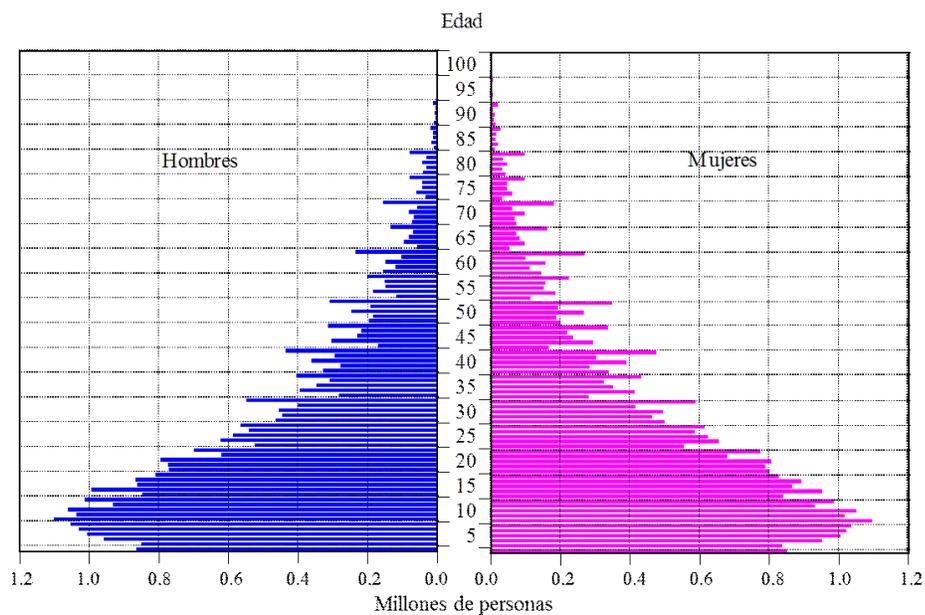


Gráfica 1.2.
(Continúa)

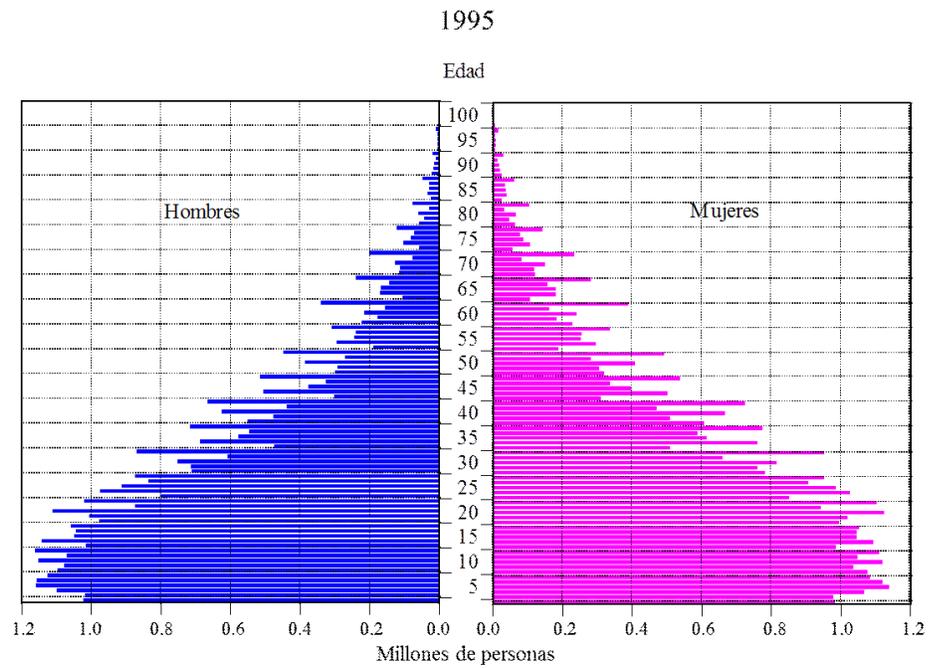
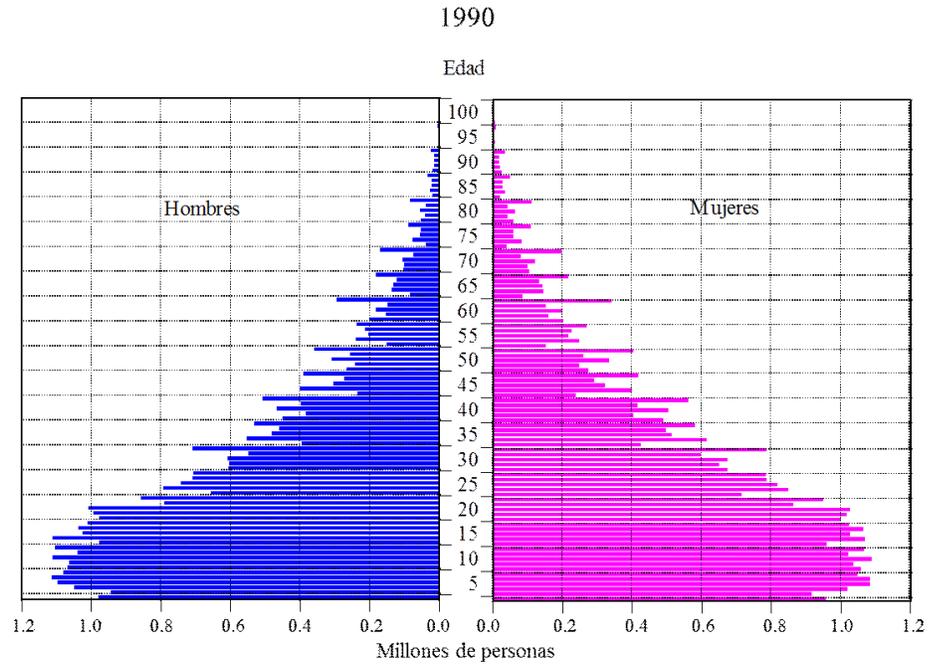
1970



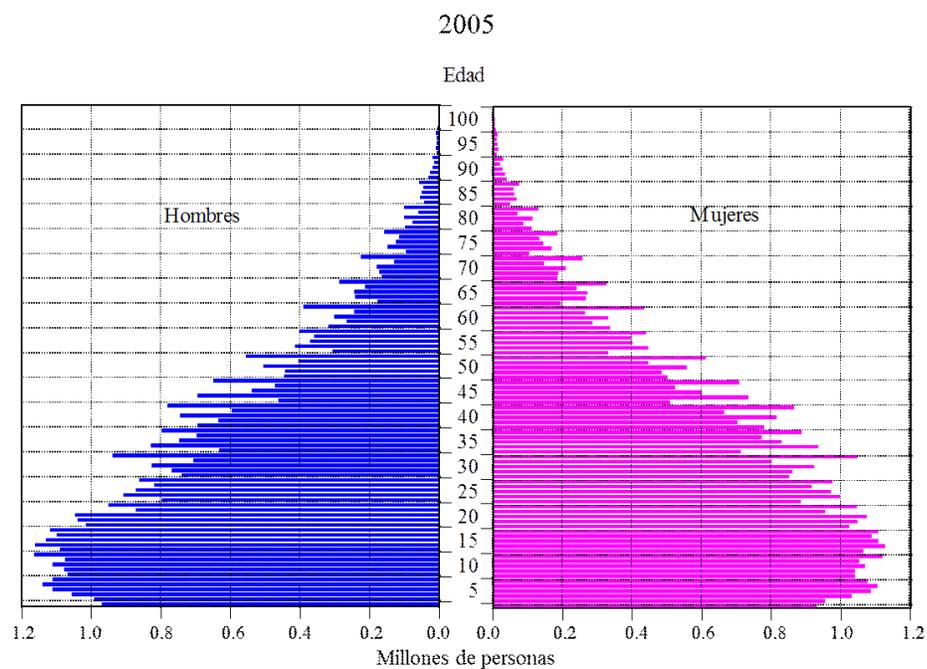
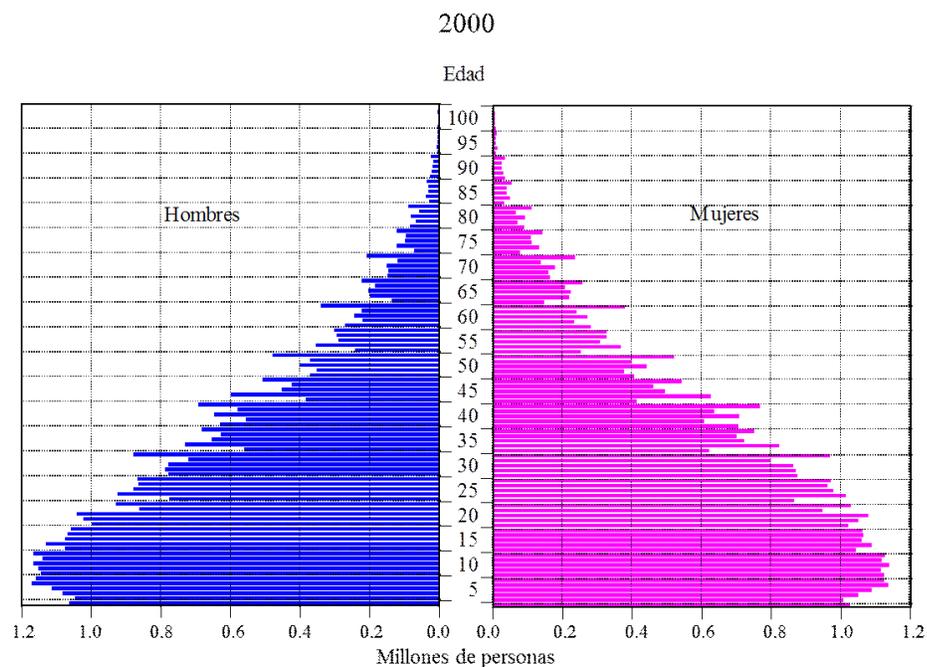
1980



Gráfica 1.2.
(Continúa)

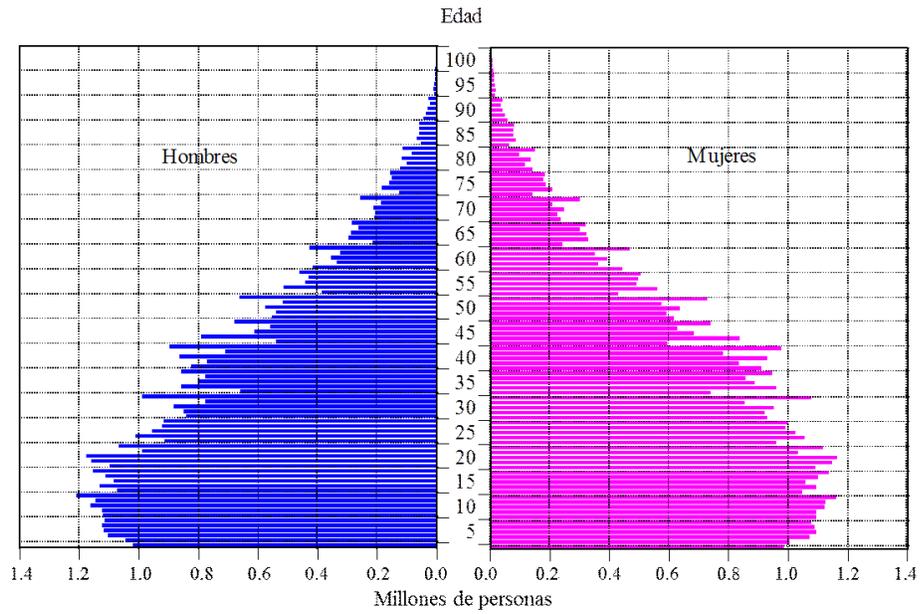


Gráfica 1.2.
(Continúa)

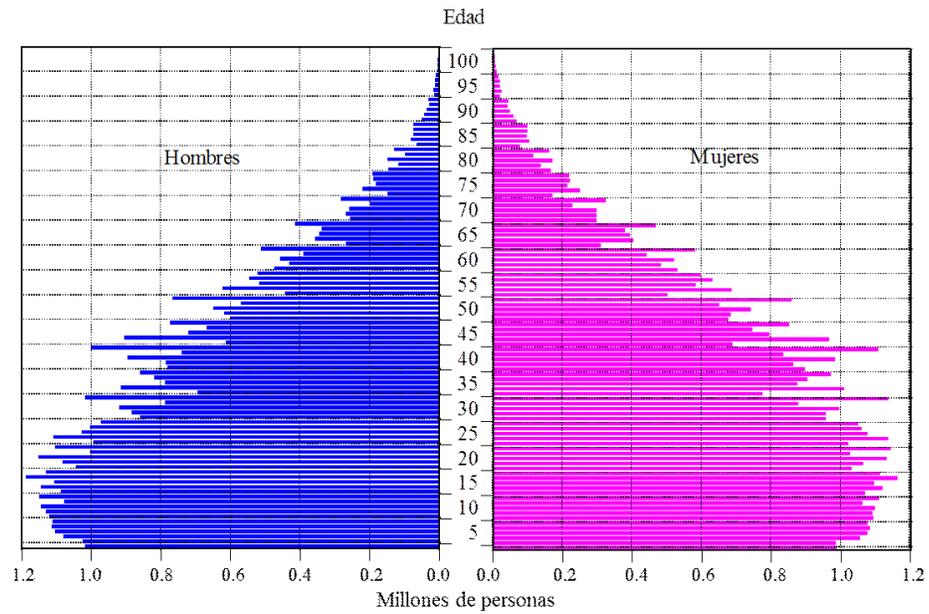


Gráfica 1.2.
(Continúa)

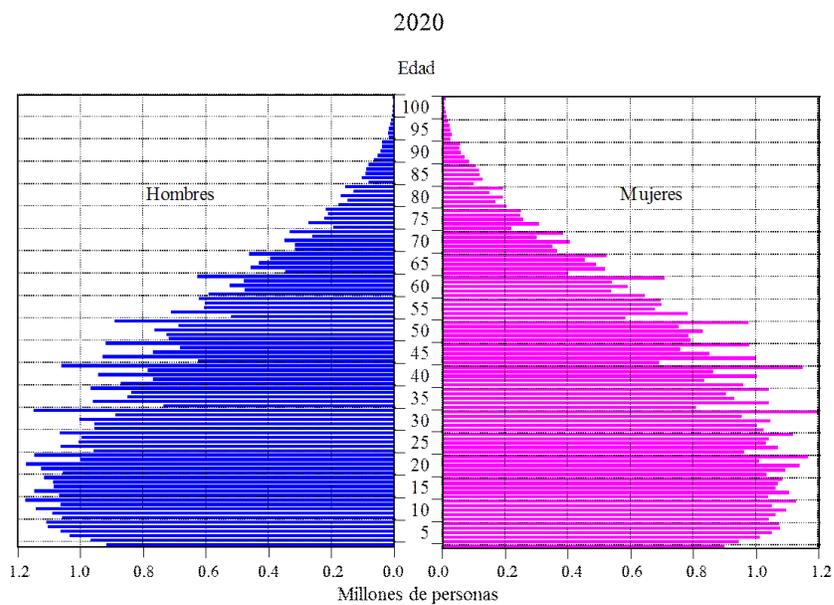
2010



2015



Gráfica 1.2.
(Concluye)



Fuente: Censos de población de 1950 a 2020, conteos de población 1995 y 2005 y Encuesta Intercensal 2015.

Cuadro 1.9. Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 1950

Entidad federativa	Dígito										Índice de Myers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Hombres										
República Mexicana	6.44	-4.05	0.26	-1.66	-1.63	3.30	-0.80	-1.37	1.43	-1.92	11.43
Aguascalientes	4.84	-3.71	0.11	-1.36	-1.13	2.24	-0.60	-0.49	1.71	-1.62	8.90
Baja California	3.35	-3.11	0.66	-0.67	-0.81	1.10	-0.27	-0.60	1.07	-0.73	6.19
Baja California Sur	3.72	-3.15	0.34	-1.00	-0.96	1.74	-0.20	-0.60	1.08	-0.96	6.88
Campeche	8.68	-4.27	-0.21	-2.45	-1.89	4.41	-0.87	-2.26	1.54	-2.66	14.63
Coahuila	4.69	-3.62	0.60	-1.16	-1.18	1.80	-0.46	-0.90	1.58	-1.35	8.66
Colima	7.16	-4.43	0.00	-1.72	-1.63	3.75	-0.94	-1.50	1.55	-2.25	12.46
Chiapas	10.58	-4.63	-0.05	-2.67	-2.62	5.75	-1.49	-3.12	1.12	-2.87	17.45
Chihuahua	4.39	-3.61	0.98	-1.19	-0.90	1.34	-0.18	-1.07	1.60	-1.36	8.30
Ciudad de México	2.86	-3.00	0.37	-0.85	-1.15	1.03	-0.62	-0.06	2.01	-0.58	6.26
Durango	5.64	-4.29	0.71	-1.30	-1.21	2.37	-0.44	-1.04	1.49	-1.93	10.21
Guanajuato	7.99	-4.59	0.06	-1.94	-1.77	3.69	-0.81	-1.37	1.24	-2.50	12.98
Guerrero	9.90	-4.74	-0.34	-2.41	-2.45	5.65	-1.53	-2.42	1.29	-2.95	16.84
Hidalgo	8.11	-4.81	0.25	-2.27	-2.24	5.14	-1.09	-2.23	1.54	-2.41	15.04
Jalisco	6.81	-4.23	0.28	-1.56	-1.44	3.16	-0.82	-1.45	1.32	-2.08	11.57
Estado de México	6.26	-4.69	0.49	-1.85	-1.70	4.10	-0.86	-1.41	1.78	-2.12	12.63
Michoacán	8.59	-4.73	0.05	-2.06	-1.92	4.59	-1.22	-1.80	1.28	-2.78	14.51
Morelos	6.46	-4.49	-0.01	-1.77	-1.82	4.00	-1.07	-1.34	1.92	-1.88	12.37
Navarrit	7.28	-4.45	0.06	-1.52	-1.78	2.94	-0.80	-1.60	1.60	-1.75	11.89
Nuevo León	3.96	-3.22	0.52	-1.14	-1.12	1.67	-0.36	-0.67	1.71	-1.36	7.87
Oaxaca	7.37	-3.78	-0.08	-1.99	-1.82	4.54	-1.05	-2.03	1.13	-2.28	13.03
Puebla	6.78	-4.28	0.32	-1.70	-1.90	4.26	-1.05	-1.64	1.18	-1.97	12.54
Querétaro	8.18	-4.55	0.04	-2.07	-2.00	3.90	-0.89	-1.53	1.12	-2.21	13.23
Quintana Roo	6.57	-3.61	-0.14	-1.50	-1.76	3.05	-0.68	-1.53	0.98	-1.38	10.60
San Luis Potosí	6.58	-4.02	0.19	-1.62	-1.61	3.42	-0.57	-1.30	0.99	-2.06	11.18
Sinaloa	7.24	-4.15	0.34	-1.52	-1.70	3.22	-0.77	-1.79	1.22	-2.10	12.03
Sonora	5.30	-3.56	0.50	-1.18	-1.14	1.85	-0.57	-1.03	1.17	-1.33	8.81
Tabasco	6.63	-3.98	0.41	-1.99	-1.94	3.66	-0.83	-1.47	1.82	-2.32	12.53
Tamaulipas	4.32	-3.31	0.35	-1.25	-1.29	1.58	-0.29	-0.54	1.59	-1.19	7.85
Tlaxcala	4.97	-4.18	0.88	-1.22	-1.31	2.83	-0.69	-1.36	1.53	-1.45	10.20
Veracruz	7.30	-4.16	0.07	-1.86	-1.82	3.94	-0.79	-1.64	1.04	-2.08	12.35
Yucatán	8.35	-4.09	-0.02	-2.67	-1.99	4.26	-0.94	-1.83	1.53	-2.60	14.14
Zacatecas	5.78	-4.08	0.49	-1.65	-1.33	2.38	-0.37	-0.88	1.71	-2.04	10.35

Cuadro 1.9
(Conclusión)

Entidad federativa	Dígito										Índice de Mvers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Mujeres										
República Mexicana	8.40	-4.69	-0.37	-2.23	-1.81	4.56	-1.09	-2.07	1.79	-2.49	14.75
Aguascalientes	6.76	-4.18	-0.32	-1.85	-1.21	3.25	-0.67	-1.30	1.45	-1.93	11.46
Baja California	4.15	-3.43	0.16	-0.96	-0.61	1.48	-0.45	-1.06	1.32	-0.60	7.11
Baja California Sur	5.48	-4.11	0.19	-1.39	-1.09	2.28	-0.50	-1.00	1.40	-1.26	9.36
Campeche	10.35	-4.71	-0.90	-2.73	-2.34	5.01	-0.98	-2.80	1.94	-2.83	17.30
Coahuila	6.06	-4.05	0.14	-1.58	-1.32	2.80	-0.65	-1.36	1.62	-1.65	10.62
Colima	9.41	-5.02	-0.63	-2.34	-1.57	4.74	-1.53	-1.87	1.46	-2.66	15.61
Chiapas	13.00	-5.44	-1.12	-3.54	-3.01	7.01	-1.82	-3.51	2.23	-3.80	22.24
Chihuahua	5.40	-3.93	0.54	-1.35	-0.85	2.02	-0.50	-1.54	1.75	-1.54	9.71
Ciudad de México	4.72	-3.91	0.11	-1.23	-0.97	2.55	-0.78	-1.19	1.89	-1.19	9.27
Durango	7.49	-4.66	0.15	-1.89	-1.47	3.43	-0.69	-1.71	1.86	-2.50	12.92
Guanajuato	9.64	-5.08	-0.56	-2.48	-1.89	5.03	-1.11	-2.17	1.69	-3.07	16.36
Guanajuato	12.29	-5.39	-1.27	-3.13	-2.84	6.90	-1.75	-3.04	1.72	-3.49	20.90
Hidalgo	11.31	-5.62	-0.68	-3.32	-2.83	7.25	-1.65	-3.14	2.12	-3.45	20.69
Jalisco	8.08	-4.74	-0.16	-1.93	-1.47	3.75	-0.94	-1.88	1.77	-2.48	13.60
Estado de México	8.47	-5.42	-0.28	-2.52	-1.96	5.67	-1.10	-2.24	2.42	-3.06	16.57
Michoacán	10.51	-5.38	-0.71	-2.70	-2.15	5.87	-1.45	-2.44	1.78	-3.35	18.16
Morelos	8.66	-4.99	-0.66	-2.21	-2.21	5.15	-1.39	-1.94	1.99	-2.42	15.80
Navarrit	8.59	-4.73	-0.57	-2.02	-1.86	3.88	-0.93	-1.96	1.85	-2.25	14.32
Nuevo León	5.14	-3.74	0.31	-1.28	-0.97	2.47	-0.53	-1.38	1.61	-1.63	9.53
Oaxaca	10.23	-4.55	-0.83	-2.81	-2.40	6.10	-1.44	-2.76	1.61	-3.16	17.95
Puebla	9.47	-5.16	-0.51	-2.55	-2.33	6.07	-1.52	-2.50	1.97	-2.96	17.52
Querétaro	10.13	-5.20	-0.78	-2.80	-2.24	6.01	-1.15	-2.41	1.62	-3.18	17.76
Quintana Roo	7.76	-3.46	-1.37	-2.53	-1.84	3.61	-1.00	-1.50	1.45	-1.14	12.82
San Luis Potosí	8.68	-4.78	-0.53	-2.29	-1.86	4.94	-0.97	-2.07	1.57	-2.70	15.19
Sinaloa	8.76	-4.51	-0.28	-1.93	-1.81	3.84	-1.21	-1.91	1.37	-2.32	13.97
Sonora	6.76	-3.99	-0.08	-1.57	-1.28	2.21	-0.60	-1.25	1.24	-1.44	10.21
Tabasco	10.31	-4.70	-0.48	-3.26	-2.75	6.21	-1.25	-2.67	1.77	-3.19	18.29
Tamaulipas	5.74	-3.82	-0.11	-1.51	-1.31	2.66	-0.56	-1.34	1.55	-1.31	9.95
Tlaxcala	7.17	-4.94	0.18	-2.01	-1.70	4.65	-0.99	-2.05	2.02	-2.33	14.03
Veracruz	10.00	-4.90	-0.79	-2.71	-2.21	5.42	-1.23	-2.43	1.61	-2.76	17.03
Yucatán	9.62	-4.53	-0.67	-3.05	-2.03	4.83	-1.04	-2.25	1.84	-2.73	16.29
Zacatecas	7.82	-4.72	-0.10	-1.98	-1.48	3.69	-0.70	-1.62	1.70	-2.61	13.22

Nota: Se considera el rango 3-102 años de edad.

Fuente: Derivado a partir del VII Censo General de Población y Vivienda 1950.

Cuadro 1.10. Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 1960

Entidad federativa	Dígito										Índice de Myers	
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9		
					Hombres							
República Mexicana	5.52	-3.51	0.19	-1.17	-1.27	2.55	-0.82	-1.06	1.30	-1.73	9.56	
Aguascalientes	4.60	-3.41	0.34	-0.86	-0.86	1.65	-0.86	-0.32	1.33	-1.61	7.92	
Baja California	2.27	-2.65	0.41	-0.51	-0.41	0.90	-0.43	-0.24	1.39	-0.74	4.98	
Baja California Sur	3.41	-3.01	0.47	-0.81	-1.05	1.32	-0.36	-0.11	1.01	-0.88	6.21	
Campeche	8.53	-4.05	-0.43	-2.06	-1.74	3.61	-1.23	-1.66	1.52	-2.49	13.65	
Coahuila	4.18	-3.16	0.44	-0.73	-0.72	1.38	-0.69	-0.59	1.24	-1.36	7.24	
Colima	6.52	-3.88	0.20	-1.44	-1.08	2.26	-0.79	-1.24	1.29	-1.84	10.26	
Chiapas	9.81	-4.53	-0.38	-2.40	-2.49	5.18	-1.40	-2.33	1.45	-2.90	16.44	
Chihuahua	3.85	-3.00	0.66	-0.81	-0.63	0.95	-0.39	-0.73	1.28	-1.18	6.74	
Ciudad de México	2.71	-2.54	0.39	-0.38	-0.74	0.98	-0.59	-0.51	1.32	-0.64	5.40	
Durango	4.79	-3.62	0.49	-0.83	-0.69	1.59	-0.59	-0.61	1.35	-1.89	8.22	
Guanajuato	6.33	-3.71	-0.08	-1.21	-1.36	2.67	-0.76	-0.89	1.21	-2.19	10.21	
Guerrero	8.95	-4.25	-0.50	-1.95	-2.20	4.69	-1.39	-1.98	1.25	-2.62	14.89	
Hidalgo	7.04	-4.31	0.22	-1.81	-1.83	4.12	-0.98	-1.61	1.42	-2.26	12.80	
Jalisco	5.18	-3.46	0.36	-0.97	-1.07	2.01	-0.73	-0.90	1.32	-1.75	8.87	
Estado de México	5.59	-4.14	0.26	-1.28	-1.26	3.23	-0.97	-1.21	1.66	-1.88	10.75	
Michoacán	7.13	-4.11	0.00	-1.39	-1.60	3.43	-1.07	-1.26	1.26	-2.39	11.81	
Morelos	5.91	-3.94	0.09	-1.30	-1.31	2.99	-1.07	-1.05	1.39	-1.71	10.39	
Navarrit	6.61	-3.89	0.11	-1.40	-1.65	2.39	-0.93	-1.33	1.81	-1.71	10.93	
Nuevo León	3.33	-2.64	0.54	-0.52	-0.67	1.27	-0.65	-0.70	1.13	-1.09	6.26	
Oaxaca	6.88	-3.58	-0.28	-1.66	-1.66	3.89	-1.01	-1.51	1.06	-2.14	11.83	
Puebla	5.20	-3.75	0.26	-1.29	-1.45	3.65	-0.94	-1.21	1.37	-1.84	10.49	
Querétaro	7.17	-4.11	-0.12	-1.54	-1.65	3.50	-0.87	-1.09	0.96	-2.24	11.63	
Quintana Roo	6.54	-2.88	0.01	-1.35	-1.80	2.22	-1.15	-1.17	1.22	-1.63	9.99	
San Luis Potosí	5.63	-3.46	0.12	-1.22	-1.21	2.67	-0.69	-0.84	0.79	-1.80	9.21	
Sinaloa	6.38	-3.67	0.41	-1.31	-1.32	2.30	-0.88	-1.44	1.37	-1.83	10.45	
Sonora	4.80	-3.24	0.35	-0.87	-0.80	1.25	-0.47	-0.97	1.28	-1.31	7.67	
Tabasco	7.13	-3.73	-0.17	-1.91	-2.04	3.47	-1.06	-1.20	1.70	-2.17	12.29	
Tamaulipas	3.97	-2.97	0.49	-0.86	-0.71	1.32	-0.52	-0.63	1.25	-1.35	7.04	
Tlaxcala	4.39	-3.64	0.87	-0.85	-1.50	2.38	-0.66	-0.89	1.27	-1.37	8.91	
Veracruz	6.71	-3.75	-0.06	-1.45	-1.61	3.18	-0.97	-1.36	1.24	-1.94	11.13	
Yucatán	8.23	-3.63	-0.02	-2.09	-1.98	3.46	-0.94	-1.85	1.20	-2.40	12.89	
Zacatecas	4.63	-3.56	0.43	-1.04	-0.80	1.84	-0.40	-0.56	1.32	-1.88	8.23	

Cuadro 1.10
(Conclusión)

Entidad federativa	Dígito										Índice de Mvers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Mujeres										
República Mexicana	6.89	-4.00	-0.33	-1.57	-1.36	3.47	-0.91	-1.61	1.44	-2.01	11.79
Aguascalientes	5.59	-3.75	0.03	-1.10	-0.79	2.61	-0.72	-1.10	1.14	-0.90	9.37
Baja California	1.76	-2.83	0.20	-0.27	-0.01	1.30	-0.38	-0.51	1.23	-0.50	4.50
Baja California Sur	4.36	-3.21	-0.31	-0.70	-0.56	1.84	-0.44	-0.91	0.63	-0.71	6.84
Campeche	9.02	-4.20	-0.64	-2.31	-2.16	4.24	-1.18	-2.01	1.53	-2.28	14.78
Coahuila	5.06	-3.44	0.12	-0.92	-0.76	1.88	-0.70	-1.07	1.11	-1.28	8.17
Colima	7.81	-4.51	-0.56	-1.52	-1.00	2.94	-0.95	-1.47	1.28	-2.03	12.03
Chiapas	12.02	-5.14	-1.18	-3.14	-2.82	6.21	-1.59	-2.97	1.94	-3.34	20.17
Chihuahua	4.47	-3.25	0.39	-0.94	-0.52	1.28	-0.51	-1.11	1.27	-1.07	7.41
Ciudad de México	3.89	-3.29	0.04	-0.76	-0.60	1.89	-0.68	-0.98	1.50	-1.01	7.32
Durango	6.09	-3.91	0.05	-1.20	-0.88	2.30	-0.76	-1.20	1.31	-1.79	9.75
Guanajuato	7.50	-4.18	-0.71	-1.56	-1.36	3.80	-0.80	-1.52	1.29	-2.47	12.59
Guanajuato	11.04	-4.73	-1.23	-2.50	-2.51	5.58	-1.50	-2.58	1.50	-3.07	18.13
Hidalgo	9.81	-5.01	-0.68	-2.52	-2.35	5.87	-1.46	-2.44	1.78	-3.00	17.47
Jalisco	6.26	-3.85	-0.09	-1.21	-0.94	2.59	-0.76	-1.34	1.27	-1.93	10.12
Estado de México	7.07	-4.57	-0.25	-1.78	-1.46	4.33	-0.95	-1.83	1.85	-2.42	13.25
Michoacán	8.72	-4.59	-0.52	-1.87	-1.68	4.47	-1.12	-1.90	1.26	-2.79	14.45
Morelos	6.99	-4.21	-0.55	-1.42	-1.40	3.81	-1.17	-1.58	1.53	-1.99	12.32
Navarrit	7.27	-3.99	-0.34	-1.58	-1.44	2.90	-0.91	-1.62	1.49	-1.77	11.66
Nuevo León	4.15	-3.07	0.21	-0.72	-0.44	1.71	-0.69	-1.01	1.02	-1.16	7.08
Oaxaca	9.30	-4.26	-0.93	-2.44	-2.27	5.39	-1.21	-2.33	1.59	-2.84	16.27
Puebla	7.37	-4.39	-0.38	-1.91	-1.84	5.03	-1.22	-2.02	1.82	-2.43	14.21
Querétaro	8.43	-4.61	-0.47	-2.04	-1.78	4.61	-0.84	-1.72	1.23	-2.81	14.28
Quintana Roo	6.96	-3.66	0.04	-2.17	-1.72	2.54	-0.85	-1.46	1.60	-1.29	11.14
San Luis Potosí	7.30	-4.08	-0.48	-1.75	-1.36	3.86	-0.75	-1.67	1.14	-2.21	12.30
Sinaloa	7.18	-3.89	-0.29	-1.35	-1.33	2.68	-0.97	-1.64	1.34	-1.73	11.21
Sonora	5.53	-3.58	-0.05	-1.03	-0.87	1.55	-0.42	-1.07	1.13	-1.18	8.21
Tabasco	9.16	-4.30	-0.87	-2.71	-2.43	5.23	-1.26	-2.00	1.77	-2.59	16.16
Tamaulipas	4.97	-3.33	0.01	-0.98	-0.71	1.88	-0.60	-1.10	1.13	-1.26	7.99
Tlaxcala	5.91	-4.36	0.21	-1.34	-1.67	3.65	-0.68	-1.82	1.95	-1.84	11.71
Veracruz	8.51	-4.23	-0.66	-2.05	-1.90	4.28	-1.11	-1.92	1.35	-2.28	14.15
Yucatán	8.54	-4.06	-0.52	-2.42	-2.06	4.04	-0.93	-1.89	1.70	-2.39	14.28
Zacatecas	6.44	-4.06	0.02	-1.40	-1.02	2.83	-0.54	-1.28	1.30	-2.29	10.59

Nota: Se considera el rango 3-102 años de edad.

Fuente: Derivado a partir del VIII Censo General de Población y Vivienda 1960.

Cuadro 1.11. Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 1970

Entidad federativa	Dígito										Índice de Myers	
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9		
					Hombres							
República Mexicana	3.33	-2.68	0.39	-0.84	-0.79	1.80	-0.65	-0.69	0.78	-0.65	6.30	
Aguascalientes	2.31	-2.52	0.54	-0.75	-0.40	1.23	-0.32	-0.29	0.64	-0.43	4.71	
Baja California	1.33	-1.93	0.65	-0.53	-0.14	0.66	-0.21	-0.26	0.47	-0.03	3.11	
Baja California Sur	1.73	-2.40	0.44	-0.48	-0.38	0.80	-0.19	0.01	0.52	-0.04	3.50	
Campeche	5.59	-3.29	-0.14	-1.42	-1.23	2.66	-0.96	-0.91	0.95	-1.25	9.21	
Coahuila	2.21	-2.50	0.78	-0.47	-0.35	0.80	-0.54	-0.46	0.61	-0.10	4.41	
Colima	3.41	-2.86	0.39	-0.74	-0.82	1.76	-0.72	-0.50	1.05	-0.97	6.62	
Chiapas	7.37	-3.84	-0.20	-1.99	-1.98	4.36	-1.14	-1.71	1.30	-2.16	13.02	
Chihuahua	1.96	-2.19	0.72	-0.61	-0.37	0.80	-0.38	-0.51	0.60	-0.03	4.08	
Ciudad de México	1.14	-1.71	0.63	-0.27	-0.52	0.56	-0.42	-0.21	0.68	0.13	3.13	
Durango	2.98	-2.86	0.63	-0.75	-0.43	1.33	-0.48	-0.53	0.71	-0.59	5.64	
Guanajuato	3.92	-2.93	0.23	-0.75	-0.80	2.04	-0.59	-0.60	0.58	-1.09	6.76	
Guerrero	6.82	-3.80	-0.28	-1.70	-1.79	3.90	-1.27	-1.33	1.19	-1.75	11.91	
Hidalgo	4.96	-3.31	0.28	-1.28	-1.29	3.29	-0.94	-1.23	0.87	-1.35	9.40	
Jalisco	2.70	-2.51	0.56	-0.63	-0.53	1.26	-0.52	-0.56	0.78	-0.55	5.30	
Estado de México	2.62	-2.76	0.50	-0.66	-0.73	1.62	-0.58	-0.53	0.96	-0.46	5.71	
Michoacán	4.83	-3.22	0.23	-1.05	-1.00	2.46	-0.82	-0.92	0.86	-1.38	8.38	
Morelos	3.22	-2.98	0.37	-0.90	-0.86	1.91	-0.74	-0.52	0.93	-0.44	6.43	
Navarrit	3.80	-3.22	0.44	-1.05	-0.90	1.86	-0.59	-0.78	1.09	-0.66	7.20	
Nuevo León	1.56	-1.88	0.60	-0.34	-0.25	0.64	-0.51	-0.37	0.52	0.02	3.34	
Oaxaca	5.70	-3.16	0.01	-1.38	-1.33	3.41	-1.11	-1.49	0.90	-1.57	10.02	
Puebla	4.05	-3.04	0.33	-1.09	-1.02	2.54	-0.85	-0.90	0.76	-0.78	7.68	
Querétaro	4.31	-3.18	0.17	-0.99	-1.07	2.41	-0.59	-0.64	0.64	-1.07	7.54	
Quintana Roo	4.56	-3.05	0.07	-1.24	-1.37	2.12	-0.97	-0.51	1.13	-0.74	7.87	
San Luis Potosí	3.57	-2.66	0.29	-0.87	-0.77	2.03	-0.62	-0.80	0.45	-0.62	6.33	
Sinaloa	3.38	-2.75	0.55	-0.86	-0.75	1.42	-0.51	-0.81	0.89	-0.56	6.23	
Sonora	2.22	-2.34	0.69	-0.68	-0.36	0.90	-0.40	-0.54	0.66	-0.15	4.47	
Tabasco	4.57	-3.24	0.12	-1.42	-1.17	2.52	-0.92	-0.56	1.41	-1.30	8.61	
Tamaulipas	2.06	-2.22	0.55	-0.71	-0.28	0.95	-0.43	-0.41	0.48	0.02	4.06	
Tlaxcala	2.69	-2.89	0.61	-0.54	-0.69	1.66	-0.62	-0.64	0.68	-0.27	5.65	
Veracruz	4.04	-2.91	0.16	-1.08	-0.93	2.34	-0.80	-0.89	0.91	-0.84	7.45	
Yucatán	5.95	-3.08	0.10	-1.64	-1.22	2.83	-0.95	-1.15	0.72	-1.57	9.60	
Zacatecas	2.93	-2.75	0.33	-0.60	-0.40	1.45	-0.54	-0.28	0.36	-0.50	5.08	

Cuadro 1.11
(Conclusión)

Entidad federativa	Dígito										Índice de Mvers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Mujeres										
República Mexicana	4.30	-3.06	-0.10	-1.06	-0.82	2.37	-0.80	-1.00	0.96	-0.78	7.63
Aguascalientes	3.01	-2.87	0.08	-0.53	-0.39	1.71	-0.59	-0.69	0.67	-0.40	5.47
Baja California	1.76	-2.01	0.38	-0.30	-0.06	0.58	-0.41	-0.55	0.52	0.08	3.33
Baja California Sur	2.22	-2.44	0.21	-0.68	-0.27	0.97	-0.34	-0.39	0.52	0.19	4.12
Campeche	5.72	-3.37	-0.69	-1.47	-1.57	3.09	-0.81	-1.04	1.21	-1.08	10.02
Coahuila	2.95	-2.63	0.30	-0.61	-0.33	1.03	-0.69	-0.77	0.65	0.09	5.02
Colima	4.21	-3.12	-0.18	-0.92	-0.81	2.08	-0.78	-0.73	0.98	-0.72	7.26
Chiapas	9.03	-4.46	-0.99	-2.53	-2.23	5.46	-1.44	-2.06	1.77	-2.55	16.26
Chihuahua	2.42	-2.37	0.44	-0.64	-0.26	0.84	-0.54	-0.68	0.72	0.08	4.49
Ciudad de México	2.01	-2.34	0.18	-0.51	-0.37	1.23	-0.52	-0.57	0.86	0.03	4.31
Durango	3.82	-3.07	0.17	-0.86	-0.39	1.64	-0.64	-0.88	0.75	-0.53	6.37
Guanajuato	4.64	-3.29	-0.20	-0.96	-0.68	2.58	-0.65	-0.92	0.74	-1.25	7.95
Guanajuato	8.34	-4.22	-1.02	-1.95	-1.89	4.62	-1.39	-1.76	1.34	-2.07	14.29
Hidalgo	6.81	-3.86	-0.43	-1.89	-1.58	4.56	-1.28	-1.79	1.22	-1.75	12.59
Jalisco	3.41	-2.81	0.14	-0.63	-0.45	1.61	-0.65	-0.79	0.81	-0.65	5.97
Estado de México	3.65	-3.10	0.00	-0.86	-0.71	2.20	-0.70	-0.88	1.13	-0.72	6.98
Michoacán	5.97	-3.59	-0.23	-1.27	-1.14	3.12	-0.97	-1.21	0.89	-1.55	9.97
Morelos	4.23	-3.33	-0.11	-1.09	-0.79	2.42	-0.87	-0.91	1.10	-0.65	7.74
Navarrit	4.43	-3.21	-0.14	-0.92	-0.64	1.65	-0.88	-0.87	1.06	-0.48	7.15
Nuevo León	2.05	-2.11	0.20	-0.38	-0.09	0.89	-0.61	-0.63	0.51	0.15	3.81
Oaxaca	7.39	-3.78	-0.52	-1.96	-1.82	4.59	-1.34	-1.82	1.41	-2.15	13.39
Puebla	5.82	-3.61	-0.24	-1.57	-1.29	3.55	-1.15	-1.42	1.17	-1.26	10.55
Querétaro	5.48	-3.62	-0.47	-1.30	-0.99	3.32	-0.75	-1.08	0.74	-1.34	9.54
Quintana Roo	4.71	-2.73	-0.73	-1.60	-1.10	2.03	-0.50	-0.69	1.47	-0.85	8.21
San Luis Potosí	4.55	-3.03	-0.25	-1.14	-0.83	2.69	-0.79	-1.14	0.71	-0.78	7.96
Sinaloa	3.76	-2.83	-0.02	-0.80	-0.69	1.51	-0.66	-0.84	0.83	-0.26	6.10
Sonora	2.78	-2.49	0.31	-0.80	-0.40	0.93	-0.43	-0.64	0.71	0.03	4.76
Tabasco	6.02	-3.69	-0.69	-1.97	-1.58	3.81	-0.93	-1.07	1.59	-1.49	11.42
Tamaulipas	2.56	-2.52	0.26	-0.66	-0.23	1.15	-0.55	-0.61	0.54	0.06	4.57
Tlaxcala	3.89	-3.29	0.17	-1.01	-0.77	2.47	-1.01	-1.18	1.36	-0.63	7.89
Veracruz	5.40	-3.38	-0.37	-1.41	-1.17	3.02	-0.99	-1.22	1.10	-0.98	9.52
Yucatán	6.14	-3.39	-0.37	-1.89	-1.25	3.41	-0.99	-1.18	1.06	-1.55	10.61
Zacatecas	3.69	-3.06	0.01	-0.83	-0.41	1.92	-0.63	-0.68	0.74	-0.74	6.35

Nota: Se considera el rango 3-102 años de edad.

Fuente: Derivado a partir del IX Censo General de Población y Vivienda 1970.

Cuadro 1.12. Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 1980

Entidad federativa	Dígito										Índice de Myers	
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9		
					Hombres							
República Mexicana	2.81	-2.33	0.42	-0.57	-0.56	1.09	-0.33	-0.54	0.83	-0.81	5.15	
Aguascalientes	2.05	-2.04	0.38	-0.44	-0.29	0.69	-0.04	-0.27	0.62	-0.67	3.75	
Baja California	1.18	-1.69	0.54	-0.22	-0.26	0.25	-0.13	-0.12	0.65	-0.21	2.63	
Baja California Sur	1.53	-1.88	0.41	-0.15	-0.02	0.27	-0.33	-0.15	0.69	-0.37	2.90	
Campeche	4.91	-3.01	-0.20	-1.34	-0.98	2.23	-0.74	-0.92	1.17	-1.12	8.31	
Coahuila	1.97	-1.96	0.37	-0.24	-0.30	0.49	-0.20	-0.40	0.70	-0.42	3.52	
Colima	2.84	-2.50	0.44	-0.67	-0.46	0.91	-0.15	-0.41	0.97	-0.98	5.17	
Chiapas	6.86	-3.78	-0.12	-1.78	-1.56	3.50	-0.80	-1.60	1.47	-2.18	11.83	
Chihuahua	1.85	-1.96	0.71	-0.32	-0.39	0.40	-0.20	-0.36	0.75	-0.47	3.71	
Ciudad de México	1.17	-1.48	0.50	-0.16	-0.45	0.25	-0.21	-0.12	0.62	-0.13	2.54	
Durango	2.47	-2.40	0.64	-0.49	-0.18	0.74	-0.18	-0.46	0.72	-0.84	4.56	
Guanajuato	3.12	-2.52	0.42	-0.52	-0.50	1.23	-0.24	-0.50	0.65	-1.15	5.43	
Guerrero	5.70	-3.60	0.02	-1.27	-1.24	2.79	-0.75	-1.11	1.24	-1.79	9.75	
Hidalgo	4.02	-2.89	0.27	-0.94	-0.89	2.21	-0.34	-0.96	0.88	-1.35	7.38	
Jalisco	2.00	-2.02	0.57	-0.33	-0.32	0.64	-0.22	-0.34	0.61	-0.59	3.82	
Estado de México	1.88	-2.11	0.59	-0.33	-0.41	0.64	-0.22	-0.36	0.88	-0.56	4.00	
Michoacán	4.31	-3.02	0.42	-0.93	-0.69	1.63	-0.40	-0.87	0.99	-1.44	7.34	
Morelos	2.66	-2.61	0.44	-0.61	-0.57	1.09	-0.36	-0.43	1.08	-0.69	5.26	
Navarrit	2.91	-2.60	0.47	-0.67	-0.46	1.12	-0.19	-0.62	0.86	-0.83	5.36	
Nuevo León	1.49	-1.38	0.43	-0.09	-0.30	0.25	-0.41	-0.30	0.44	-0.12	2.60	
Oaxaca	5.44	-3.25	0.18	-1.31	-1.22	2.72	-0.71	-1.31	1.26	-1.79	9.59	
Puebla	3.71	-2.78	0.38	-0.84	-0.77	1.65	-0.43	-0.72	0.99	-1.20	6.74	
Queretaro	3.05	-2.48	0.28	-0.59	-0.59	1.27	-0.27	-0.40	0.84	-1.12	5.44	
Quintana Roo	3.46	-2.55	0.20	-0.58	-0.85	1.40	-0.55	-0.53	0.92	-0.91	5.97	
San Luis Potosí	2.97	-2.36	0.33	-0.55	-0.49	1.23	-0.22	-0.60	0.52	-0.84	5.05	
Sinaloa	2.36	-2.28	0.55	-0.55	-0.31	0.78	-0.25	-0.46	0.80	-0.65	4.49	
Sonora	1.75	-1.92	0.66	-0.35	-0.18	0.24	-0.17	-0.33	0.67	-0.36	3.32	
Tabasco	3.80	-2.83	0.45	-1.10	-0.81	1.43	-0.59	-0.56	1.45	-1.25	7.13	
Tamaulipas	1.78	-1.88	0.45	-0.29	-0.27	0.44	-0.24	-0.25	0.59	-0.33	3.26	
Tlaxcala	2.73	-2.68	0.72	-0.56	-0.44	1.12	-0.28	-0.57	0.94	-0.99	5.51	
Veracruz	3.64	-2.70	0.30	-0.82	-0.69	1.55	-0.41	-0.78	0.96	-1.04	6.44	
Yucatán	3.84	-2.58	0.12	-0.73	-0.74	1.65	-0.49	-0.62	0.72	-1.16	6.33	
Zacatecas	2.76	-2.44	0.52	-0.47	-0.27	1.06	-0.18	-0.54	0.59	-1.03	4.93	

Cuadro 1.12
(Conclusión)

Entidad federativa	Dígito										Índice de Mvers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Mujeres										
República Mexicana	3.34	-2.59	0.09	-0.70	-0.53	1.43	-0.40	-0.76	0.91	-0.80	5.77
Aguascalientes	2.40	-2.23	0.15	-0.42	-0.17	0.86	-0.18	-0.40	0.67	-0.68	4.08
Baja California	1.45	-1.78	0.36	-0.27	-0.07	0.37	-0.25	-0.25	0.50	-0.08	2.69
Baja California Sur	1.62	-1.85	0.27	-0.30	-0.16	0.55	-0.20	-0.33	0.46	-0.06	2.89
Campeche	5.00	-3.07	-0.62	-1.20	-1.07	2.22	-0.50	-0.88	1.14	-1.02	8.36
Coahuila	2.27	-2.04	0.25	-0.32	-0.18	0.68	-0.31	-0.63	0.63	-0.35	3.83
Colima	3.56	-2.79	0.02	-0.72	-0.48	1.17	-0.31	-0.76	0.99	-0.67	5.73
Chiapas	7.56	-4.26	-0.74	-2.02	-1.69	4.22	-0.98	-1.73	1.90	-2.25	13.68
Chihuahua	2.12	-2.07	0.47	-0.37	-0.29	0.43	-0.19	-0.51	0.70	-0.28	3.72
Ciudad de México	1.83	-1.95	0.29	-0.38	-0.34	0.70	-0.26	-0.39	0.74	-0.24	3.56
Durango	2.93	-2.49	0.35	-0.51	-0.22	0.92	-0.30	-0.65	0.64	-0.67	4.84
Guanajuato	3.48	-2.74	0.09	-0.54	-0.35	1.50	-0.31	-0.70	0.68	-1.11	5.76
Guanajuato	6.63	-3.85	-0.47	-1.53	-1.32	3.32	-0.80	-1.44	1.35	-1.88	11.30
Hidalgo	5.24	-3.25	-0.25	-1.23	-0.95	2.92	-0.60	-1.42	1.03	-1.49	9.18
Jalisco	2.43	-2.19	0.26	-0.40	-0.23	0.79	-0.30	-0.52	0.70	-0.54	4.19
Estado de México	2.38	-2.35	0.25	-0.48	-0.34	0.94	-0.23	-0.53	0.94	-0.58	4.52
Michoacán	4.75	-3.24	0.15	-0.97	-0.65	1.84	-0.45	-1.12	1.12	-1.42	7.86
Morelos	3.14	-2.81	0.04	-0.68	-0.49	1.34	-0.46	-0.69	1.22	-0.62	5.75
Navarrit	3.08	-2.59	0.14	-0.60	-0.29	1.18	-0.29	-0.91	0.90	-0.62	5.30
Nuevo León	1.71	-1.62	0.19	-0.10	-0.14	0.44	-0.40	-0.45	0.48	-0.12	2.82
Oaxaca	6.74	-3.79	-0.38	-1.63	-1.45	3.56	-0.84	-1.65	1.47	-2.03	11.77
Puebla	4.68	-3.16	0.02	-1.12	-0.80	2.32	-0.67	-1.15	1.20	-1.32	8.22
Querétaro	3.52	-2.80	0.00	-0.75	-0.48	1.78	-0.18	-0.74	0.83	-1.17	6.13
Quintana Roo	3.22	-2.43	-0.41	-0.85	-0.52	1.38	-0.28	-0.35	1.01	-0.76	5.60
San Luis Potosí	3.52	-2.61	0.11	-0.70	-0.48	1.45	-0.33	-0.77	0.63	-0.81	5.72
Sinaloa	2.60	-2.32	0.23	-0.47	-0.24	0.79	-0.28	-0.52	0.68	-0.47	4.31
Sonora	1.97	-1.93	0.35	-0.32	-0.19	0.41	-0.20	-0.39	0.53	-0.23	3.26
Tabasco	4.72	-3.25	-0.17	-1.33	-0.97	2.17	-0.51	-1.02	1.62	-1.26	8.51
Tamaulipas	2.03	-1.96	0.17	-0.33	-0.23	0.68	-0.32	-0.41	0.56	-0.19	3.44
Tlaxcala	3.34	-2.99	0.43	-0.87	-0.48	1.55	-0.15	-0.95	1.10	-0.98	6.42
Veracruz	4.43	-3.01	-0.09	-0.95	-0.79	1.99	-0.60	-1.06	1.10	-1.03	7.52
Yucatán	3.85	-2.84	-0.37	-0.87	-0.68	2.06	-0.42	-0.71	0.92	-0.94	6.83
Zacatecas	3.23	-2.58	0.17	-0.43	-0.25	1.13	-0.34	-0.68	0.71	-0.96	5.24

Nota: Se considera el rango 3-102 años de edad.

Fuente: Derivado a partir del X Censo General de Población y Vivienda 1980.

Cuadro 1.13. Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 1990

Entidad federativa	Dígito										Índice de Myers	
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9		
					Hombres							
República Mexicana	2.17	-2.30	0.45	-0.37	-0.26	0.98	-0.30	-0.41	0.68	-0.63	4.27	
Aguascalientes	0.93	-1.84	0.44	-0.15	0.03	0.56	-0.02	0.01	0.27	-0.24	2.24	
Baja California	1.21	-1.88	0.44	-0.15	-0.31	0.50	-0.17	-0.05	0.67	-0.26	2.82	
Baja California Sur	1.16	-1.85	0.50	-0.24	-0.05	0.39	-0.26	-0.13	0.66	-0.18	2.71	
Campeche	3.49	-2.85	0.15	-0.67	-0.44	1.43	-0.48	-0.72	1.00	-0.92	6.07	
Coahuila	1.34	-1.93	0.60	-0.02	-0.04	0.50	-0.30	-0.33	0.43	-0.24	2.86	
Colima	1.71	-2.38	0.51	-0.28	-0.03	0.70	-0.09	-0.06	0.50	-0.59	3.42	
Chiapas	4.83	-3.24	0.12	-1.13	-0.86	2.16	-0.68	-1.04	1.26	-1.42	8.37	
Chihuahua	1.55	-2.08	0.53	-0.32	-0.14	0.55	-0.06	-0.24	0.64	-0.43	3.27	
Ciudad de México	1.12	-1.84	0.48	-0.14	-0.29	0.64	-0.14	-0.10	0.54	-0.26	2.77	
Durango	1.73	-2.31	0.68	-0.24	0.00	0.84	-0.20	-0.29	0.41	-0.64	3.67	
Guanajuato	2.19	-2.27	0.44	-0.23	-0.08	0.95	-0.25	-0.41	0.46	-0.80	4.05	
Guerrero	4.58	-3.21	0.13	-0.98	-0.73	2.10	-0.78	-0.91	1.15	-1.35	7.96	
Hidalgo	3.07	-2.74	0.38	-0.66	-0.47	1.74	-0.40	-0.66	0.72	-0.97	5.91	
Jalisco	1.33	-1.95	0.50	-0.19	-0.16	0.63	-0.06	-0.15	0.46	-0.41	2.92	
Estado de México	1.49	-2.16	0.62	-0.20	-0.21	0.71	-0.18	-0.26	0.71	-0.52	3.54	
Michoacán	2.96	-2.69	0.53	-0.48	-0.22	1.26	-0.28	-0.64	0.67	-1.11	5.42	
Morelos	2.14	-2.66	0.51	-0.54	-0.18	1.19	-0.31	-0.34	0.87	-0.70	4.71	
Navarrit	1.94	-2.44	0.51	-0.32	-0.09	1.05	-0.12	-0.45	0.63	-0.70	4.13	
Nuevo León	1.14	-1.52	0.52	-0.04	-0.19	0.35	-0.37	-0.20	0.41	-0.10	2.42	
Oaxaca	4.02	-2.87	0.30	-0.79	-0.62	1.81	-0.69	-0.93	0.97	-1.20	7.10	
Puebla	2.94	-2.64	0.51	-0.59	-0.36	1.33	-0.50	-0.63	0.82	-0.87	5.59	
Querétaro	2.09	-2.24	0.26	-0.33	-0.25	0.93	-0.28	-0.33	0.70	-0.54	3.97	
Quintana Roo	2.46	-2.40	0.40	-0.39	-0.29	0.85	-0.53	-0.53	1.07	-0.63	4.77	
San Luis Potosí	2.02	-2.19	0.30	-0.30	-0.10	0.97	-0.14	-0.41	0.40	-0.56	3.69	
Sinaloa	1.77	-2.22	0.58	-0.32	-0.08	0.85	-0.13	-0.45	0.63	-0.63	3.83	
Sonora	1.32	-1.94	0.60	-0.17	0.01	0.46	-0.27	-0.29	0.55	-0.25	2.93	
Tabasco	3.02	-2.73	0.27	-0.58	-0.32	1.07	-0.57	-0.62	1.27	-0.80	5.63	
Tamaulipas	1.41	-1.87	0.37	-0.19	-0.10	0.58	-0.21	-0.29	0.54	-0.24	2.90	
Tlaxcala	2.15	-2.55	0.73	-0.41	-0.09	0.83	-0.27	-0.43	0.75	-0.71	4.46	
Veracruz	2.95	-2.58	0.26	-0.56	-0.39	1.26	-0.46	-0.62	0.86	-0.72	5.33	
Yucatán	2.73	-2.44	0.23	-0.49	-0.24	1.26	-0.44	-0.44	0.54	-0.72	4.76	
Zacatecas	1.88	-2.19	0.51	-0.20	0.07	0.94	-0.09	-0.35	0.17	-0.74	3.57	

Cuadro 1.13
(Conclusión)

Entidad federativa	Dígito										Índice de Mvers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Mujeres										
República Mexicana	2.59	-2.45	0.23	-0.40	-0.20	1.19	-0.35	-0.62	0.67	-0.67	4.67
Aguascalientes	1.49	-1.92	0.29	-0.09	0.16	0.54	-0.04	-0.38	0.35	-0.40	2.83
Baja California	1.43	-1.85	0.30	-0.16	-0.08	0.63	-0.20	-0.22	0.47	-0.33	2.84
Baja California Sur	1.30	-1.75	0.37	-0.14	0.07	0.56	-0.13	-0.33	0.26	-0.20	2.55
Campeche	3.55	-2.81	-0.22	-0.63	-0.35	1.53	-0.46	-0.78	0.88	-0.72	5.96
Coahuila	1.66	-1.91	0.48	-0.09	0.05	0.57	-0.29	-0.48	0.37	-0.36	3.13
Colima	1.95	-2.31	0.27	-0.29	-0.04	0.99	-0.14	-0.51	0.53	-0.46	3.74
Chiapas	5.37	-3.50	-0.41	-1.22	-0.94	2.76	-0.73	-1.19	1.39	-1.53	9.52
Chihuahua	1.71	-2.12	0.46	-0.29	-0.06	0.70	-0.13	-0.42	0.53	-0.38	3.40
Ciudad de México	1.66	-2.17	0.39	-0.28	-0.22	0.93	-0.17	-0.32	0.54	-0.35	3.51
Durango	1.99	-2.30	0.44	-0.26	0.22	0.89	-0.29	-0.53	0.39	-0.56	3.93
Guanajuato	2.53	-2.46	0.25	-0.22	0.02	1.12	-0.34	-0.58	0.49	-0.81	4.40
Guanajuato	5.26	-3.49	-0.30	-1.04	-0.73	2.48	-0.80	-1.19	1.15	-1.35	8.89
Hidalgo	3.90	-3.03	-0.03	-0.70	-0.47	2.17	-0.62	-1.02	0.81	-1.01	6.88
Jalisco	1.76	-2.05	0.38	-0.21	-0.09	0.69	-0.15	-0.38	0.44	-0.39	3.27
Estado de México	1.88	-2.33	0.43	-0.24	-0.09	0.94	-0.19	-0.48	0.70	-0.63	3.96
Michoacán	3.41	-2.87	0.28	-0.42	-0.19	1.40	-0.40	-0.85	0.76	-1.12	5.85
Morelos	2.63	-2.77	0.25	-0.40	-0.15	1.29	-0.38	-0.71	0.87	-0.63	5.04
Navarrit	2.09	-2.24	0.25	-0.28	-0.02	1.03	-0.18	-0.67	0.51	-0.50	3.88
Nuevo León	1.40	-1.62	0.44	-0.07	-0.03	0.40	-0.33	-0.33	0.35	-0.19	2.57
Oaxaca	5.05	-3.27	-0.13	-1.00	-0.77	2.47	-0.85	-1.24	1.13	-1.40	8.65
Puebla	3.57	-2.84	0.16	-0.67	-0.34	1.70	-0.59	-0.95	0.97	-1.01	6.39
Querétaro	2.35	-2.41	0.18	-0.36	-0.04	1.10	-0.33	-0.50	0.63	-0.62	4.26
Quintana Roo	2.41	-2.35	0.00	-0.26	-0.23	1.00	-0.29	-0.53	0.81	-0.56	4.22
San Luis Potosí	2.39	-2.25	0.17	-0.29	-0.07	1.08	-0.21	-0.64	0.34	-0.52	3.98
Sinaloa	1.90	-2.16	0.30	-0.18	0.04	0.75	-0.23	-0.52	0.49	-0.40	3.49
Sonora	1.63	-1.92	0.38	-0.23	0.11	0.46	-0.18	-0.40	0.42	-0.27	3.00
Tabasco	3.21	-2.91	0.04	-0.51	-0.24	1.28	-0.53	-0.67	1.04	-0.70	5.57
Tamaulipas	1.73	-1.95	0.26	-0.14	-0.01	0.69	-0.24	-0.42	0.34	-0.26	3.02
Tlaxcala	2.48	-2.77	0.62	-0.38	-0.13	1.10	-0.29	-0.83	0.91	-0.70	5.11
Veracruz	3.42	-2.73	0.00	-0.58	-0.34	1.45	-0.56	-0.78	0.84	-0.72	5.71
Yucatán	2.73	-2.54	-0.06	-0.49	-0.13	1.52	-0.27	-0.58	0.51	-0.70	4.76
Zacatecas	2.16	-2.17	0.34	-0.08	0.16	0.86	-0.31	-0.61	0.38	-0.72	3.89

Nota: Se considera el rango 3-102 años de edad.

Fuente: Derivado a partir del XI Censo General de Población y Vivienda 1990.

Cuadro 1.14. Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 1995

Entidad federativa	Dígito										Índice de Myers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Hombres										
República Mexicana	2.48	-2.14	0.70	-0.27	-0.51	1.55	-0.72	-0.77	0.88	-1.22	5.62
Aguascalientes	1.45	-1.50	0.80	0.03	-0.26	0.94	-0.62	-0.54	0.56	-0.86	3.78
Baja California	1.85	-1.75	0.79	-0.04	-0.53	1.28	-0.79	-0.57	0.73	-0.97	4.65
Baja California Sur	1.45	-1.79	0.62	-0.10	-0.20	1.26	-0.51	-0.38	0.59	-0.94	3.92
Campeche	3.34	-2.49	0.53	-0.47	-0.65	1.71	-0.73	-0.92	1.08	-1.40	6.66
Coahuila	1.62	-1.76	0.59	-0.02	-0.28	1.09	-0.61	-0.56	0.75	-0.83	4.05
Colima	1.77	-1.80	0.86	-0.15	-0.45	1.21	-0.56	-0.74	0.86	-1.00	4.70
Chiapas	4.70	-3.14	0.32	-1.06	-0.93	2.55	-0.90	-1.16	1.40	-1.79	8.96
Chihuahua	1.99	-1.84	0.70	-0.18	-0.43	1.15	-0.52	-0.65	0.75	-0.96	4.58
Ciudad de México	2.37	-1.95	1.04	-0.14	-0.72	1.61	-0.87	-0.79	0.78	-1.31	5.79
Durango	1.96	-2.06	0.73	-0.11	-0.39	1.33	-0.57	-0.53	0.69	-1.03	4.71
Guanajuato	2.49	-2.03	0.69	-0.33	-0.46	1.45	-0.68	-0.70	0.77	-1.19	5.40
Guerrero	4.37	-2.94	0.42	-0.73	-0.85	2.37	-1.06	-1.09	1.14	-1.63	8.30
Hidalgo	2.94	-2.43	0.58	-0.50	-0.64	2.07	-0.65	-0.96	1.03	-1.44	6.62
Jalisco	1.62	-1.70	0.81	-0.02	-0.31	1.14	-0.61	-0.56	0.65	-1.04	4.23
Estado de México	2.06	-2.01	0.95	-0.16	-0.52	1.37	-0.67	-0.75	0.90	-1.15	5.27
Michoacán	3.08	-2.40	0.73	-0.39	-0.54	1.64	-0.77	-0.83	0.94	-1.47	6.39
Morelos	2.51	-2.32	0.77	-0.24	-0.56	1.67	-0.82	-0.78	0.96	-1.18	5.90
Navarrit	1.88	-1.82	0.79	-0.21	-0.50	1.31	-0.66	-0.60	0.79	-0.98	4.77
Nuevo León	1.56	-1.60	0.66	0.03	-0.31	1.09	-0.58	-0.54	0.57	-0.89	3.91
Oaxaca	3.85	-2.78	0.62	-0.59	-0.62	2.40	-0.98	-1.16	1.11	-1.84	7.98
Puebla	2.97	-2.56	0.68	-0.43	-0.55	1.96	-0.80	-0.87	1.05	-1.46	6.66
Querétaro	2.47	-2.03	0.58	-0.20	-0.43	1.42	-0.66	-0.81	0.89	-1.24	5.36
Quintana Roo	2.65	-2.16	0.44	-0.24	-0.52	1.38	-0.90	-0.68	1.07	-1.03	5.53
San Luis Potosí	2.26	-2.00	0.55	-0.16	-0.44	1.52	-0.54	-0.75	0.67	-1.12	5.01
Sinaloa	2.07	-2.04	0.75	-0.19	-0.42	1.23	-0.58	-0.71	0.86	-0.97	4.92
Sonora	1.68	-1.76	0.60	-0.05	-0.37	1.12	-0.57	-0.60	0.83	-0.89	4.23
Tabasco	3.10	-2.69	0.61	-0.43	-0.45	1.67	-0.83	-0.86	1.23	-1.36	6.61
Tamaulipas	1.92	-1.85	0.55	-0.15	-0.41	1.30	-0.61	-0.60	0.82	-0.95	4.59
Tlaxcala	2.34	-2.33	0.81	-0.39	-0.47	1.65	-0.66	-0.82	1.10	-1.23	5.90
Veracruz	2.83	-2.38	0.43	-0.39	-0.43	1.75	-0.70	-0.85	0.97	-1.24	5.99
Yucatán	3.01	-2.13	0.45	-0.50	-0.50	1.56	-0.81	-0.72	0.83	-1.19	5.84
Zacatecas	2.03	-1.89	0.68	-0.29	-0.34	1.30	-0.34	-0.67	0.62	-1.10	4.64

Cuadro 1.14
(Conclusión)

Entidad federativa	Dígito										Índice de Mvers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Mujeres										
República Mexicana	2.84	-2.32	0.48	-0.29	-0.52	1.69	-0.66	-0.90	0.87	-1.18	5.87
Aguascalientes	1.82	-1.69	0.57	0.05	-0.40	1.12	-0.42	-0.66	0.49	-0.88	4.05
Baja California	2.07	-1.78	0.62	-0.24	-0.53	1.31	-0.63	-0.58	0.59	-0.83	4.59
Baja California Sur	1.53	-1.60	0.54	-0.13	-0.30	0.99	-0.46	-0.32	0.49	-0.75	3.56
Campeche	3.31	-2.52	0.22	-0.41	-0.52	1.82	-0.61	-0.99	0.96	-1.27	6.32
Coahuila	1.92	-1.92	0.42	-0.06	-0.31	1.20	-0.44	-0.61	0.68	-0.89	4.23
Colima	2.09	-1.91	0.55	-0.07	-0.41	1.31	-0.51	-0.81	0.67	-0.92	4.62
Chiapas	4.99	-3.48	-0.12	-1.00	-0.93	2.85	-0.82	-1.28	1.52	-1.73	9.36
Chihuahua	2.15	-1.97	0.52	-0.21	-0.41	1.28	-0.47	-0.65	0.70	-0.95	4.65
Ciudad de México	2.93	-2.24	0.87	-0.28	-0.75	1.84	-0.81	-0.99	0.81	-1.38	6.45
Durango	2.20	-2.05	0.42	-0.10	-0.37	1.37	-0.59	-0.64	0.70	-0.95	4.70
Guanajuato	2.90	-2.25	0.48	-0.24	-0.42	1.50	-0.71	-0.85	0.77	-1.19	5.65
Guerrero	4.86	-3.16	-0.01	-0.72	-0.86	2.55	-1.03	-1.28	1.19	-1.54	8.60
Hidalgo	3.53	-2.71	0.30	-0.40	-0.66	2.30	-0.68	-1.23	0.94	-1.38	7.07
Jalisco	2.09	-1.83	0.68	-0.11	-0.40	1.24	-0.56	-0.70	0.58	-0.99	4.60
Estado de México	2.39	-2.20	0.79	-0.18	-0.48	1.48	-0.62	-0.89	0.86	-1.15	5.52
Michoacán	3.37	-2.59	0.43	-0.37	-0.52	1.79	-0.73	-1.06	1.04	-1.36	6.62
Morelos	2.70	-2.42	0.52	-0.26	-0.53	1.81	-0.74	-0.97	1.01	-1.12	6.04
Navarrit	2.02	-1.75	0.30	-0.16	-0.47	1.33	-0.50	-0.60	0.56	-0.73	4.21
Nuevo León	1.73	-1.76	0.48	-0.02	-0.33	1.14	-0.44	-0.57	0.63	-0.86	3.97
Oaxaca	4.60	-3.12	0.18	-0.61	-0.76	2.77	-1.06	-1.43	1.17	-1.73	8.71
Puebla	3.49	-2.87	0.39	-0.48	-0.59	2.17	-0.78	-1.10	1.17	-1.42	7.23
Querétaro	2.72	-2.27	0.35	-0.24	-0.33	1.56	-0.54	-0.91	0.87	-1.21	5.50
Quintana Roo	2.52	-2.13	0.26	-0.18	-0.50	1.33	-0.58	-0.68	0.84	-0.89	4.95
San Luis Potosí	2.53	-2.13	0.40	-0.13	-0.38	1.62	-0.57	-0.91	0.64	-1.06	5.18
Sinaloa	2.22	-1.97	0.34	-0.21	-0.39	1.30	-0.54	-0.69	0.78	-0.84	4.64
Sonora	1.90	-1.76	0.42	-0.10	-0.38	1.13	-0.44	-0.59	0.62	-0.79	4.07
Tabasco	3.23	-2.75	0.32	-0.39	-0.48	1.74	-0.72	-0.96	1.17	-1.16	6.47
Tamaulipas	2.21	-1.94	0.42	-0.19	-0.48	1.41	-0.46	-0.71	0.73	-0.99	4.77
Tlaxcala	2.63	-2.53	0.70	-0.39	-0.44	1.75	-0.68	-0.93	1.01	-1.13	6.09
Veracruz	3.15	-2.60	0.24	-0.35	-0.48	1.84	-0.63	-0.96	0.94	-1.15	6.17
Yucatán	3.10	-2.18	0.24	-0.46	-0.43	1.54	-0.68	-0.80	0.86	-1.18	5.74
Zacatecas	2.32	-2.11	0.41	-0.22	-0.40	1.33	-0.44	-0.70	0.73	-0.92	4.79

Nota: Se considera el rango 3-102 años de edad.

Fuente: Derivado a partir del I Censo de Población 1995.

Cuadro 1.15. Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 2000

Entidad federativa	Dígito										Índice de Myers	
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9		
					Hombres							
República Mexicana	1.73	-1.85	0.54	-0.25	-0.17	0.65	-0.33	-0.38	0.43	-0.37	3.35	
Aguascalientes	0.81	-1.47	0.38	-0.05	0.07	0.47	-0.13	-0.15	0.17	-0.10	1.89	
Baja California	1.63	-1.62	0.51	-0.37	-0.45	0.59	-0.37	-0.29	0.55	-0.17	3.27	
Baja California Sur	1.19	-1.53	0.45	-0.18	-0.21	0.26	-0.26	-0.21	0.46	0.02	2.39	
Campeche	2.34	-2.20	0.49	-0.38	-0.25	0.84	-0.45	-0.46	0.69	-0.61	4.36	
Coahuila	1.23	-1.52	0.58	-0.09	-0.11	0.37	-0.30	-0.26	0.29	-0.18	2.47	
Colima	1.25	-1.78	0.49	-0.14	-0.08	0.51	-0.24	-0.15	0.26	-0.12	2.52	
Chiapas	3.54	-2.59	0.40	-0.80	-0.49	1.33	-0.67	-0.78	0.94	-0.88	6.21	
Chihuahua	1.48	-1.68	0.59	-0.28	-0.29	0.43	-0.23	-0.25	0.44	-0.20	2.94	
Ciudad de México	1.47	-1.63	0.63	-0.27	-0.37	0.63	-0.26	-0.35	0.43	-0.28	3.16	
Durango	1.31	-1.65	0.60	-0.16	0.02	0.49	-0.23	-0.29	0.17	-0.28	2.60	
Guanajuato	1.63	-1.82	0.57	-0.08	-0.01	0.68	-0.31	-0.42	0.25	-0.49	3.13	
Guerrero	3.15	-2.56	0.38	-0.53	-0.24	1.12	-0.56	-0.57	0.59	-0.78	5.25	
Hidalgo	2.10	-2.18	0.45	-0.32	-0.14	1.01	-0.30	-0.51	0.45	-0.56	4.00	
Jalisco	1.09	-1.54	0.59	-0.16	-0.13	0.46	-0.18	-0.18	0.29	-0.23	2.42	
Estado de México	1.49	-1.79	0.64	-0.21	-0.23	0.56	-0.30	-0.32	0.47	-0.33	3.16	
Michoacán	2.06	-2.03	0.70	-0.24	-0.05	0.76	-0.35	-0.56	0.39	-0.69	3.91	
Morelos	1.76	-2.13	0.51	-0.27	-0.07	0.73	-0.27	-0.32	0.51	-0.45	3.50	
Navarrit	1.15	-1.68	0.43	-0.19	0.04	0.63	-0.05	-0.38	0.17	-0.12	2.42	
Nuevo León	1.16	-1.31	0.49	-0.09	-0.18	0.28	-0.31	-0.22	0.22	-0.05	2.16	
Oaxaca	2.63	-2.32	0.49	-0.43	-0.19	1.02	-0.47	-0.60	0.53	-0.67	4.68	
Puebla	2.12	-2.13	0.59	-0.32	-0.15	0.81	-0.44	-0.48	0.53	-0.52	4.05	
Queretaro	1.56	-1.90	0.50	-0.22	-0.10	0.70	-0.38	-0.28	0.52	-0.41	3.28	
Quintana Roo	1.95	-1.97	0.48	-0.27	-0.25	0.48	-0.51	-0.25	0.68	-0.34	3.59	
San Luis Potosí	1.46	-1.77	0.36	-0.12	0.11	0.58	-0.12	-0.34	0.11	-0.27	2.62	
Sinaloa	1.32	-1.64	0.56	-0.14	-0.03	0.50	-0.20	-0.35	0.29	-0.31	2.67	
Sonora	1.23	-1.52	0.45	-0.11	-0.09	0.36	-0.31	-0.23	0.35	-0.13	2.39	
Tabasco	2.36	-2.43	0.49	-0.32	-0.18	0.74	-0.45	-0.45	0.80	-0.56	4.39	
Tamaulipas	1.39	-1.61	0.50	-0.15	-0.13	0.46	-0.33	-0.35	0.30	-0.08	2.66	
Tlaxcala	1.85	-2.11	0.67	-0.27	-0.15	0.69	-0.32	-0.38	0.47	-0.45	3.68	
Veracruz	1.88	-2.00	0.41	-0.29	-0.07	0.67	-0.36	-0.44	0.49	-0.28	3.44	
Yucatán	1.90	-1.86	0.40	-0.29	-0.05	0.73	-0.39	-0.34	0.34	-0.43	3.37	
Zacatecas	1.32	-1.68	0.64	0.08	0.12	0.72	-0.24	-0.38	-0.06	-0.51	2.88	

Cuadro 1.15
(Conclusión)

Entidad federativa	Dígito										Índice de Mvers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Mujeres										
República Mexicana	1.89	-1.93	0.40	-0.26	-0.14	0.69	-0.31	-0.48	0.45	-0.32	3.44
Aguascalientes	1.28	-1.58	0.36	-0.11	0.06	0.41	-0.18	-0.28	0.27	-0.23	2.37
Baja California	1.60	-1.57	0.37	-0.25	-0.33	0.55	-0.30	-0.34	0.42	-0.14	2.94
Baja California Sur	1.25	-1.50	0.46	-0.14	-0.11	0.34	-0.16	-0.26	0.16	-0.06	2.21
Campeche	2.29	-2.05	0.20	-0.27	-0.21	0.75	-0.37	-0.54	0.59	-0.39	3.83
Coahuila	1.38	-1.55	0.50	-0.14	-0.05	0.49	-0.25	-0.42	0.28	-0.23	2.64
Colima	1.40	-1.74	0.54	-0.05	-0.12	0.64	-0.31	-0.56	0.31	-0.11	2.89
Chiapas	3.51	-2.79	0.08	-0.74	-0.47	1.45	-0.64	-0.84	1.18	-0.75	6.22
Chihuahua	1.53	-1.69	0.50	-0.36	-0.13	0.50	-0.25	-0.33	0.42	-0.19	2.96
Ciudad de México	1.74	-1.84	0.57	-0.36	-0.31	0.74	-0.20	-0.43	0.39	-0.30	3.44
Durango	1.44	-1.63	0.52	-0.16	0.09	0.44	-0.25	-0.42	0.19	-0.23	2.68
Guanajuato	1.81	-1.95	0.38	-0.08	0.00	0.66	-0.27	-0.48	0.38	-0.46	3.22
Guerrero	3.35	-2.62	0.08	-0.51	-0.25	1.24	-0.61	-0.79	0.75	-0.64	5.42
Hidalgo	2.43	-2.31	0.34	-0.30	-0.17	1.08	-0.42	-0.68	0.52	-0.49	4.37
Jalisco	1.34	-1.56	0.49	-0.16	-0.09	0.49	-0.18	-0.35	0.24	-0.22	2.56
Estado de México	1.63	-1.90	0.51	-0.27	-0.15	0.62	-0.23	-0.40	0.50	-0.31	3.26
Michoacán	2.31	-2.17	0.53	-0.22	-0.08	0.73	-0.38	-0.68	0.46	-0.50	4.03
Morelos	1.88	-2.23	0.41	-0.21	-0.15	0.84	-0.24	-0.49	0.55	-0.37	3.68
Navarrit	1.25	-1.50	0.32	-0.15	0.03	0.61	-0.23	-0.36	0.17	-0.15	2.39
Nuevo León	1.31	-1.32	0.41	-0.15	-0.15	0.28	-0.25	-0.29	0.21	-0.06	2.20
Oaxaca	3.02	-2.51	0.24	-0.42	-0.21	1.16	-0.59	-0.76	0.68	-0.61	5.10
Puebla	2.41	-2.30	0.41	-0.31	-0.16	0.92	-0.48	-0.69	0.66	-0.46	4.40
Querétaro	1.77	-1.84	0.36	-0.19	-0.12	0.62	-0.28	-0.47	0.51	-0.36	3.26
Quintana Roo	1.71	-1.97	0.32	-0.22	-0.10	0.59	-0.26	-0.32	0.52	-0.26	3.14
San Luis Potosí	1.60	-1.82	0.31	-0.07	0.07	0.54	-0.14	-0.44	0.17	-0.22	2.69
Sinaloa	1.34	-1.58	0.40	-0.17	-0.04	0.54	-0.26	-0.37	0.22	-0.08	2.50
Sonora	1.27	-1.49	0.37	-0.11	0.00	0.33	-0.25	-0.26	0.24	-0.10	2.21
Tabasco	2.26	-2.38	0.28	-0.33	-0.16	0.82	-0.41	-0.54	0.78	-0.32	4.13
Tamaulipas	1.49	-1.61	0.46	-0.18	-0.09	0.41	-0.20	-0.39	0.21	-0.11	2.58
Tlaxcala	1.97	-2.19	0.55	-0.28	-0.05	0.76	-0.29	-0.68	0.63	-0.41	3.91
Veracruz	2.06	-2.05	0.27	-0.26	-0.07	0.66	-0.40	-0.51	0.46	-0.15	3.45
Yucatán	1.80	-1.89	0.31	-0.25	-0.02	0.78	-0.19	-0.45	0.30	-0.40	3.19
Zacatecas	1.47	-1.65	0.48	0.05	0.14	0.55	-0.30	-0.50	0.02	-0.27	2.71

Nota: Se considera el rango 3-102 años de edad.

Fuente: Derivado a partir del XII Censo General de Población y Vivienda 2000.

Cuadro 1.16. Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 2005

Entidad federativa	Dígito										Índice de Myers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Hombres										
República Mexicana	1.69	-1.63	0.66	0.03	-0.31	1.16	-0.60	-0.52	0.49	-0.97	4.02
Aguascalientes	0.89	-0.97	0.65	0.24	-0.19	0.81	-0.44	-0.37	0.14	-0.75	2.72
Baja California	1.55	-1.45	0.65	-0.02	-0.50	1.02	-0.63	-0.42	0.55	-0.76	3.78
Baja California Sur	1.46	-1.54	0.51	0.01	-0.40	0.94	-0.51	-0.29	0.52	-0.71	3.44
Campeche	2.39	-1.93	0.54	-0.12	-0.38	1.29	-0.67	-0.64	0.63	-1.12	4.85
Coahuila	1.14	-1.33	0.69	0.10	-0.25	0.89	-0.56	-0.39	0.39	-0.70	3.22
Colima	1.30	-1.26	0.64	0.15	-0.40	1.04	-0.58	-0.54	0.39	-0.74	3.52
Chiapas	3.16	-2.44	0.49	-0.34	-0.41	1.76	-0.81	-0.81	0.80	-1.40	6.21
Chihuahua	1.35	-1.44	0.63	0.03	-0.30	1.03	-0.47	-0.42	0.46	-0.88	3.51
Ciudad de México	1.79	-1.48	0.85	0.03	-0.54	1.09	-0.67	-0.59	0.47	-0.95	4.22
Durango	1.23	-1.55	0.62	0.13	-0.20	1.07	-0.49	-0.30	0.38	-0.89	3.43
Guanajuato	1.55	-1.50	0.61	0.06	-0.23	1.10	-0.54	-0.45	0.35	-0.94	3.66
Guerrero	2.70	-2.24	0.55	-0.22	-0.41	1.81	-0.84	-0.73	0.67	-1.28	5.73
Hidalgo	2.02	-1.80	0.58	-0.03	-0.22	1.45	-0.59	-0.70	0.44	-1.16	4.49
Jalisco	1.05	-1.24	0.74	0.13	-0.25	0.93	-0.49	-0.37	0.33	-0.83	3.17
Estado de México	1.59	-1.62	0.80	0.06	-0.34	1.04	-0.56	-0.52	0.53	-0.97	4.01
Michoacán	1.83	-1.86	0.69	-0.05	-0.25	1.34	-0.54	-0.52	0.55	-1.19	4.41
Morelos	1.80	-1.72	0.71	0.08	-0.35	1.20	-0.66	-0.61	0.52	-0.96	4.31
Navarrit	1.33	-1.35	0.54	-0.03	-0.37	1.09	-0.46	-0.35	0.44	-0.84	3.39
Nuevo León	1.20	-1.29	0.58	0.18	-0.33	0.97	-0.49	-0.40	0.33	-0.76	3.27
Oaxaca	2.37	-2.07	0.66	0.00	-0.11	1.66	-0.86	-0.76	0.57	-1.45	5.25
Puebla	1.88	-1.89	0.66	0.04	-0.19	1.33	-0.66	-0.63	0.57	-1.10	4.48
Querétaro	1.54	-1.45	0.64	0.18	-0.20	1.06	-0.64	-0.51	0.40	-1.03	3.82
Quintana Roo	1.99	-1.65	0.70	-0.06	-0.58	0.97	-0.74	-0.43	0.65	-0.86	4.32
San Luis Potosí	1.36	-1.46	0.58	0.10	-0.11	1.18	-0.53	-0.48	0.29	-0.93	3.51
Sinaloa	1.38	-1.42	0.65	0.09	-0.33	0.90	-0.55	-0.38	0.46	-0.79	3.48
Sonora	1.17	-1.35	0.57	0.17	-0.31	0.86	-0.45	-0.44	0.46	-0.69	3.23
Tabasco	2.28	-2.23	0.63	-0.09	-0.32	1.32	-0.67	-0.65	0.88	-1.13	5.10
Tamaulipas	1.35	-1.32	0.53	0.06	-0.34	0.97	-0.56	-0.36	0.45	-0.78	3.36
Tlaxcala	1.64	-1.75	0.67	-0.08	-0.27	1.15	-0.57	-0.56	0.67	-0.91	4.14
Veracruz	1.78	-1.82	0.52	0.05	-0.16	1.30	-0.60	-0.58	0.48	-0.97	4.13
Yucatán	1.95	-1.55	0.57	-0.14	-0.37	1.07	-0.71	-0.41	0.50	-0.90	4.08
Zacatecas	1.26	-1.47	0.48	0.07	-0.17	1.04	-0.30	-0.38	0.41	-0.93	3.26

Cuadro 1.16
(Conclusión)

Entidad federativa	Dígito										Índice de Mvers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Mujeres										
República Mexicana	1.82	-1.65	0.57	0.02	-0.32	1.19	-0.56	-0.63	0.43	-0.88	4.04
Aguascalientes	1.10	-1.06	0.63	0.19	-0.29	0.84	-0.43	-0.48	0.16	-0.67	2.93
Baja California	1.60	-1.41	0.53	-0.06	-0.45	0.95	-0.51	-0.44	0.43	-0.64	3.52
Baja California Sur	1.30	-1.30	0.47	0.01	-0.27	1.00	-0.50	-0.39	0.34	-0.66	3.12
Campeche	2.31	-1.87	0.39	-0.01	-0.28	1.17	-0.55	-0.71	0.57	-1.00	4.43
Coahuila	1.38	-1.30	0.56	0.03	-0.27	0.92	-0.43	-0.47	0.31	-0.75	3.22
Colima	1.42	-1.41	0.54	0.01	-0.27	1.12	-0.54	-0.56	0.35	-0.66	3.44
Chiapas	3.09	-2.55	0.27	-0.18	-0.35	1.79	-0.75	-0.92	0.81	-1.21	5.96
Chihuahua	1.45	-1.41	0.50	-0.01	-0.29	1.09	-0.37	-0.44	0.30	-0.82	3.34
Ciudad de México	2.03	-1.59	0.85	-0.08	-0.55	1.19	-0.62	-0.68	0.40	-0.96	4.47
Durango	1.43	-1.53	0.58	0.04	-0.29	1.06	-0.42	-0.38	0.32	-0.81	3.44
Guanajuato	1.77	-1.57	0.58	0.07	-0.25	1.09	-0.56	-0.60	0.38	-0.89	3.88
Guerrero	2.75	-2.25	0.37	-0.16	-0.44	1.85	-0.81	-0.91	0.63	-1.03	5.60
Hidalgo	2.22	-1.88	0.49	0.00	-0.21	1.42	-0.63	-0.92	0.49	-0.97	4.62
Jalisco	1.36	-1.28	0.63	0.06	-0.32	0.97	-0.46	-0.47	0.26	-0.75	3.28
Estado de México	1.69	-1.65	0.75	0.05	-0.32	1.11	-0.54	-0.65	0.47	-0.91	4.07
Michoacán	2.01	-1.90	0.55	-0.02	-0.29	1.34	-0.56	-0.65	0.57	-1.05	4.47
Morelos	1.84	-1.74	0.63	0.02	-0.29	1.23	-0.62	-0.75	0.54	-0.86	4.26
Navarrit	1.32	-1.24	0.39	0.03	-0.27	0.98	-0.45	-0.40	0.28	-0.65	3.02
Nuevo León	1.31	-1.27	0.49	0.07	-0.38	0.98	-0.39	-0.41	0.31	-0.72	3.16
Oaxaca	2.65	-2.18	0.43	0.07	-0.22	1.77	-0.85	-0.97	0.54	-1.24	5.46
Puebla	2.02	-1.92	0.58	0.07	-0.23	1.38	-0.68	-0.79	0.58	-1.01	4.63
Querétaro	1.70	-1.54	0.68	0.05	-0.22	1.04	-0.52	-0.65	0.34	-0.89	3.82
Quintana Roo	1.84	-1.56	0.58	-0.01	-0.39	0.99	-0.55	-0.62	0.43	-0.72	3.84
San Luis Potosí	1.47	-1.43	0.60	0.19	-0.18	1.14	-0.55	-0.64	0.20	-0.80	3.60
Sinaloa	1.47	-1.28	0.37	0.07	-0.27	0.88	-0.50	-0.48	0.35	-0.60	3.14
Sonora	1.23	-1.28	0.48	0.09	-0.29	0.90	-0.41	-0.40	0.28	-0.59	2.96
Tabasco	2.28	-2.10	0.44	0.02	-0.31	1.35	-0.62	-0.76	0.65	-0.95	4.74
Tamaulipas	1.47	-1.36	0.51	0.08	-0.38	1.06	-0.45	-0.49	0.31	-0.75	3.43
Tlaxcala	1.85	-1.87	0.66	-0.04	-0.18	1.22	-0.61	-0.73	0.61	-0.91	4.34
Veracruz	1.88	-1.80	0.43	0.06	-0.20	1.30	-0.56	-0.69	0.43	-0.85	4.10
Yucatán	1.92	-1.37	0.41	0.00	-0.33	0.95	-0.51	-0.58	0.35	-0.85	3.64
Zacatecas	1.42	-1.54	0.43	0.05	-0.30	1.05	-0.30	-0.40	0.36	-0.78	3.32

Nota: Se considera el rango 3-102 años de edad.

Fuente: Derivado a partir del II Censo de Población y Vivienda 2005.

Cuadro 1.17. Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 2010

Entidad federativa	Dígito										Índice de Myers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Hombres										
República Mexicana	1.62	-1.68	0.45	-0.28	-0.31	0.54	-0.21	-0.19	0.56	-0.51	3.18
Aguascalientes	0.92	-1.14	0.24	-0.19	-0.21	0.38	-0.04	-0.03	0.33	-0.25	1.86
Baja California	1.48	-1.42	0.56	-0.18	-0.44	0.46	-0.34	-0.22	0.54	-0.44	3.04
Baja California Sur	1.32	-1.42	0.56	-0.23	-0.33	0.21	-0.22	-0.08	0.56	-0.37	2.66
Campeche	1.88	-1.88	0.38	-0.24	-0.27	0.63	-0.18	-0.27	0.59	-0.63	3.47
Coahuila	1.15	-1.34	0.48	-0.11	-0.27	0.30	-0.21	-0.13	0.45	-0.32	2.38
Colima	1.22	-1.47	0.46	-0.17	-0.19	0.41	-0.12	-0.08	0.35	-0.41	2.44
Chiapas	2.58	-2.38	0.34	-0.55	-0.10	0.89	-0.42	-0.42	0.90	-0.84	4.72
Chihuahua	1.59	-1.53	0.51	-0.34	-0.41	0.49	-0.23	-0.15	0.55	-0.49	3.14
Ciudad de México	1.83	-1.70	0.60	-0.37	-0.48	0.63	-0.21	-0.27	0.63	-0.66	3.68
Durango	1.43	-1.59	0.60	-0.17	-0.27	0.48	-0.26	-0.23	0.49	-0.48	3.00
Guanajuato	1.42	-1.57	0.46	-0.19	-0.25	0.52	-0.16	-0.13	0.40	-0.49	2.80
Guerrero	2.41	-2.22	0.33	-0.40	-0.25	0.99	-0.37	-0.27	0.64	-0.86	4.37
Hidalgo	1.60	-1.84	0.30	-0.36	-0.23	0.62	0.00	-0.11	0.56	-0.54	3.08
Jalisco	1.15	-1.30	0.49	-0.20	-0.32	0.37	-0.17	-0.11	0.43	-0.35	2.44
Estado de México	1.60	-1.70	0.52	-0.31	-0.39	0.49	-0.17	-0.17	0.66	-0.52	3.26
Michoacán	1.73	-1.85	0.50	-0.25	-0.25	0.60	-0.17	-0.23	0.56	-0.64	3.39
Morelos	1.69	-1.81	0.41	-0.31	-0.26	0.50	-0.10	-0.14	0.53	-0.51	3.13
Navarrit	1.13	-1.28	0.45	-0.28	-0.19	0.41	-0.04	-0.15	0.25	-0.29	2.23
Nuevo León	1.55	-1.23	0.44	-0.18	-0.52	0.41	-0.35	-0.18	0.44	-0.37	2.83
Oaxaca	2.05	-2.16	0.29	-0.33	-0.23	0.83	-0.23	-0.23	0.65	-0.63	3.82
Puebla	1.78	-1.94	0.42	-0.38	-0.31	0.65	-0.18	-0.21	0.73	-0.54	3.57
Querétaro	1.33	-1.57	0.40	-0.23	-0.32	0.52	-0.15	-0.03	0.47	-0.42	2.72
Quintana Roo	1.94	-1.84	0.56	-0.30	-0.53	0.67	-0.41	-0.19	0.69	-0.59	3.86
San Luis Potosí	1.31	-1.55	0.33	-0.18	-0.22	0.49	-0.06	-0.07	0.34	-0.39	2.48
Sinaloa	1.27	-1.41	0.56	-0.16	-0.26	0.46	-0.18	-0.28	0.44	-0.45	2.74
Sonora	1.08	-1.28	0.41	-0.09	-0.21	0.26	-0.32	-0.10	0.46	-0.29	2.21
Tabasco	2.02	-2.19	0.44	-0.29	-0.27	0.61	-0.32	-0.18	0.82	-0.64	3.89
Tamaulipas	1.52	-1.48	0.43	-0.15	-0.33	0.56	-0.25	-0.26	0.39	-0.42	2.89
Tlaxcala	1.61	-1.85	0.49	-0.29	-0.25	0.60	-0.18	-0.19	0.61	-0.57	3.32
Veracruz	1.71	-1.87	0.36	-0.32	-0.24	0.43	-0.15	-0.19	0.66	-0.40	3.16
Yucatán	1.58	-1.63	0.32	-0.15	-0.27	0.57	-0.20	-0.10	0.34	-0.46	2.81
Zacatecas	1.31	-1.51	0.43	-0.13	-0.13	0.52	-0.15	-0.17	0.35	-0.52	2.61

Cuadro 1.17
(Conclusión)

Entidad federativa	Dígito									Índice de Mvers	
	0	1	2	3	4	5	6	7	8		9
	Mujeres										
República Mexicana	1.68	-1.68	0.39	-0.22	-0.21	0.57	-0.18	-0.32	0.44	-0.47	3.08
Aguascalientes	1.12	-1.31	0.35	-0.17	-0.11	0.42	-0.05	-0.14	0.18	-0.28	2.06
Baja California	1.53	-1.41	0.46	-0.14	-0.34	0.46	-0.23	-0.30	0.42	-0.44	2.87
Baja California Sur	1.27	-1.30	0.32	-0.17	-0.18	0.29	-0.10	-0.10	0.29	-0.32	2.17
Campeche	1.81	-1.79	0.22	-0.05	-0.21	0.64	-0.25	-0.23	0.35	-0.49	3.02
Coahuila	1.28	-1.33	0.44	-0.16	-0.16	0.41	-0.12	-0.26	0.31	-0.40	2.44
Colima	1.33	-1.38	0.42	-0.09	-0.25	0.50	-0.13	-0.36	0.26	-0.30	2.51
Chiapas	2.46	-2.40	0.12	-0.40	-0.03	0.92	-0.39	-0.49	0.87	-0.66	4.36
Chihuahua	1.58	-1.50	0.41	-0.29	-0.32	0.56	-0.14	-0.26	0.45	-0.48	2.99
Ciudad de México	1.94	-1.77	0.59	-0.32	-0.39	0.70	-0.16	-0.39	0.48	-0.68	3.71
Durango	1.46	-1.48	0.54	-0.20	-0.07	0.47	-0.18	-0.32	0.29	-0.52	2.77
Guanajuato	1.55	-1.62	0.44	-0.12	-0.13	0.50	-0.17	-0.30	0.34	-0.49	2.83
Guerrero	2.40	-2.20	0.25	-0.37	-0.14	1.02	-0.35	-0.50	0.60	-0.71	4.28
Hidalgo	1.68	-1.86	0.20	-0.24	-0.11	0.65	-0.12	-0.31	0.49	-0.39	3.03
Jalisco	1.31	-1.28	0.44	-0.18	-0.24	0.45	-0.12	-0.27	0.28	-0.39	2.48
Estado de México	1.65	-1.70	0.44	-0.29	-0.27	0.52	-0.12	-0.27	0.52	-0.49	3.13
Michoacán	1.83	-1.83	0.54	-0.12	-0.18	0.58	-0.23	-0.44	0.39	-0.55	3.35
Morelos	1.62	-1.79	0.50	-0.21	-0.21	0.64	-0.12	-0.33	0.36	-0.47	3.12
Navarrit	1.15	-1.19	0.32	-0.23	-0.16	0.44	0.03	-0.32	0.24	-0.28	2.18
Nuevo León	1.61	-1.23	0.39	-0.19	-0.35	0.41	-0.29	-0.29	0.35	-0.40	2.75
Oaxaca	2.16	-2.14	0.13	-0.20	-0.15	0.89	-0.30	-0.43	0.56	-0.52	3.74
Puebla	1.83	-1.96	0.39	-0.25	-0.16	0.65	-0.19	-0.43	0.61	-0.49	3.47
Querétaro	1.52	-1.52	0.31	-0.19	-0.25	0.51	-0.12	-0.21	0.36	-0.41	2.70
Quintana Roo	1.77	-1.79	0.38	-0.19	-0.31	0.66	-0.22	-0.28	0.55	-0.57	3.36
San Luis Potosí	1.34	-1.55	0.33	-0.14	-0.11	0.52	-0.10	-0.16	0.29	-0.41	2.47
Sinaloa	1.35	-1.35	0.37	-0.19	-0.17	0.47	-0.09	-0.40	0.33	-0.32	2.52
Sonora	1.12	-1.17	0.30	-0.07	-0.14	0.26	-0.16	-0.16	0.31	-0.29	2.00
Tabasco	1.87	-2.15	0.32	-0.19	-0.18	0.66	-0.26	-0.23	0.62	-0.45	3.47
Tamaulipas	1.54	-1.46	0.40	-0.12	-0.27	0.49	-0.18	-0.31	0.26	-0.37	2.69
Tlaxcala	1.66	-1.85	0.44	-0.24	-0.14	0.61	-0.06	-0.39	0.51	-0.53	3.21
Veracruz	1.71	-1.82	0.35	-0.23	-0.15	0.47	-0.17	-0.33	0.49	-0.32	3.02
Yucatán	1.45	-1.57	0.27	-0.08	-0.19	0.57	-0.12	-0.14	0.23	-0.43	2.53
Zacatecas	1.43	-1.43	0.46	0.02	-0.03	0.39	-0.15	-0.36	0.24	-0.55	2.53

Nota: Se considera el rango 3-102 años de edad.

Fuente: Derivado a partir del Censo de Población y Vivienda 2010.

Cuadro 1.18. Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 2015

Entidad federativa	Dígito										Índice de Myers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Hombres										
República Mexicana	1.57	-1.52	0.78	-0.20	0.15	0.59	-0.64	-0.37	0.45	-0.81	3.55
Aguascalientes	0.64	-1.17	0.91	-0.03	0.57	0.59	-0.45	-0.47	0.16	-0.75	2.88
Baja California	1.63	-1.45	0.73	-0.03	0.18	0.26	-0.55	-0.44	0.52	-0.84	3.32
Baja California Sur	1.01	-1.29	0.95	-0.24	0.36	0.61	-0.58	-0.22	0.10	-0.69	3.02
Campeche	1.63	-1.74	0.99	-0.04	0.07	0.65	-1.10	-0.20	0.63	-0.89	3.97
Coahuila	1.04	-1.29	0.60	-0.08	0.31	0.44	-0.52	-0.28	0.42	-0.64	2.81
Colima	1.38	-1.03	0.83	-0.30	-0.06	0.41	-0.51	-0.41	0.35	-0.65	2.96
Chiapas	2.04	-2.13	0.64	-0.33	0.29	0.90	-0.73	-0.46	0.76	-1.00	4.64
Chihuahua	1.36	-1.34	0.58	-0.29	0.24	0.51	-0.37	-0.18	0.30	-0.81	2.99
Ciudad de México	2.52	-1.72	1.00	-0.38	-0.22	0.86	-0.92	-0.56	0.49	-1.08	4.88
Durango	1.15	-1.25	0.60	-0.05	0.20	0.42	-0.24	-0.21	0.21	-0.83	2.58
Guanajuato	1.43	-1.30	0.81	-0.25	0.03	0.40	-0.45	-0.38	0.43	-0.73	3.10
Guerrero	1.78	-1.94	0.43	-0.28	0.21	1.01	-0.77	-0.39	0.91	-0.96	4.34
Hidalgo	1.48	-1.47	0.72	-0.06	0.42	0.34	-0.71	-0.40	0.42	-0.75	3.38
Jalisco	1.29	-1.22	0.91	-0.11	0.16	0.41	-0.72	-0.28	0.23	-0.65	3.00
Estado de México	1.96	-1.71	0.95	-0.28	-0.10	0.81	-0.70	-0.57	0.58	-0.93	4.30
Michoacán	1.55	-1.57	0.73	-0.16	0.29	0.53	-0.58	-0.34	0.49	-0.93	3.59
Morelos	1.65	-1.56	0.94	-0.33	0.18	0.49	-0.56	-0.32	0.41	-0.91	3.68
Navarrit	1.12	-0.86	0.37	-0.45	0.04	0.04	-0.47	-0.17	0.72	-0.36	2.30
Nuevo León	1.26	-1.28	0.66	0.04	0.21	0.46	-0.50	-0.31	0.22	-0.76	2.84
Oaxaca	1.67	-1.75	0.61	-0.11	0.45	0.56	-0.73	-0.33	0.60	-0.97	3.89
Puebla	1.65	-1.66	0.75	-0.28	0.36	0.77	-0.65	-0.56	0.39	-0.77	3.92
Querétaro	1.19	-1.21	1.01	-0.14	0.12	0.49	-0.62	-0.15	0.16	-0.85	2.97
Quintana Roo	1.58	-1.45	1.04	-0.20	-0.15	0.60	-0.71	-0.48	0.64	-0.87	3.86
San Luis Potosí	1.01	-1.28	0.94	-0.01	0.60	0.42	-0.83	-0.41	0.28	-0.72	3.25
Sinaloa	0.95	-1.28	0.76	-0.22	-0.03	0.36	-0.58	-0.07	0.22	-0.12	2.30
Sonora	0.80	-1.21	0.72	-0.08	0.22	0.69	-0.43	-0.16	0.15	-0.68	2.58
Tabasco	1.84	-1.97	0.62	-0.15	0.34	0.56	-0.77	-0.28	0.71	-0.90	4.06
Tamaulipas	1.31	-1.42	0.47	-0.38	0.30	0.67	-0.45	-0.17	0.50	-0.83	3.25
Tlaxcala	1.38	-1.42	0.71	-0.22	0.24	0.49	-0.48	-0.36	0.42	-0.77	3.25
Veracruz	1.45	-1.62	0.79	-0.09	0.28	0.53	-0.67	-0.35	0.47	-0.80	3.53
Yucatán	1.37	-1.27	0.72	-0.22	0.01	0.22	-0.66	0.04	0.36	-0.57	2.72
Zacatecas	1.00	-1.21	0.77	-0.17	-0.01	0.51	-0.46	-0.13	0.34	-0.64	2.63

Cuadro 1.18
(Conclusión)

Entidad federativa	Dígito										Índice de Mvers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Mujeres										
República Mexicana	1.66	-1.54	0.65	-0.19	0.15	0.65	-0.53	-0.48	0.36	-0.73	3.48
Aguascalientes	1.19	-0.81	0.61	-0.14	0.25	0.22	-0.57	-0.38	0.20	-0.57	2.47
Baja California	1.61	-1.42	0.67	0.08	-0.31	0.35	-0.52	-0.28	0.34	-0.50	3.05
Baja California Sur	0.44	-0.81	0.41	-0.28	0.37	0.22	0.01	0.01	0.28	-0.65	1.74
Campeche	1.71	-1.35	0.90	-0.32	-0.10	0.56	-0.51	-0.70	0.34	-0.54	3.51
Coahuila	1.28	-1.23	0.64	0.06	0.24	0.31	-0.39	-0.36	0.21	-0.77	2.75
Colima	1.42	-1.30	0.51	0.00	0.29	0.16	-0.48	-0.50	0.52	-0.63	2.91
Chiapas	2.14	-2.26	0.37	-0.23	0.25	1.05	-0.63	-0.61	0.76	-0.84	4.57
Chihuahua	1.41	-1.39	0.50	-0.18	0.16	0.53	-0.34	-0.32	0.26	-0.63	2.85
Ciudad de México	2.59	-1.62	0.86	-0.41	-0.21	0.89	-0.77	-0.75	0.50	-1.08	4.84
Durango	1.12	-1.30	0.32	0.10	0.37	0.45	-0.28	-0.30	0.24	-0.74	2.61
Guanajuato	1.50	-1.51	0.65	-0.16	0.20	0.59	-0.52	-0.44	0.28	-0.59	3.21
Guerrero	2.01	-2.00	0.51	-0.22	0.24	0.94	-0.70	-0.66	0.59	-0.71	4.29
Hidalgo	1.54	-1.46	0.65	-0.02	0.37	0.53	-0.62	-0.60	0.37	-0.76	3.47
Jalisco	1.40	-1.35	0.70	-0.14	0.16	0.54	-0.47	-0.50	0.20	-0.55	3.00
Estado de México	2.12	-1.69	0.83	-0.30	-0.05	0.79	-0.62	-0.60	0.38	-0.88	4.13
Michoacán	1.41	-1.60	0.64	-0.16	0.14	0.81	-0.40	-0.35	0.30	-0.78	3.30
Morelos	1.54	-1.56	0.79	-0.28	0.06	0.62	-0.49	-0.23	0.36	-0.82	3.37
Navarrit	1.19	-1.39	0.20	-0.11	0.09	0.37	-0.23	0.05	0.37	-0.54	2.27
Nuevo León	1.34	-1.30	0.52	-0.15	0.29	0.65	-0.39	-0.20	0.04	-0.80	2.84
Oaxaca	1.78	-1.85	0.54	-0.12	0.32	0.80	-0.66	-0.58	0.52	-0.75	3.96
Puebla	1.63	-1.76	0.64	-0.07	0.46	0.68	-0.64	-0.66	0.45	-0.73	3.85
Querétaro	1.56	-1.50	0.80	0.10	0.11	0.69	-0.59	-0.50	0.12	-0.78	3.37
Quintana Roo	1.57	-1.60	0.58	-0.19	0.26	0.59	-0.72	-0.33	0.42	-0.56	3.41
San Luis Potosí	1.38	-1.27	0.52	-0.13	0.33	0.35	-0.45	-0.38	0.29	-0.64	2.87
Sinaloa	1.15	-0.98	0.64	-0.07	0.21	0.15	-0.31	-0.49	0.12	-0.42	2.26
Sonora	1.00	-1.17	0.37	-0.05	0.19	0.61	-0.41	-0.42	0.28	-0.41	2.45
Tabasco	1.89	-1.75	0.64	-0.66	0.22	0.86	-0.51	-0.60	0.62	-0.71	4.22
Tamaulipas	1.43	-1.21	0.60	-0.45	0.03	0.59	-0.26	-0.34	0.26	-0.65	2.91
Tlaxcala	1.68	-1.61	0.71	-0.12	0.22	0.34	-0.28	-0.69	0.45	-0.70	3.41
Veracruz	1.39	-1.63	0.71	-0.17	0.38	0.65	-0.59	-0.46	0.48	-0.75	3.60
Yucatán	1.38	-1.23	0.51	-0.15	0.18	0.52	-0.50	-0.21	0.09	-0.59	2.69
Zacatecas	1.04	-1.50	0.55	-0.20	0.27	0.43	-0.27	-0.15	0.57	-0.74	2.86

Nota: Se considera el rango 3-102 años de edad.

Fuente: Derivado a partir de la Encuesta Intercensal de 2015.

Cuadro 1.19. Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 2020

Entidad federativa	Dígito										Índice de Myers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Hombres										
República Mexicana	1.86	-1.70	0.59	-0.32	-0.43	0.80	-0.32	-0.43	0.58	-0.63	3.83
Aguascalientes	1.18	-1.28	0.47	-0.19	-0.33	0.52	-0.17	-0.19	0.38	-0.39	2.55
Baja California	2.14	-1.66	0.73	-0.43	-0.67	1.02	-0.38	-0.69	0.72	-0.77	4.60
Baja California Sur	1.84	-1.48	0.55	-0.30	-0.59	0.69	-0.33	-0.35	0.46	-0.49	3.53
Campeche	1.86	-1.73	0.50	-0.25	-0.31	0.71	-0.31	-0.42	0.54	-0.59	3.61
Coahuila	1.68	-1.51	0.57	-0.25	-0.47	0.66	-0.33	-0.40	0.66	-0.61	3.57
Colima	1.64	-1.59	0.58	-0.25	-0.34	0.69	-0.31	-0.38	0.45	-0.49	3.35
Chiapas	2.63	-2.18	0.42	-0.57	-0.42	0.96	-0.54	-0.40	0.80	-0.72	4.81
Chihuahua	1.79	-1.50	0.65	-0.34	-0.56	0.83	-0.27	-0.53	0.60	-0.66	3.87
Ciudad de México	2.22	-1.78	0.71	-0.39	-0.59	1.06	-0.28	-0.64	0.54	-0.86	4.53
Durango	1.53	-1.42	0.62	-0.28	-0.30	0.53	-0.35	-0.31	0.50	-0.53	3.19
Guanajuato	1.94	-1.72	0.62	-0.30	-0.49	0.93	-0.34	-0.51	0.58	-0.71	4.06
Guerrero	2.10	-2.01	0.38	-0.39	-0.23	0.86	-0.39	-0.29	0.68	-0.70	4.02
Hidalgo	1.56	-1.71	0.52	-0.24	-0.31	0.72	-0.20	-0.27	0.52	-0.58	3.32
Jalisco	1.61	-1.48	0.65	-0.32	-0.47	0.77	-0.29	-0.46	0.53	-0.54	3.55
Estado de México	1.95	-1.80	0.68	-0.36	-0.52	0.86	-0.25	-0.50	0.69	-0.75	4.17
Michoacán	1.95	-1.82	0.61	-0.27	-0.39	0.76	-0.35	-0.44	0.57	-0.62	3.89
Morelos	1.91	-1.89	0.54	-0.29	-0.32	0.84	-0.28	-0.40	0.54	-0.66	3.83
Navarrit	1.38	-1.25	0.55	-0.28	-0.27	0.55	-0.20	-0.36	0.35	-0.47	2.82
Nuevo León	1.78	-1.34	0.52	-0.27	-0.52	0.62	-0.42	-0.36	0.47	-0.49	3.40
Oaxaca	1.85	-1.97	0.45	-0.23	-0.19	0.79	-0.32	-0.34	0.56	-0.60	3.65
Puebla	1.89	-1.94	0.57	-0.36	-0.39	0.85	-0.31	-0.37	0.70	-0.64	4.01
Queretaro	1.85	-1.65	0.57	-0.33	-0.52	0.87	-0.32	-0.36	0.54	-0.64	3.82
Quintana Roo	2.29	-1.93	0.66	-0.45	-0.66	0.98	-0.39	-0.58	0.76	-0.69	4.70
San Luis Potosí	1.60	-1.64	0.51	-0.24	-0.30	0.69	-0.21	-0.33	0.39	-0.46	3.19
Sinaloa	1.39	-1.25	0.67	-0.24	-0.27	0.59	-0.31	-0.47	0.38	-0.48	3.03
Sonora	1.46	-1.31	0.58	-0.12	-0.32	0.52	-0.41	-0.36	0.44	-0.48	3.00
Tabasco	1.86	-1.93	0.55	-0.20	-0.29	0.71	-0.39	-0.40	0.70	-0.60	3.81
Tamaulipas	1.78	-1.46	0.66	-0.26	-0.47	0.73	-0.36	-0.56	0.42	-0.47	3.58
Tlaxcala	1.77	-1.79	0.65	-0.36	-0.32	0.69	-0.17	-0.44	0.58	-0.61	3.70
Veracruz	1.74	-1.80	0.48	-0.36	-0.33	0.71	-0.28	-0.30	0.61	-0.47	3.54
Yucatán	1.50	-1.56	0.51	-0.27	-0.30	0.69	-0.26	-0.25	0.39	-0.43	3.08
Zacatecas	1.40	-1.35	0.56	-0.06	-0.23	0.58	-0.36	-0.29	0.26	-0.52	2.81

Cuadro 1.19
(Conclusión)

Entidad federativa	Dígito										Índice de Mvers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
	Mujeres										
República Mexicana	1.89	-1.69	0.52	-0.25	-0.31	0.76	-0.25	-0.54	0.42	-0.56	3.60
Aguascalientes	1.35	-1.28	0.43	-0.19	-0.22	0.44	-0.16	-0.33	0.28	-0.33	2.50
Baja California	2.07	-1.61	0.62	-0.27	-0.52	0.92	-0.32	-0.73	0.49	-0.65	4.10
Baja California Sur	1.70	-1.44	0.51	-0.21	-0.37	0.62	-0.17	-0.43	0.21	-0.41	3.04
Campeche	1.92	-1.79	0.33	-0.15	-0.21	0.71	-0.30	-0.48	0.45	-0.48	3.40
Coahuila	1.74	-1.46	0.54	-0.20	-0.36	0.69	-0.23	-0.54	0.47	-0.63	3.43
Colima	1.65	-1.47	0.55	-0.15	-0.29	0.74	-0.35	-0.61	0.32	-0.39	3.26
Chiapas	2.55	-2.24	0.22	-0.40	-0.36	0.94	-0.44	-0.53	0.79	-0.53	4.50
Chihuahua	1.74	-1.45	0.57	-0.28	-0.33	0.72	-0.25	-0.54	0.44	-0.62	3.48
Ciudad de México	2.27	-1.81	0.73	-0.33	-0.47	1.04	-0.24	-0.74	0.36	-0.81	4.40
Durango	1.50	-1.41	0.54	-0.18	-0.23	0.53	-0.21	-0.43	0.35	-0.44	2.91
Guanajuato	2.06	-1.77	0.58	-0.22	-0.37	0.87	-0.30	-0.61	0.41	-0.66	3.93
Guerrero	2.00	-1.95	0.29	-0.25	-0.12	0.83	-0.33	-0.51	0.57	-0.52	3.69
Hidalgo	1.66	-1.76	0.46	-0.22	-0.15	0.70	-0.18	-0.41	0.40	-0.50	3.22
Jalisco	1.74	-1.44	0.57	-0.26	-0.38	0.74	-0.25	-0.54	0.34	-0.52	3.39
Estado de México	2.00	-1.84	0.64	-0.29	-0.36	0.84	-0.22	-0.57	0.47	-0.66	3.95
Michoacán	2.07	-1.81	0.53	-0.19	-0.26	0.71	-0.30	-0.63	0.45	-0.57	3.77
Morelos	1.96	-1.85	0.53	-0.21	-0.21	0.80	-0.25	-0.54	0.41	-0.63	3.70
Navarrit	1.28	-1.13	0.44	-0.18	-0.14	0.56	-0.16	-0.46	0.20	-0.41	2.48
Nuevo León	1.85	-1.25	0.50	-0.27	-0.42	0.57	-0.37	-0.48	0.36	-0.48	3.27
Oaxaca	1.88	-1.97	0.34	-0.19	-0.09	0.84	-0.29	-0.43	0.42	-0.50	3.47
Puebla	1.96	-1.93	0.53	-0.30	-0.25	0.80	-0.23	-0.57	0.61	-0.62	3.90
Querétaro	1.92	-1.72	0.51	-0.27	-0.40	0.84	-0.22	-0.50	0.39	-0.54	3.65
Quintana Roo	2.07	-1.85	0.47	-0.27	-0.41	0.90	-0.24	-0.58	0.51	-0.59	3.95
San Luis Potosí	1.58	-1.57	0.45	-0.20	-0.15	0.68	-0.12	-0.43	0.25	-0.50	2.97
Sinaloa	1.42	-1.21	0.52	-0.19	-0.19	0.55	-0.25	-0.47	0.23	-0.41	2.72
Sonora	1.48	-1.22	0.48	-0.11	-0.22	0.45	-0.28	-0.38	0.23	-0.44	2.63
Tabasco	1.79	-1.86	0.47	-0.16	-0.27	0.68	-0.27	-0.40	0.47	-0.44	3.40
Tamaulipas	1.78	-1.43	0.57	-0.21	-0.37	0.67	-0.29	-0.58	0.31	-0.44	3.33
Tlaxcala	1.80	-1.82	0.63	-0.33	-0.22	0.71	-0.08	-0.58	0.45	-0.56	3.59
Veracruz	1.71	-1.74	0.43	-0.24	-0.23	0.63	-0.20	-0.41	0.46	-0.40	3.23
Yucatán	1.54	-1.48	0.35	-0.20	-0.19	0.71	-0.16	-0.37	0.25	-0.44	2.84
Zacatecas	1.61	-1.31	0.53	-0.14	-0.16	0.47	-0.26	-0.45	0.16	-0.44	2.77

Nota: Se considera el rango 3-102 años de edad.

Fuente: Derivado a partir del censo de 2020.

Parte I. La población nacional

2. La mortalidad nacional

En México se tiene la creencia generalizada de una evolución suave de la mortalidad desde la culminación de la lucha armada de la Revolución (1910–1921), creencia debida principalmente a que la mayoría de los niveles han sido cuantificados cada diez años, coincidentes con las enumeraciones censales, o bien para cada uno de los últimos seis lustros, con el levantamiento de los conteos y la encuesta intercensal; son realmente escasas —casi inexistentes— las medidas calculadas para cada año del periodo posrevolucionario.

Aún en los primeros años de la década de los setenta, al cuantificar los niveles del fenómeno, se aceptaba que la calidad entre las diferentes fuentes de estadísticas demográficas del país era la misma, de modo que los niveles de la mortalidad se seguían calculando con las técnicas diseñadas para los países cuyos datos sobre población son de probada calidad.

La aparición a mediados de los años sesenta de los métodos indirectos (Brass y Coale, 1968) y su progresiva mejora (Sullivan, 1972; Trussell, 1975; United Nations, 1983; entre otros), junto con la información recabada en las historias de embarazos y de nacimientos en encuestas por muestreo, levantadas en el país desde hace casi medio siglo, permitieron probar una seria subestimación en los niveles de la mortalidad en los primeros años de vida en México, cuando se calculan con los nacimientos y las defunciones registradas. Si bien en las estimaciones más recientes de los niveles y tendencias de la mortalidad en México se han incorporado las correcciones correspondientes a la infancia temprana, aún persiste el supuesto de la misma calidad en las defunciones registradas y en las poblaciones censadas para determinar los niveles a partir de los cinco años de edad (por ejemplo, Camposortega, 1992: 320–323).

El objetivo de este capítulo es obtener estimaciones de los niveles y tendencias de la mortalidad en México por edad, sexo y para cada año del periodo 1950–2019. Se describen brevemente los procedimientos utilizados para estimar los niveles de la mortalidad de 1950 a 2019, teniendo especial cuidado en la eliminación de los sesgos introducidos por la mala declaración de la edad y la diferente cobertura entre las defunciones de las estadísticas vitales y los censos de población. Las fuentes de datos, sus deficiencias y los métodos para corregir éstas son diferentes para la mortalidad antes y después de cinco años de edad; por esta razón, se realizan las estimaciones de manera separada para esos dos intervalos etarios.

En todo momento suponemos que, en México, el límite de la vida es 110 años, es decir, que nadie alcanza su aniversario 110, con lo cual, tanto a las defunciones como a la población con edad reportada de 110 años o más las tomamos como edad no especificada (véase nota de pie 7 del capítulo 1).

2.1 La mortalidad en menores de 5 años de edad

2.1.1 Mortalidad infantil

Las historias de embarazos y de nacimientos recabadas en siete encuestas demográficas por muestreo: *Mexicana de Fecundidad* (EMF) de 1976–77; *Nacional de Fecundidad y Salud* (ENFES) de 1987 y *Nacional de la Dinámica Demográfica* (ENADID) de 1992, 1997, 2009, 2014 y 2018, y la aplicación de métodos indirectos basados en las proporciones de hijos fallecidos captadas en los censos de población y en la *Encuesta Nacional de Prevalencia en el Uso de Métodos Anticonceptivos* (ENP) de 1979, han permitido probar la existencia de una subestimación en los niveles de la mortalidad infantil cuando se calculan solo con las estadísticas vitales, como se puede ver en ambos paneles de la gráfica 2.1. En la aplicación de los métodos indirectos se eligió el modelo Oeste de Coale y Demeny (1983).

Nuestras estimaciones otorgan un lugar preponderante a las deducidas de las historias de embarazos de las encuestas, así como las obtenidas por métodos indirectos, dada su innegable mejor calidad que las estadísticas vitales. Utilizamos éstas últimas solo como referencia y apoyo. Si bien de los datos recabados en las ocho encuestas utilizadas se pueden obtener medidas por sexo, preferimos trabajar solo con la mortalidad para ambos sexos en conjunto, pues las diferencias bien pudieran encontrarse sesgadas al no ser suficientemente grandes los tamaños de las muestras.¹

Además, la aplicación de métodos indirectos con datos censales no permite hacer estimaciones separadas por sexo. Para la desagregación por sexo adoptamos la diferencia en las probabilidades de fallecer obtenidas de los registros vitales, puesto que no hay indicios de un subregistro distinto por sexo en la mortalidad en los primeros años de vida.

Al contrastar las distintas estimaciones de las probabilidades de mortalidad infantil extraídas de las historias de embarazos en el panel superior de la gráfica 2.1, llama la atención la notable proximidad entre los valores deducidos de esas fuentes de datos. Por lo general, las tasas más antiguas, amén de un comportamiento temporal errático, son altas e inaceptables, en buena medida debido a bajos tamaños de las muestras.

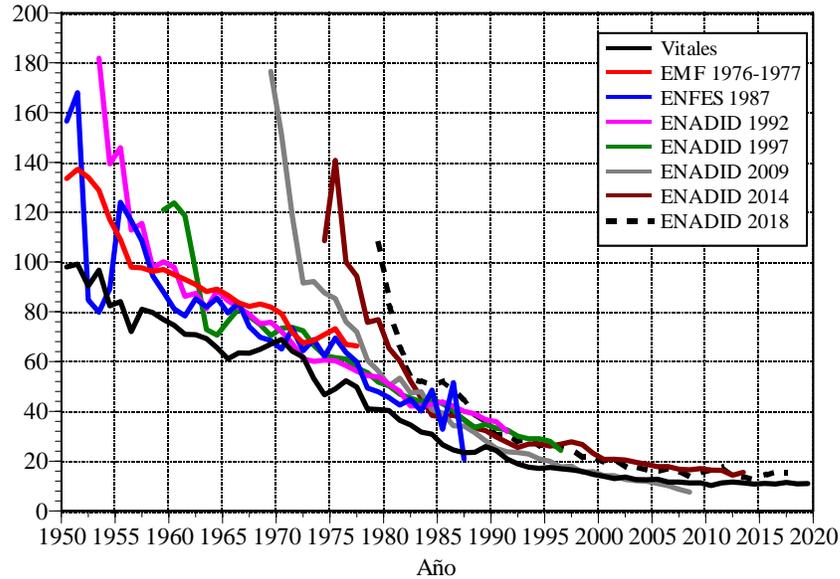
En el panel inferior de la gráfica 2.1 se comparan las tasas derivadas de las estadísticas vitales con las deducidas de métodos indirectos, y de la condición de supervivencia del último hijo que nació durante el año previo inmediato al levantamiento de los censos de 2000, 2010 y 2020 y la Encuesta Intercensal de 2015. Como contraste para evaluar la pertinencia de las estimaciones indirectas, se tomó la media aritmética de las historias de embarazos seleccionadas,² y se suavizó con el procedimiento robusto *lowess* del paquete de cómputo STATA (2003), usando una ventana de 20% de las observaciones. Algunas valoraciones indirectas

¹Usamos tasas por trienios, tanto para la mortalidad infantil como para la preescolar (1 a 4 años), con el fin tener mayor precisión de los estimadores, y las asignamos al año intermedio, por ejemplo, 2000 para 1999–2001. Asimismo, solo consideramos aquellas tasas cuyo coeficiente de variación fue inferior a 25%, siguiendo la recomendación de Martínez (2017: 62): “si bien no existe un consenso unánime sobre qué valores son los más adecuados, el INEGI considera que un dato es de buena calidad si el coeficiente de variación está por debajo de 15%, aceptable si se encuentra entre 15 y 25% y de baja calidad cuando supera 25 por ciento.”

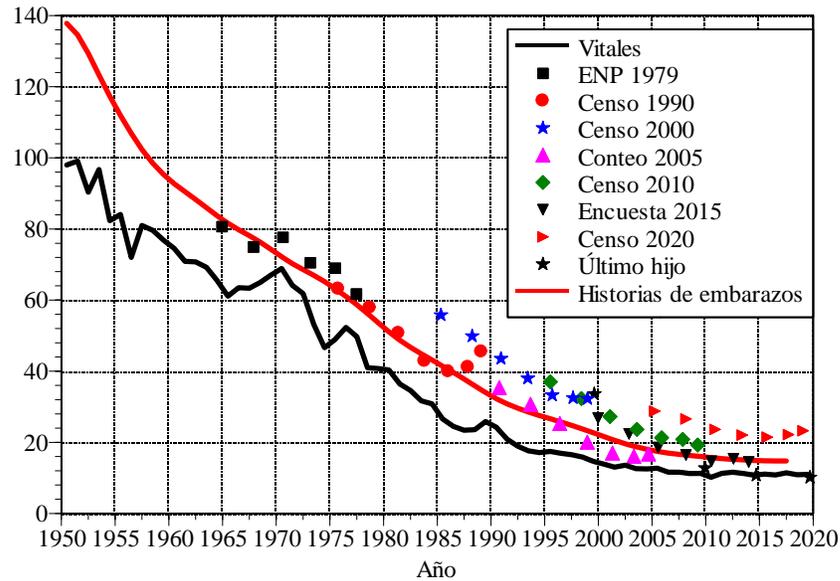
²Se seleccionó toda la serie de EMF 1976–1977 y se omitieron las tasas de 1950–1961 de ENFES 1987; 1953–1957 de ENADID 1992, 1959–1962 de ENADID 1997, 1969–1976 y 1990–2008 (muy bajas, incluso menores a las obtenidas de las estadísticas vitales) de ENADID 2009, 1974–1982 de ENADID 2014 y 1979–1982 de ENADID 2018.

Gráfica 2.1. Tasas de mortalidad infantil según distintas fuentes de datos, 1950-2020
(Por mil nacidos vivos)

Estadísticas vitales e historias de embarazos

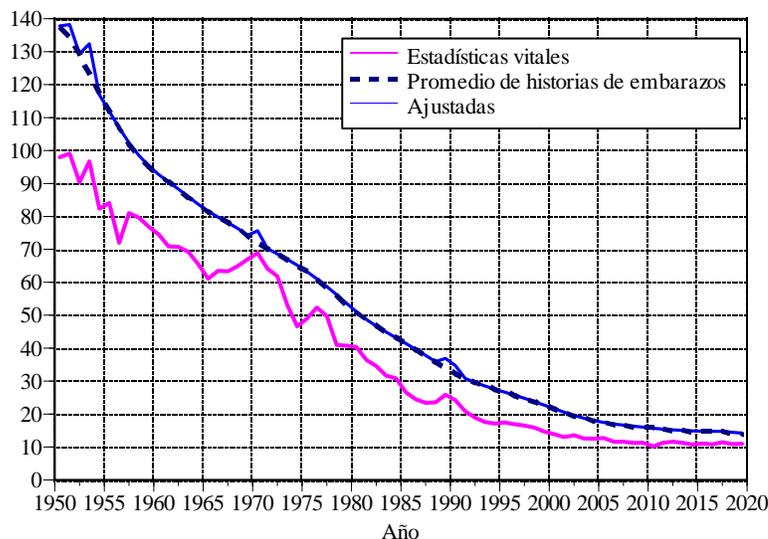


Estadísticas vitales y métodos indirectos



Fuente: Estimaciones con base en las encuestas EMF 1976-77, ENFES 1987 y ENADID 1992, 1997, 2009, 2014 y 2018; ENP 1979; censos de población 1990, 2000, 2010 y 2020; conteo de población 2005; encuesta intercensal 2015 y estadísticas vitales 1950-2019.

Gráfica 2.2. Tasas de mortalidad infantil registradas y ajustadas, 1950-2019 (Por mil nacidos vivos)



Fuente: Elaborada con base en la gráfica 2.1.

concuerdan con las historias de embarazos y las excepciones no son mínimas, sobre todo las correspondientes a los censos de 2000 y 2010, las cuatro más antiguas de la encuesta de 2015 y el último hijo de los tres censos y la encuesta de 2015. La cercanía de las estimaciones indirectas restantes con la suavización de las historias de embarazos, nos llevó a seleccionar esta última como definitiva. A la serie se agregaron los mayores riesgos de fallecer advertidos en 1951, 1953, 1970, 1989 y 1990; las sobremortalidades de los tres primeros años se extienden a todo el rango etario, las de los dos últimos años solo a la infantil. Los resultados se presentan en el gráfica 2.2.

La separación por sexo de las probabilidades de fallecer en el primer año de vida (q_0) se hizo con la diferencia procedente de las probabilidades calculadas con las estadísticas vitales. Definamos el cociente de sobremortalidad masculina como:

$$\rho_0 = \frac{q_0^h}{q_0^m} \quad (2.1)$$

donde los sobreíndices h y m indican hombres y mujeres, respectivamente. Con el fin de remover algunas irregularidades en los patrones temporales, se ajustaron éstos con el procedimiento *lowess* y una ventana de 80% de las observaciones. Las tendencias observada y ajustada se reproducen en la gráfica 2.3.

Suponiendo un índice de masculinidad al nacimiento de 104 varones por cada cien mujeres,³ la probabilidad de fallecer en el primer año de vida para ambos sexos es:

³El índice de masculinidad al nacer de 104 varones por cada cien féminas se discute en el capítulo 5.

$$q_0^a = \frac{1.04 q_0^h + q_0^m}{2.04} \quad (2.2)$$

de donde, al introducir la ecuación (2.1) y despejar se obtiene la probabilidad femenina:

$$q_0^m = \frac{2.04 q_0^a}{1 + 1.04 \rho_0} \quad (2.2')$$

y con ella la masculina como $q_0^h = \rho_0 q_0^m$. En la gráfica 2.4 se presentan las estimaciones definitivas de la tasa de mortalidad infantil por sexo.

2.1.2 Mortalidad preescolar

La gráfica 2.5 contiene las estimaciones de la probabilidad de fallecer en edades preescolares, esto es, de 1 a 4 años de edad, para las mismas fuentes de datos que utilizamos en la mortalidad infantil.⁴

La valoración con las estadísticas vitales se hizo mediante reconstrucción de cohortes en diagramas de Lexis. Se utilizaron los nacimientos registrados para cada año y se separaron por sexo con un índice de masculinidad al nacer de 104. Las defunciones se separaron por cohorte de nacimiento con los factores de separación a_0 sugeridos por Andreev y Kingkade (2015: 376) para el primer año de vida y los propuestos por Naciones Unidas (1983) para las cuatro edades individuales del periodo preescolar, los cuales se presentan en el anexo D.

Si $B(t)$ son los nacimientos registrados en el año t y $D_0(t)$ las defunciones infantiles y asimilamos la tasa de mortalidad infantil a la probabilidad de fallecer en el primer año de vida:

$$q_0 = \frac{D_0(t)}{B(t)}$$

con ese valor obtenemos los factores de separación (a_0) con la propuesta Andreev y Kingkade y desagregamos las defunciones por cohorte como:

$${}^{\alpha}D_0(t) = a_0 D_0(t) \quad \text{y} \quad {}^{\delta}D_0(t) = (1 - a_0) D_0(t)$$

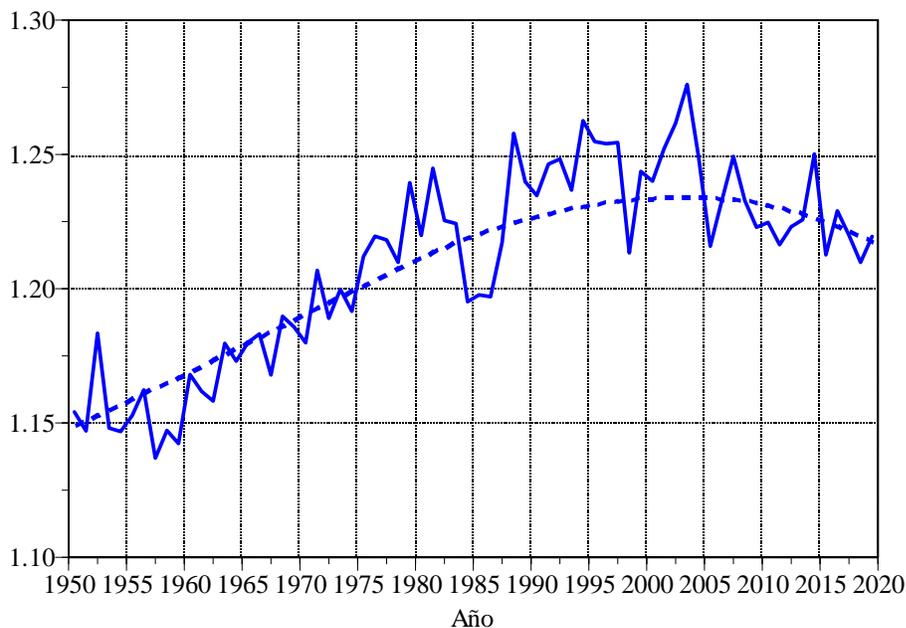
como se ilustra en la figura 2.1 para una edad genérica x . Conocidos los nacimientos del año $t - 1$, los menores de un año al inicio del año t son $P_0(t) = B(t - 1) - {}^{\delta}D_0(t - 1)$ y las probabilidades de morir y sobrevivir para la cohorte más antigua son:

$${}^{\alpha}q_0(t) = \frac{{}^{\alpha}D_0(t)}{P_0(t)} \quad \text{y} \quad {}^{\alpha}p_0(t) = 1 - {}^{\alpha}q_0(t)$$

para la generación más reciente:

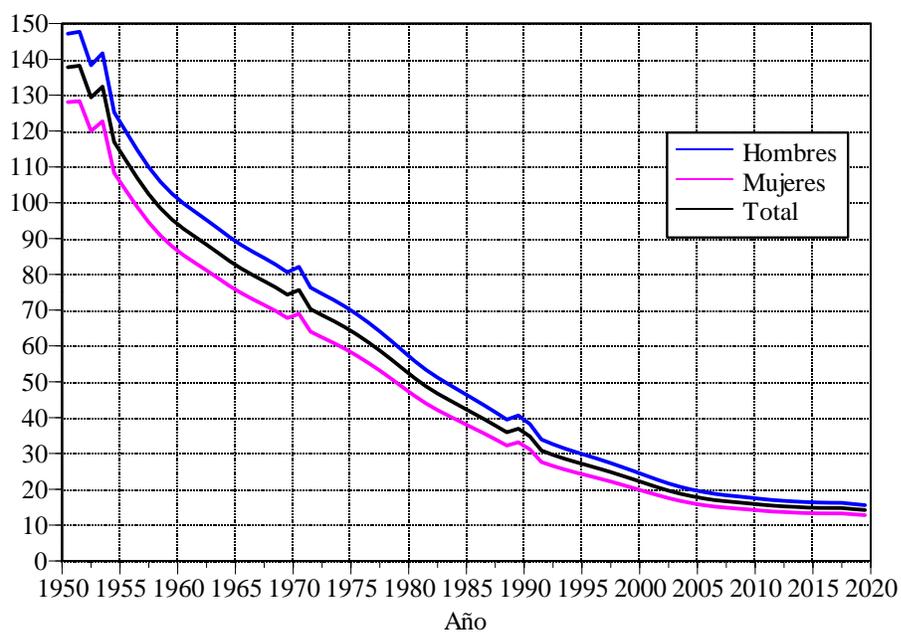
⁴En ambos paneles de la gráfica 2.5, al calcular los cocientes de mortalidad intitulados “vitales”, se usaron los nacimientos registrados totales, esto es, sin distinguir el año de nacimiento (ocurrencia), y las defunciones registradas de menos de un año de edad. Estas últimas se separaron por cohorte con los factores de separación de Andreev y Kingkade (2015: 376), para construir los diagramas de Lexis de la figura 2.1.

Gráfica 2.3. Cociente de sobremortalidad infantil masculina registrado y ajustado, 1950-2019



Fuente: Estimaciones con base en las encuestas EMF 1976-1977, ENFES 1987, ENADID 1992, 1997, 2009, 2014 Y 2018; censos de población de 1990 a 2020; conteo de población 2005; encuesta intercensal 2015 y estadísticas vitales 1950 a 2019.

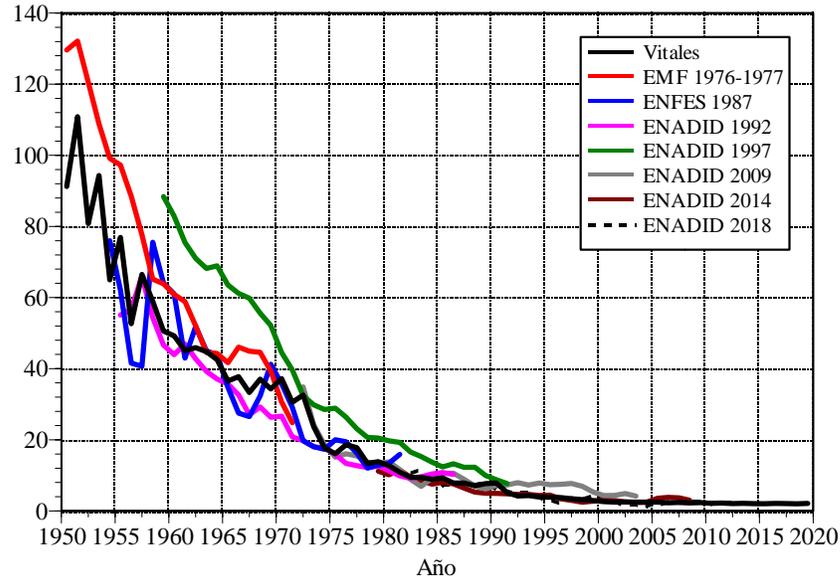
Gráfica 2.4. Tasa de mortalidad infantil por sexo, 1950-2019
(Por mil nacidos vivos)



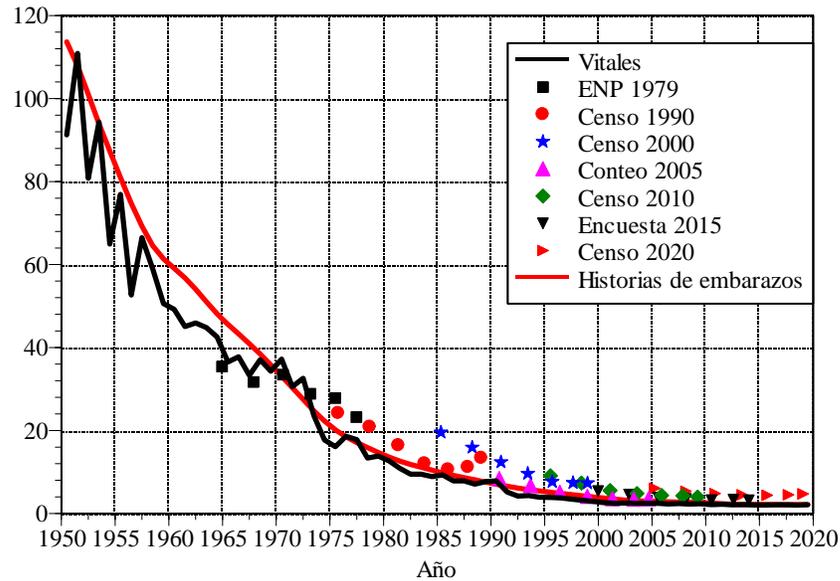
Fuente: Estimaciones con base en las encuestas EMF 1976-1977, ENFES 1987, ENADID 1992, 1997, 2009, 2014 Y 2018; censos de población de 1990 a 2020; conteo de población 2005; encuesta intercensal 2015 y estadísticas vitales 1950 a 2019.

Gráfica 2.5. Probabilidades de mortalidad preescolar según distintas fuentes de datos, 1950-2019
(Por mil nacidos vivos)

Estadísticas vitales e historias de embarazos

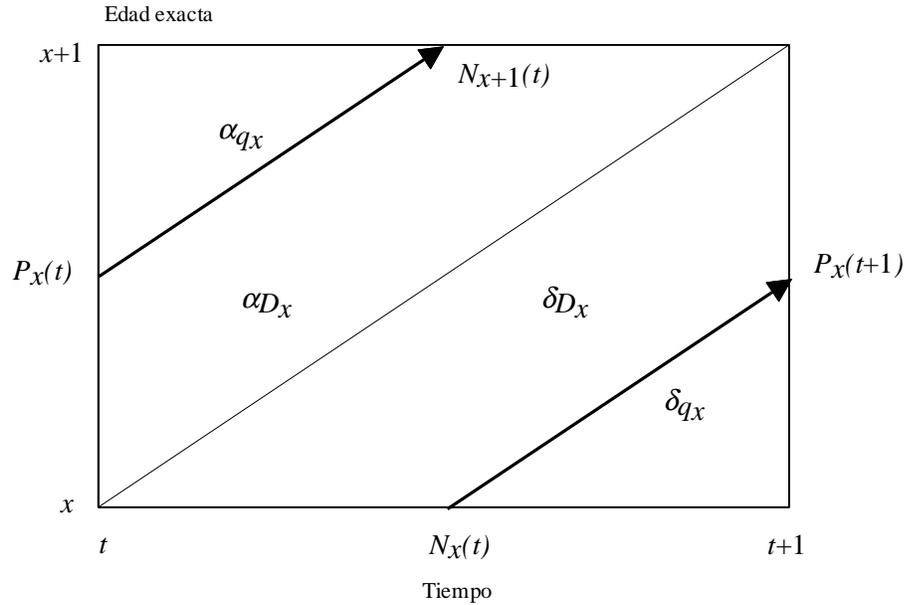


Estadísticas vitales y métodos indirectos



Fuente: Estimaciones con base en las encuestas EMF 1976-77, ENFES 1987 y ENADID 1992, 1997, 2009, 2014 y 2018; ENP 1979; censos de Población 1990, 2000, 2010 y 2020; conteo de población 2005; encuesta intercensal 2015 y estadísticas vitales 1950-2019.

Figura 2.1. Diagrama de Lexis que ilustra el cálculo de las probabilidades de fallecer para una edad cumplida en un año determinado



$${}^{\delta}q_0(t) = \frac{{}^{\delta}D_0(t)}{B(t)} \quad \text{y} \quad {}^{\delta}p_0(t) = 1 - {}^{\delta}q_0(t)$$

y los cocientes de supervivencia y muerte total:

$$p_0(t) = {}^{\alpha}p_0(t) {}^{\delta}p_0(t) \quad \text{y} \quad q_0(t) = 1 - p_0(t)$$

Las probabilidades de fallecer en el primer año de vida que se muestran en las gráficas 2.1 y 2.2, marcadas como “vitales” se calcularon de esa manera.

Si se reemplaza la edad cumplida 0 por x , y los nacimientos por la población que alcanza el aniversario x durante el año $N_{x+1}(t) = P_x(t) - {}^{\alpha}D_x(t)$, se obtienen las probabilidades de supervivencia y muerte para la edades individuales preescolares ($x = 1, 2, 3, 4$) como:

$$p_x(t) = {}^{\alpha}p_x(t) {}^{\delta}p_x(t) \quad \text{y} \quad q_x(t) = 1 - p_x(t)$$

Finalmente la probabilidad para el intervalo etario completo se obtiene como:

$$\begin{aligned} {}_4q_1(t) &= 1 - {}_4p_1(t) = 1 - p_1(t) p_2(t) p_3(t) p_4(t) \\ &= 1 - (1 - q_1)(1 - q_2)(1 - q_3)(1 - q_4) \end{aligned} \quad (2.3)$$

Los valores calculados de esa manera son los que se incluyen en ambos paneles de la gráfica 2.5 intitulados “vitales”. Nuevamente, seleccionamos la serie cronológica derivada del promedio de las historias de embarazos suavizada mediante *lowess* con una ventana de 20% de las observaciones como medio de comparación para el panel inferior de la gráfica 2.5.

Se advierte que, salvo algunos casos, las estimaciones indirectas son consistentes con el promedio suavizado de las estimaciones con historias de embarazos. Se ha podido constatar que solo las defunciones infantiles se encuentran subregistradas en México (por ejemplo, Ordorica y Potter, 1981: 25); con lo cual, la integridad de las defunciones de uno o más años de edad debe ser similar sobre todo ese rango etario, lo cual se evidencia, a partir de 1970, en la subestimación mínima en las probabilidades de fallecer en edades preescolares calculadas con las estadísticas vitales. Al promedio suavizado de las probabilidades extraídas de las historias de embarazos se agregó la sobremortalidad de 1951, 1953 y 1970.⁵

Debido a que la mortalidad en las edades preescolares es numéricamente escasa, los tamaños de muestra de las historias de embarazos son insuficientes para obtener estimaciones precisas de probabilidades de fallecer por edad desplegada en esa etapa de la vida. Así, retuvimos las probabilidades globales ${}_4q_1$ y de acuerdo con (2.3) las ajustamos a las probabilidades de edades individuales desprendidas de la reconstrucción en diagramas de Lexis. No obstante, para ello hicimos una nueva reconstrucción en diagramas de Lexis.

Se utilizaron los nacimientos registrados hasta 4 años de edad cumplida según el año de ocurrencia (véase el capítulo 3 para una descripción más detallada). Para el primer año de vida empleamos nuestras estimaciones de la mortalidad infantil, donde las defunciones totales de menores de un año de edad para cada sexo específico se estimaron como:

$$D_0(t) = B(t) q_0(t)$$

que nuevamente se dividieron por generación con los factores de separación de Andreev y Kingkade.

El cociente de sobremortalidad masculina $\rho_x = q_x^h/q_x^m$ —para la edad x individual del intervalo 1–4 años— se suavizó con el algoritmo *lowess*, considerando una ventana de 80% de las observaciones. Los cocientes observados y ajustados se presentan en la gráfica 2.6.

Sean d_x^a las defunciones de ambos sexos entre las edades exactas x y $x + 1$ ($x = 1, 2, 3, 4$) en la tabla de vida. El total de supervivientes al aniversario x es:

$$\ell_x^a = \ell_x^h + \ell_x^m$$

y las defunciones de ambos sexos de edad cumplida x son:

$$d_x^a = d_x^h + d_x^m = \ell_x^h q_x^h + \ell_x^m q_x^m = \ell_x^h \rho_x q_x^m + \ell_x^m q_x^m = (\ell_x^h \rho_x + \ell_x^m) q_x^m$$

de donde,

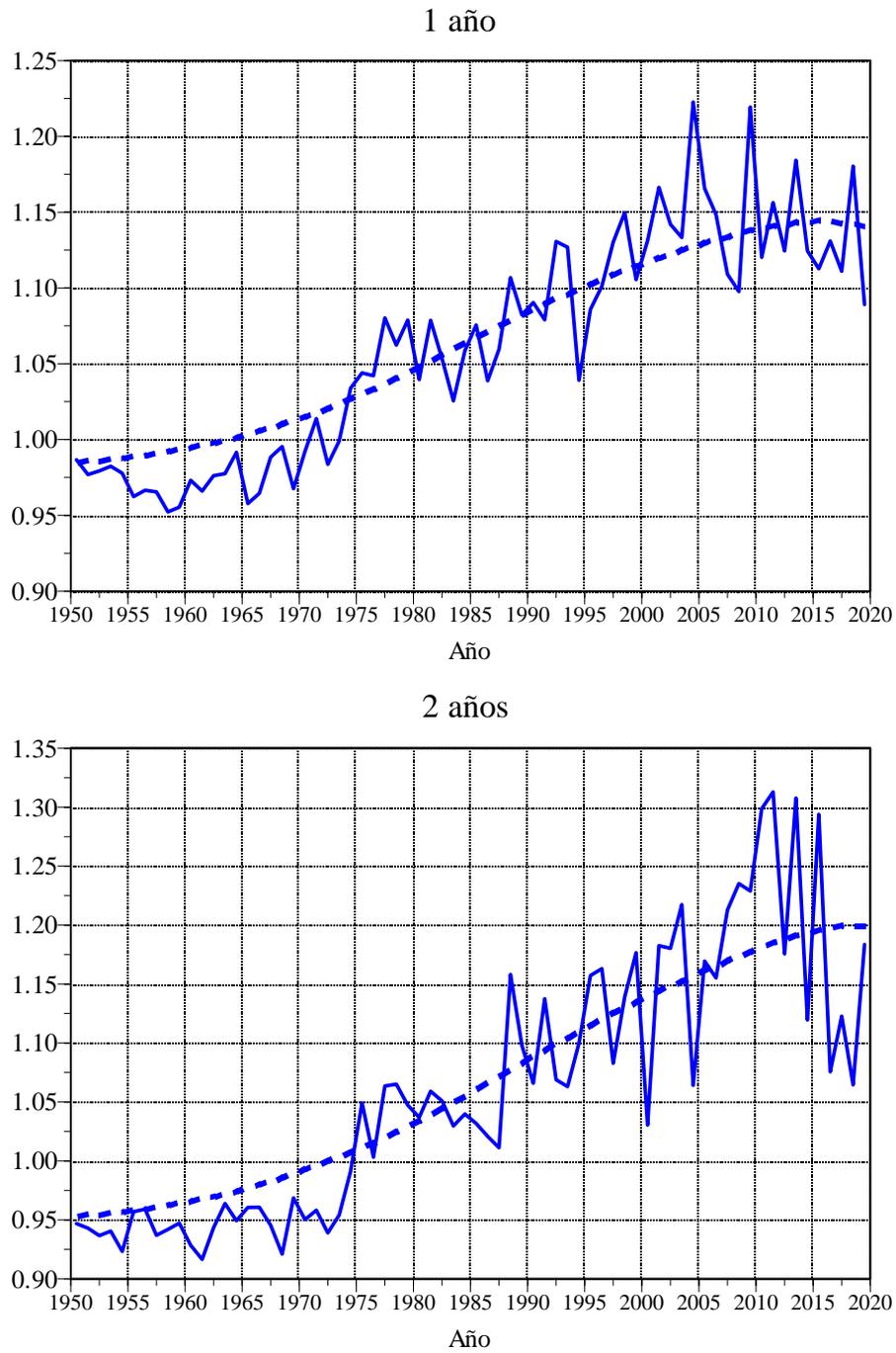
$$q_x^a = \frac{d_x^a}{\ell_x^a} = \frac{(\ell_x^h \rho_x + \ell_x^m) q_x^m}{\ell_x^h + \ell_x^m}$$

Dadas nuestras estimaciones de q_0 para cada sexo y $\ell_0^h = 1.04 \ell_0^m$, se tiene que $\ell_1^h = \ell_0^h (1 - q_0^h)$ y $\ell_1^m = \ell_0^m (1 - q_0^m)$. El proceso inicia con $x = 1$ y el valor q_1^a se obtiene como:

$$q_1^a = \frac{d_1^a}{\ell_1^a} = \frac{(\ell_1^h \rho_1 + \ell_1^m) q_1^m}{\ell_{1+}^h + \ell_1^m}$$

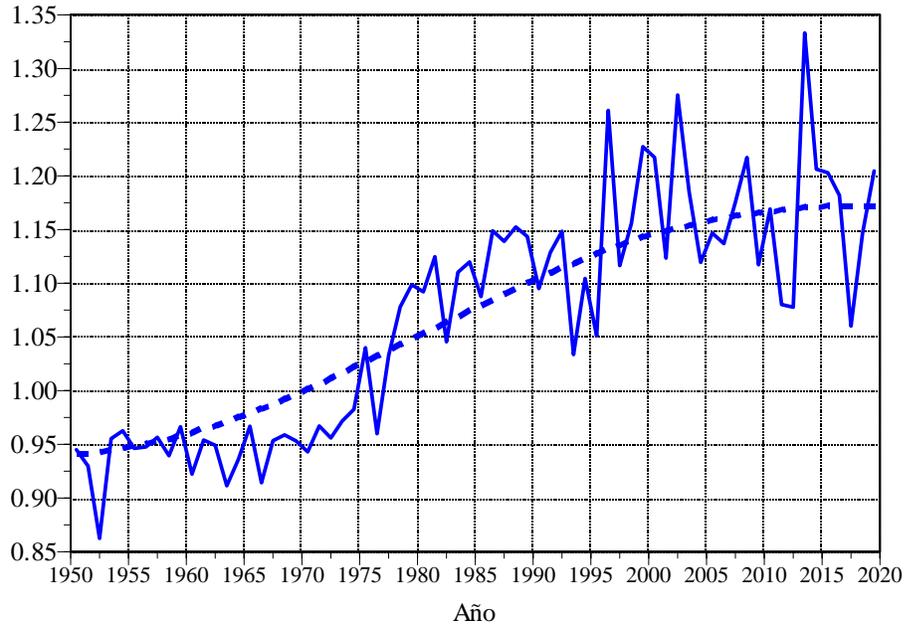
⁵Diversas inspecciones muestran que el mayor riesgo de fallecer en 1989 y 1990 es privativo sólo del primer año de vida.

Gráfica 2.6. Cociente de sobre mortalidad masculina en edades preescolares observado y suavizado, 1950-2019

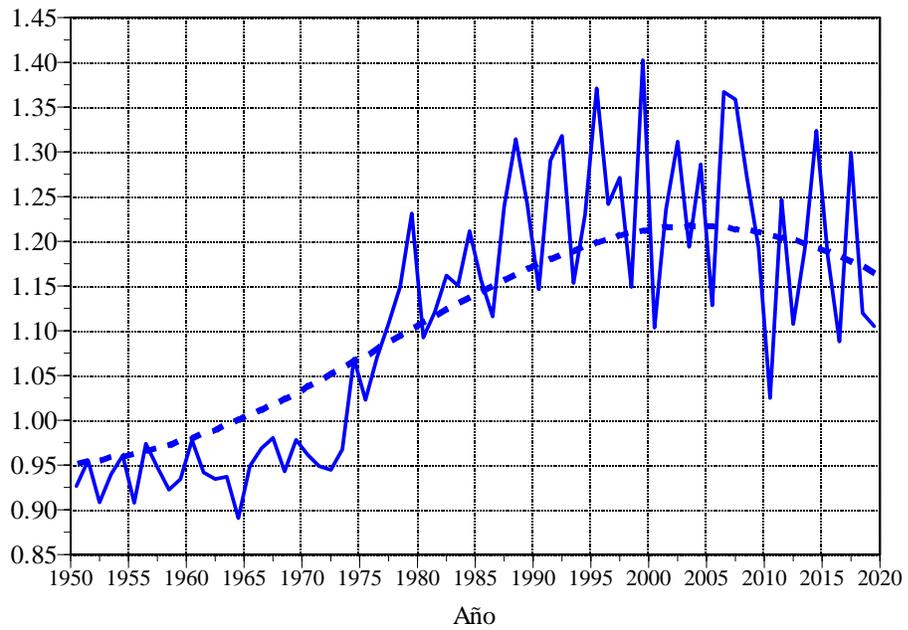


Gráfica 2.6.
(Concluye)

3 años



4 años



Fuente: Estadísticas vitales, 1950-2020.

donde q_1^h , q_1^m y ρ_1 provienen de la reconstrucción de cohortes en diagramas de Lexis. Una vez ajustadas las q_1 por sexo, se utilizan para calcular los supervivientes a la edad exacta 2, y el procedimiento se repite hasta que se estima la probabilidad de fallecer entre 4 y 5 años de edad exacta q_4 . La tendencia temporal de q_x^a para cada edad individual se suavizó mediante el procedimiento *lowess* con una ventana de 20% de las observaciones para cada una de las cuatro edades. Los valores originales y suavizados se reproducen en la gráfica 2.7.

Despejando en la ecuación anterior:

$$q_x^m = \frac{(\ell_x^h + \ell_x^m) q_x^a}{\ell_x^h \rho_x + \ell_x^m}$$

Sea $\gamma_x = \ell_x^h / \ell_x^m$ la proporción de masculinidad de los supervivientes a la edad exacta x , con lo cual, al dividir numerador y denominador de la ecuación anterior por ℓ_x^m :

$$q_x^m = \frac{(1 + \gamma_x) q_x^a}{1 + \gamma_x \rho_x} \quad (2.4)$$

La probabilidad de fallecer masculina se obtiene directamente como $q_x^h = \rho_x q_x^m$. La tendencia de la probabilidad ${}_4q_1$, de fallecer entre 1 y 5 años de edad para quien sobrevivió al primer año de vida, obtenida de esa manera, se presenta en la gráfica 2.8, y la probabilidad total junto con la desprendida de las historias de embarazos suavizada (panel inferior de la gráfica 2.5) en la gráfica 2.9. Con base en la inspección visual de la gráfica 2.9, retuvimos las probabilidades ${}_4q_1$ de las historias de embarazos de todo el periodo 1950–2019, y las separamos por edad individual y sexo con las suavizaciones de la gráficas 2.6 y 2.7. Esto se hizo asignando un factor proporcional igual para las cuatro edades. Si ${}_4p_1$ es la probabilidad de supervivencia de la reconstrucción de cohortes y ${}_4\hat{p}_1$ la suavizada de las historias de embarazos, se toma la raíz cuarta de cociente:

$$r = \sqrt[4]{\hat{p}_1 / {}_4p_1}$$

y se multiplica cada probabilidad de la reconstrucción p_x por ese factor:

$$\hat{p}_x = r p_x \quad x = 1, 2, 3, 4$$

Por la ecuación (2.3):

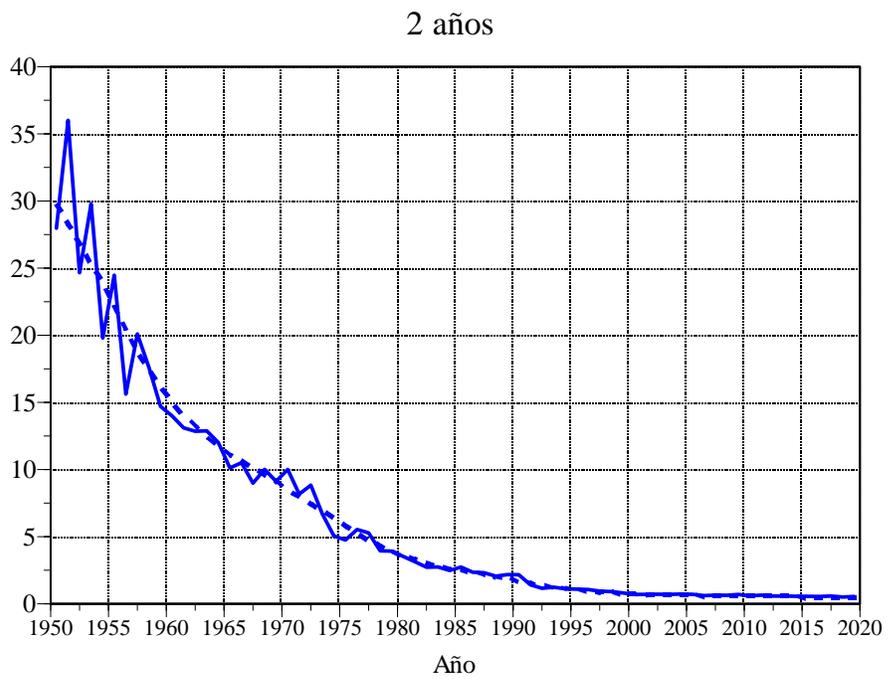
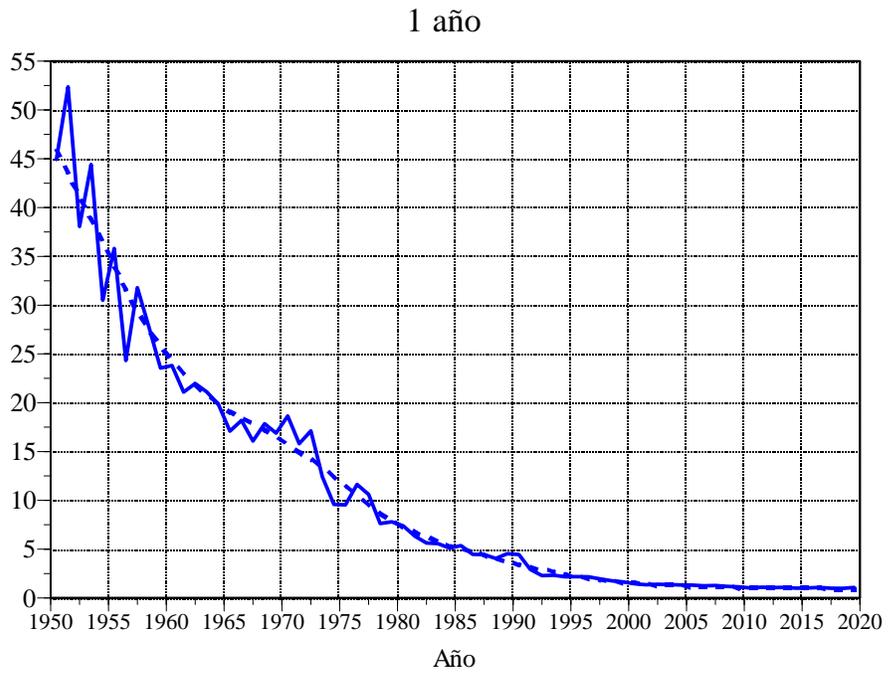
$$\hat{p}_1 \hat{p}_2 \hat{p}_3 \hat{p}_4 = r^4 p_1 p_2 p_3 p_4 = r^4 {}_4p_1 = {}_4\hat{p}_1$$

y finalmente:

$$\hat{q}_x = 1 - \hat{p}_x = 1 - r p_x \quad x = 1, 2, 3, 4$$

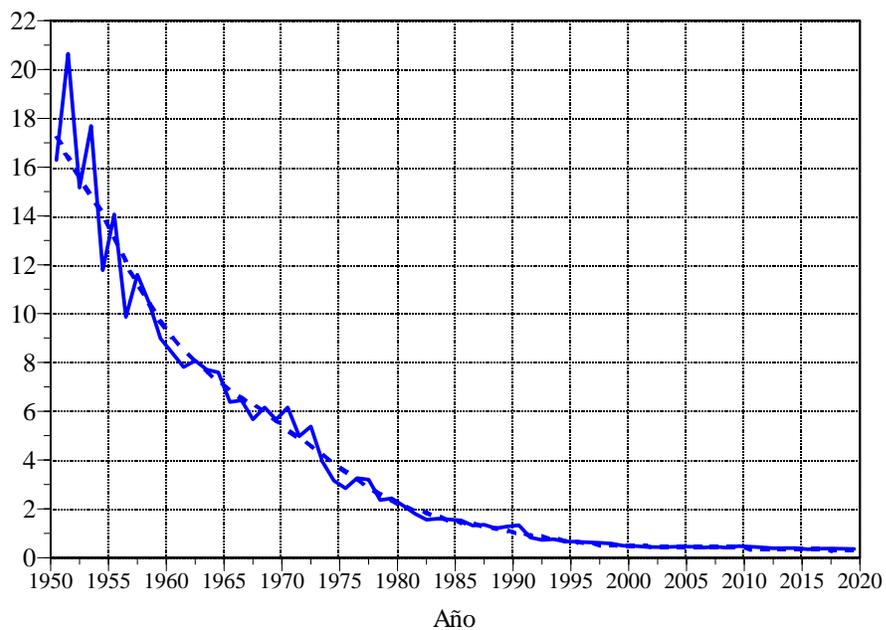
El cociente de sobremortalidad masculina ${}_4\rho_1$ deducido de la reconstrucción de cohortes no requiere suavización adicional, ya que retiene las suavizaciones específicas de las edades simples del periodo preescolar, como se puede ver en la gráfica 2.10, donde se compara con el que se hubiera tenido si no se hubieran suavizado los cocientes ρ_x con el procedimiento *lowess* (gráfica 2.6). Las estimaciones definitivas por sexo se presentan en la gráfica 2.11.

Gráfica 2.7. Probabilidad de fallecer total en edades preescolares observada y suavizada, 1950-2019 (Por mil)

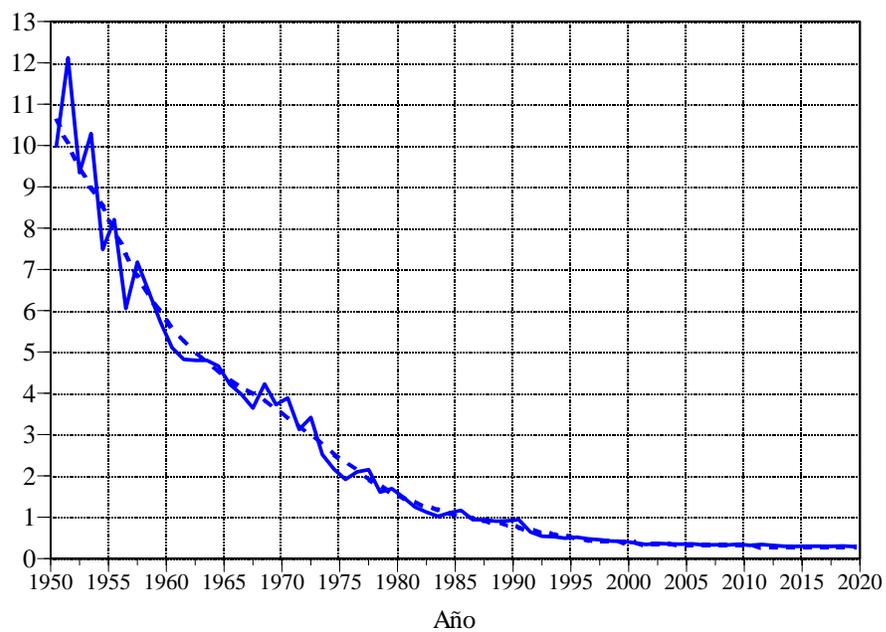


Gráfica 2.7.
(Concluye)

3 años

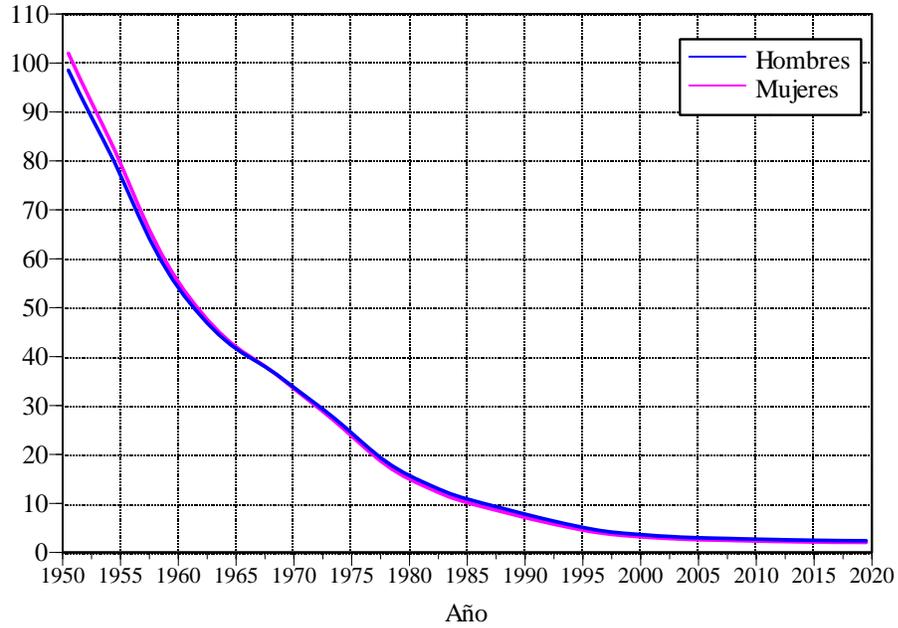


4 años



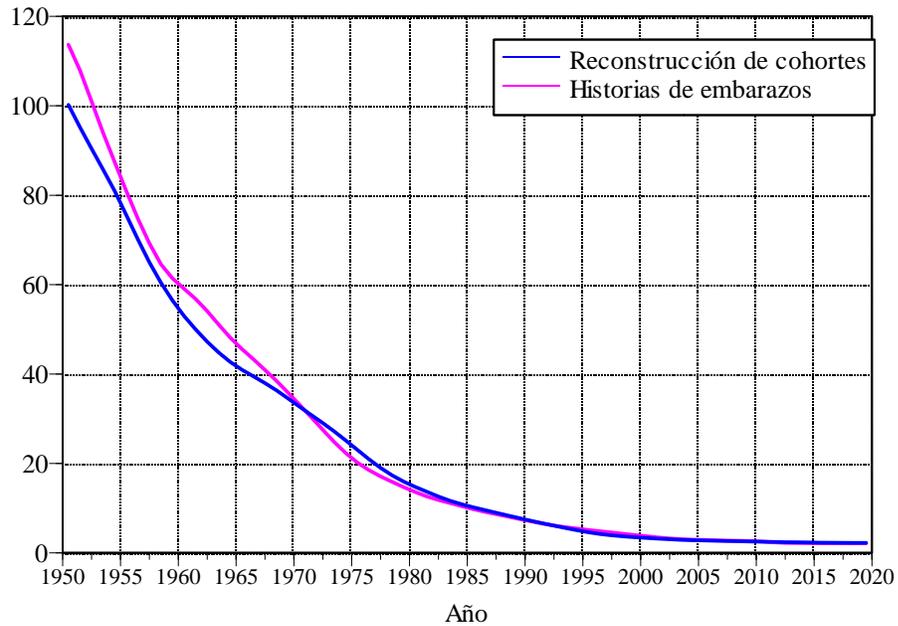
Fuente: Censos y conteos de población y estadísticas vitales, 1950-2020.

Gráfica 2.8. Probabilidad de mortalidad preescolar mediante reconstrucción de cohortes por sexo, 1950-2019
(Por mil supervivientes de un año de edad)



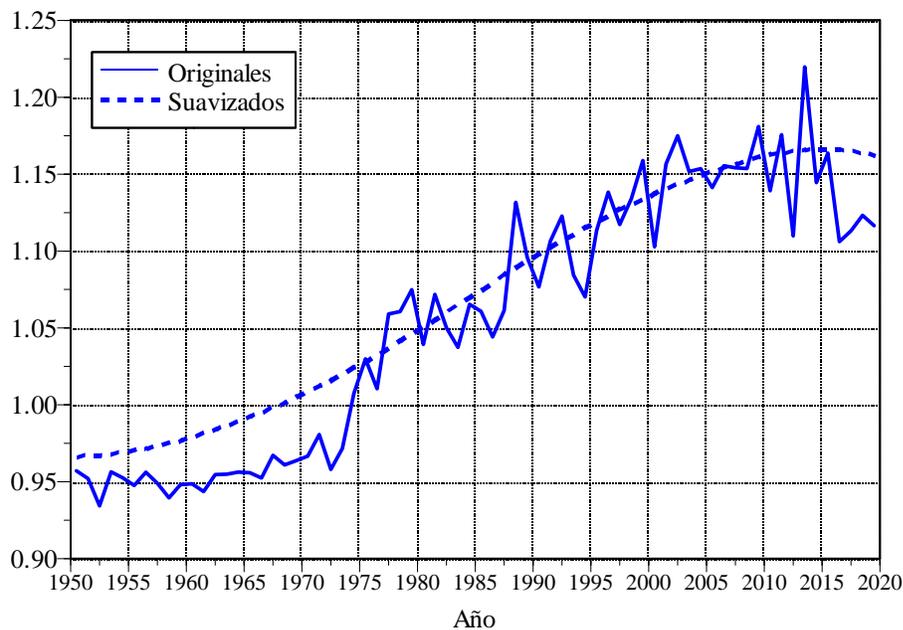
Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales de 1945 a 2019.

Gráfica 2.9. Probabilidad de mortalidad preescolar de reconstrucción de cohortes e historias de embarazos por sexo, 1950-2019
(Por mil supervivientes de un año de edad)



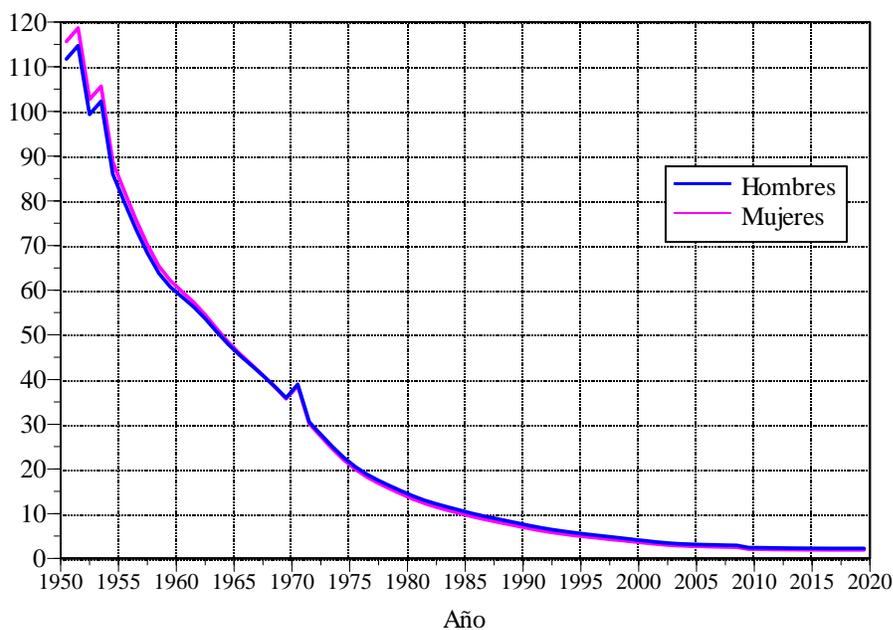
Fuente: Gráficas 2.5, 2.7 y 2.8.

Gráfica 2.10. Cocientes de sobremortalidad preescolar masculina global derivados de la reconstrucción de cohortes con cocientes originales y con suavizados para cada edad del intervalo, 1950-2019



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales de 1945 a 2019.

Gráfica 2.11. Probabilidad de mortalidad preescolar estimada por sexo, 1950-2019
(Por mil supervivientes de un año de edad)



Fuente: Gráficas 2.9 y 2.10.

2.2 La mortalidad a partir de 5 años de edad

Denotemos por $D_x(t)$ a las defunciones de edad cumplida x ocurridas durante el año t captadas por el registro civil y por $P_x(t)$ a la población de edad x a mediados del año t . Supongamos que ambas tienen grados de cobertura $\delta_x(t)$ y $\pi_x(t)$, respectivamente, con respecto a las defunciones realmente ocurridas $\widehat{D}_x(t)$ y a la verdadera población residente $\widehat{P}_x(t)$:

$$\delta_x(t) = \frac{D_x(t)}{\widehat{D}_x(t)} \quad \text{y} \quad \pi_x(t) = \frac{P_x(t)}{\widehat{P}_x(t)}$$

Si introducimos estos factores en las *verdaderas* tasas de mortalidad, se tiene que:

$$\widehat{M}_x(t) = \frac{\widehat{D}_x(t)}{\widehat{P}_x(t)} = \frac{D_x(t)/\delta_x(t)}{P_x(t)/\pi_x(t)} = \frac{\pi_x(t) D_x(t)}{\delta_x(t) P_x(t)} = \frac{1}{k_x(t)} M_x(t) \quad (2.5)$$

donde $k_x(t) = \delta_x(t)/\pi_x(t)$ es la cobertura relativa de las defunciones con respecto a la población censada y $M_x(t) = D_x(t)/P_x(t)$ es la tasa de mortalidad *registrada*.

No es posible determinar por separado los valores de $\delta_x(t)$ y $\pi_x(t)$, pues dado que el nivel de la mortalidad está determinado más por el nivel de desarrollo alcanzado en una sociedad —más igualitaria y con menos privaciones— y el avance de la medicina, que por el tamaño de la población, ambos grados de cobertura están simultáneamente vinculados. En la práctica, una vez determinados los factores $k_x(t)$ mediante los modelos descritos a continuación, y $\pi_x(t)$ que resulta de la conciliación demográfica (capítulo 5), donde interviene la mortalidad corregida por $k_x(t)$, $\delta_x(t)$ se obtiene directamente como el producto $\delta_x(t) = k_x(t) \pi_x(t)$.

Consideremos las distribuciones relativas de la población y de las defunciones a partir de la edad a :

$$c_{x,a}(t) = \frac{P_x(t)}{P_{a+}(t)} \quad \text{y} \quad \theta_{x,a}(t) = \frac{D_x(t)}{D_{a+}(t)}$$

con

$$\sum_{x=a}^{\omega-1} c_{x,a}(t) = 1 \quad \text{y} \quad \sum_{x=a}^{\omega-1} \theta_{x,a}(t) = 1$$

donde ω es el límite de la vida humana, es decir, una edad extrema avanzada a la cual nadie sobrevive (aquí adoptamos 110 años), y $a+$ se refiere a las edades a años o más. Si incorporamos las estructuras por edad de poblaciones y defunciones en vez de la tasa registrada en la ecuación (2.5) se tiene:

$$\widehat{M}_x(t) = \frac{1}{k_x(t)} \frac{D_{a+}(t) \theta_{x,a}(t)}{P_{a+}(t) c_{x,a}(t)} \quad (2.6)$$

Se puede ver que el patrón por edad de la tasa corregida depende casi totalmente de las composiciones etarias de las defunciones y de la población, mientras que su nivel se encuentra estrechamente relacionado con la cobertura relativa de las defunciones con respecto a la población censada ($k_x(t)$) y la tasa de mortalidad registrada para a años o más de edad

($M_{a+}(t) = D_{a+}(t)/P_{a+}(t)$). Si las distribuciones por edad de las defunciones y la población son consistentes entre sí —digamos que la pauta etaria de las tasas registradas es adecuada—, es razonable suponer que el factor de cobertura relativa sea el mismo para todas las edades, pero diferente en el tiempo, es decir, $k_x(t) = k(t)$ para toda x . Y ese factor corrige las tasas de mortalidad para cada edad a partir de a años.

Antes de pasar a aplicar los métodos que se presentan en el Anexo B para estimar el factor $k(t)$, corregimos la mala declaración de la edad en las defunciones del registro civil y en las poblaciones de censos y conteos de población.

2.2.1 La corrección de la mala declaración de la edad de las defunciones

Con el fin de preservar los cambios en la estructura por edad de las defunciones, originados en la modificación temporal del patrón de causas de muerte, se optó por suavizar la composición etaria —por edad desplegada— de los decesos del conjunto del país con el procedimiento *lowess*. Con base en la inspección visual de distintas suavizaciones, se tomó el ajuste de la manera siguiente:

1. De 1930 a 1985 con 10% de las observaciones de 3 a 18 años, 20% de 22 a 109, e interpolación geométrica de 19 a 21 años con los valores suavizados de 18 y 22 años.
2. De 1986 a 1999 con 10% de las observaciones de 3 a 18 años, 15% de 22 a 109, e interpolación geométrica de 19 a 21 años con los valores suavizados de 18 y 22 años.
3. De 2000 a 2019 con 10% de las observaciones de todo el rango de edades.
4. Se retuvieron las defunciones registradas de uno y dos años de edad.

Para el ajuste de la estructura por edad de las poblaciones, como se verá en el apartado siguiente, se adoptó un modelo aditivo-doble multiplicativo para el logaritmo de las defunciones suavizadas —digamos $Y_x(t) = \ln \{D_x(t)\}$ — de 1930 a 2019:

$$\widehat{Y}_x(t) = \alpha_x + A_t + \beta_x^{(1)} B_t^{(1)} + \beta_x^{(2)} B_t^{(2)} \quad (2.7)$$

donde α_x corresponde a una pauta estándar o típica del patrón por edad de las defunciones a lo largo del periodo de 90 años; A_t se relaciona con el monto anual de las defunciones; $\beta_x^{(1)}$ expresa la razón de cambio de la composición etaria con respecto al tiempo (primera derivada), que se ve afectada —de manera multiplicativa— por un parámetro de tendencia temporal $B_t^{(1)}$; $\beta_x^{(2)}$ es la aceleración en la variación de la estructura por edad (segunda derivada) asociada al parámetro de cambio temporal $B_t^{(2)}$; y γ_{t-x} son los efectos cohorte, que se asocian al tamaño de la generación nacida en el año $t-x$. Los parámetros se estimaron con un procedimiento mínimo cuadrático (Wilmoth, 1989), basado en la descomposición de valores singulares del arreglo bivariado edad y tiempo de las defunciones.

El concepto de efectos cohorte se puede entender mejor a través de la forma de calcularlos. Consideremos la estimación del modelo aditivo-doble multiplicativo, de tal manera que los valores ajustados son:

$$\widehat{Y}_x(t) = \alpha_x + A_t + \beta_x^{(1)} B_t^{(1)} + \beta_x^{(2)} B_t^{(2)}$$

de donde, los residuos del modelo son:

$$\varepsilon_x(t) = \ln \{D_x(t)\} - \widehat{Y}_x(t)$$

cuyo comportamiento por edad y año calendario, para el conjunto de las defunciones de ambos sexos, se presenta en la gráfica 2.12.

Debido a que el tiempo avanza hacia la derecha y la edad hacia abajo, cualquiera de las diagonales representa la historia de una generación o cohorte particular. Por ejemplo, las defunciones ocurridas de edad 30 en 1930 corresponden a los originarios de 1900, de 31 años en 1931 a la misma generación así como quienes fallecieron a los 100 años (último renglón) en 2000. Los residuos han sido agrupados en cinco categorías: las celdas de color verde fuerte corresponden a los más positivos (las defunciones registradas superan por mucho a las estimadas con el modelo aditivo-doble multiplicativo) y verde débil a los menos positivos; las amarillas representan a los residuos cercanos a cero; las rojas a residuos muy negativos (los valores estimados exceden por mucho a los registrados); y las anaranjadas (en la gráfica 2.13) a los menos negativos.

Se advierte, por ejemplo, que las generaciones 1900 y 1910 deben haber sido muy numerosas, ya que en casi todos los años superan significativamente a las estimadas con el modelo; en cambio, si nos subimos un poco, vemos varias generaciones, nacidas durante la Revolución Mexicana (1910–1921), con residuos marcadamente negativos, indicando que las cohortes originarias de los años de la conflagración son reducidas en comparación con las demás. Los efectos cohorte para cada generación se tomaron como la media aritmética simple de los residuos de cada cohorte (de cada diagonal). Una vez estimados los efectos cohorte, se estimó el modelo aditivo doble-multiplicativo como:

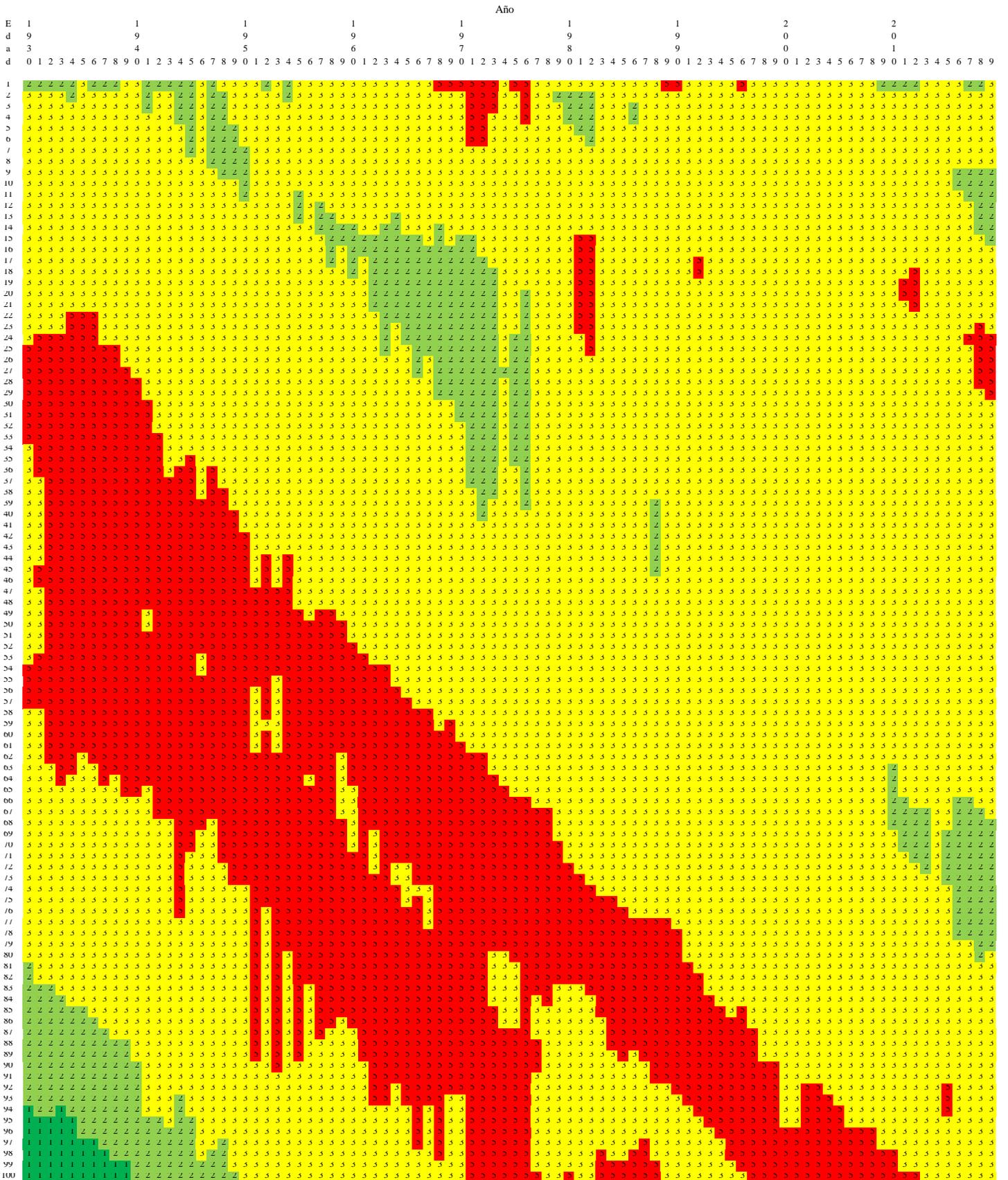
$$\ln \{D_x(t)\} - \widehat{\gamma}_{t-x} = \alpha_x + A_t + \beta_x^{(1)} B_t^{(1)} + \beta_x^{(2)} B_t^{(2)}$$

y con los nuevos residuos $\left(\ln \{D_x(t)\} - \widehat{Y}_x(t)\right)$ se volvieron a estimar los efectos cohorte. El procedimiento para estimar (2.7) se hizo de manera iterativa hasta que los efectos cohorte γ_{t-x} se estabilizaron. El comportamiento de los residuos después de 25 iteraciones se reproduce en la gráfica 2.13.

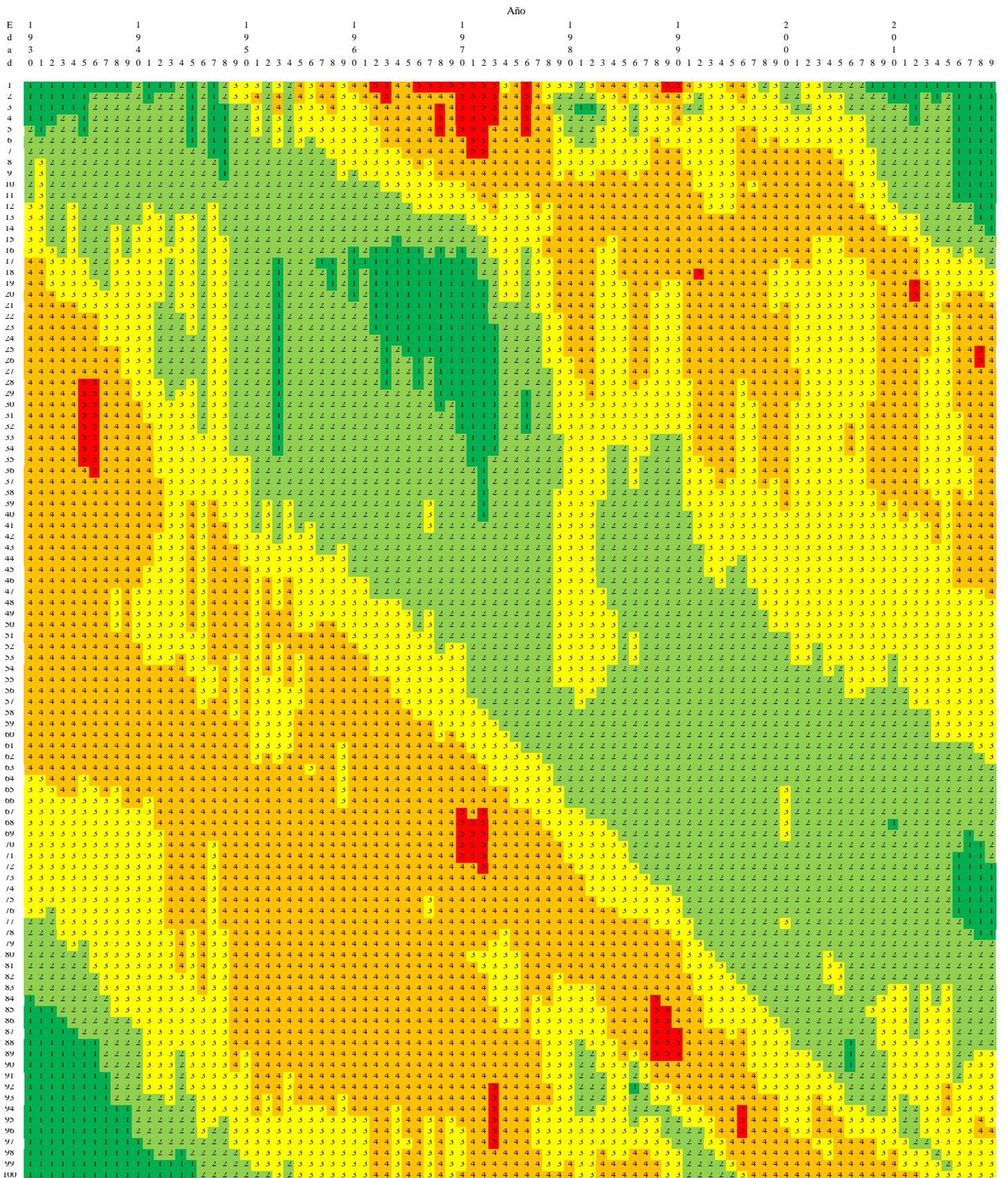
El modelo (2.7) se probó con las defunciones de tres intervalos de edad: 1 a 109, 3 a 109 y 5 a 109 años. Dada la estructura de la serie de defunciones, por ejemplo, en el caso de 1 a 109 años, cada una de las 198 generaciones involucradas (1821–2018) puede aparecer desde solo una vez (la generación de 1821 cuando tenía 109 años en 1930 o la generación de 2018 con 1 año en 2019) hasta 90 veces (las cohortes nacidas de 1910 a 1929).

En la gráfica 2.14 se advierte una diferencia mínima entre los factores proporcionales $\exp \{\gamma_{t-x}\}$ de los tres intervalos. Con el fin de retener la mayor cantidad de efectos cohorte, se adoptó el modelo que involucra a los decesos de 1 a 109 años.

Gráfica 2.12 Residuos del modelo aditivo-doble multiplicativo aplicado al logaritmo de las defunciones suavizadas por edad, 1930-2019



Gráfica 2.13 Residuos del modelo aditivo-doble multiplicativo, después de 25 iteraciones, aplicado al logaritmo de las defunciones suavizadas



El modelo (2.7) se obtuvo para cada sexo por separado; la tendencia temporal de los efectos cohorte se reproduce en la gráfica 2.15.⁶ Se advierte un distanciamiento menor en las generaciones nacidas a partir de 1840, excepto en el decenio alrededor de 1980 y a partir de 2008. Con el fin de no introducir sesgos en las estimaciones posteriores, preferimos suponer que los efectos cohorte deducidos del total de muertes fueran iguales para ambos sexos. Se creyó conveniente remover algunas irregularidades en la tendencia temporal, lo cual se hizo con el procedimiento *lowess* y una ventana de 5% de las observaciones. Los valores originales y los ajustados se muestran en la gráfica 2.16.

2.2.2 La corrección de la mala declaración de la edad en la población

En las poblaciones censadas en México de 1950 a 2020 se observa una clara preferencia por los dígitos 0 y 5 en la declaración de la edad (cuadros 1.9 a 1.19) y, al igual que en las defunciones, se advierte que esa deficiencia ha disminuido de manera notable con el paso de los años. Si se extrajeran efectos cohorte de las trece enumeraciones (diez censos decenales de 1930 a 2020, los conteos de 1995 y 2005 y la encuesta de 2015) no serían confiables, toda vez que estarían determinados más por las preferencias de dígitos en la declaración de la edad, que por la declaración del año de nacimiento.

La preferencia de dígitos en la declaración de la edad de las poblaciones censales se corrigió con el algoritmo de promedios móviles sucesivos de Gray (1987). El autor parte de la idea que la preferencia o rechazo por una edad determinada se concentra en las diez edades alrededor de ella y la propia edad, por ejemplo, el intervalo de 15 a 25 años para la edad 20. El autor propone ponderar con 1/10 a las nueve edades centrales y con 1/20 a los dos extremos, de tal suerte que la suma de los once ponderadores es igual a la unidad.

Digamos que S^1 es la media móvil de las poblaciones censadas, S^2 la media móvil de la primera media móvil, S^3 de la segunda, etc. Gray demuestra que la operación:

$$Q_x^k = (k + 1)S^k - k S^{k+1} \quad (2.8)$$

es un estimador insesgado de la población, en el sentido que:

$$\sum_x Q_x^k = \sum_x P_x \quad \text{para } k \geq 1 \quad (2.9)$$

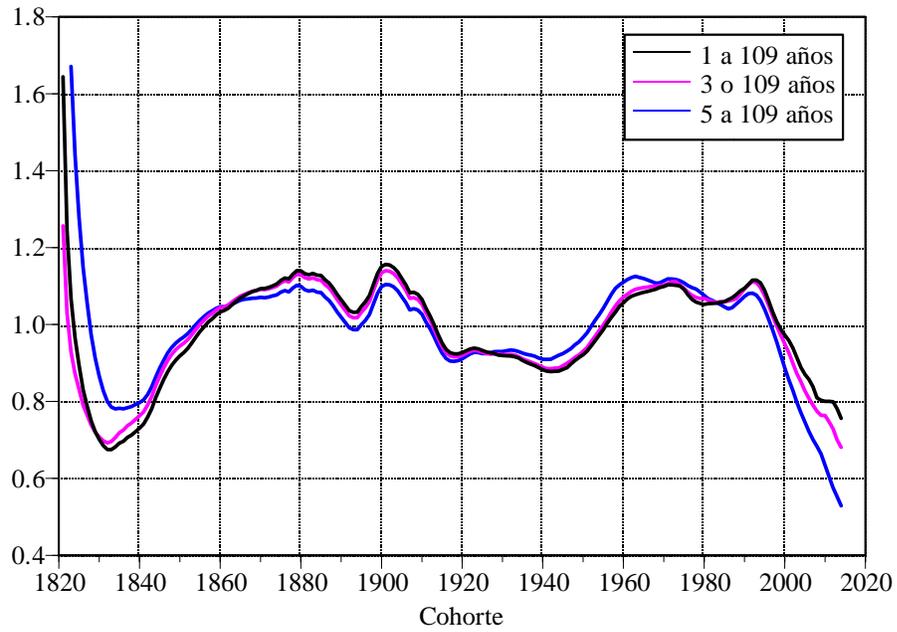
La aplicación del algoritmo de Gray presenta la restricción que cada media móvil sucesiva deja de lado la población de diez edades simples. Tomemos el intervalo completo de edades de 0 a 109 años. Para cualquier edad tenemos que:

$$S_x^1 = \frac{1}{10} \sum_{y=x-4}^{x+4} P_y + \frac{1}{20} [P_{x-5} + P_{x+5}]$$

Es claro que, la primera media móvil solo toma valores a partir de 5 años de edad, pues carece de sentido incluir edades negativas para calcular S_x^1 de 0 a 4 años. En las edades

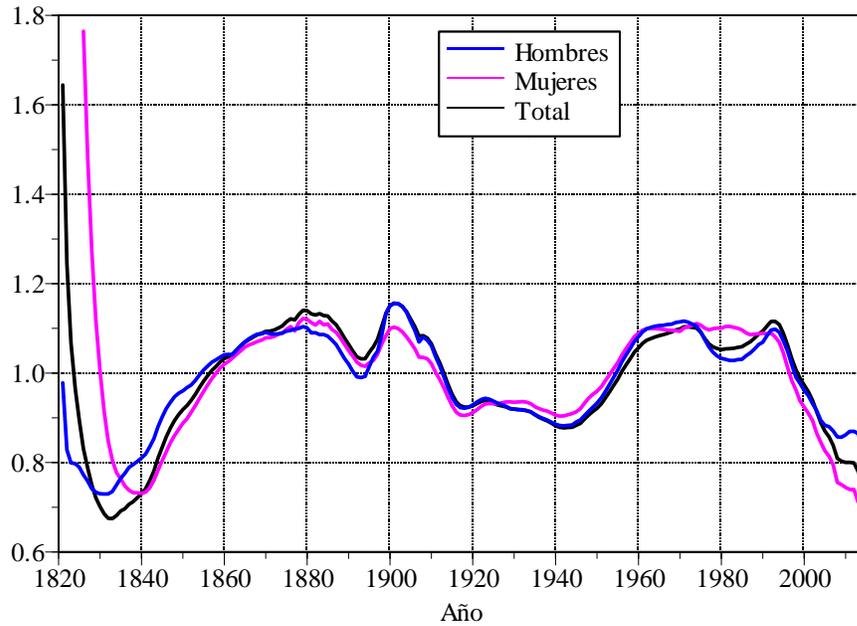
⁶Con el fin de tener mayor nitidez en la gráfica, suprimimos los efectos cohorte femeninos de 1821 a 1826, cuyos valores son: 9.625, 5.615, 3.801, 2.799 y 2.188, respectivamente.

Gráfica 2.14. Efectos cohorte para las generaciones 1821-2018 a partir de tres intervalos etarios de las defunciones registradas de 1930 a 2019



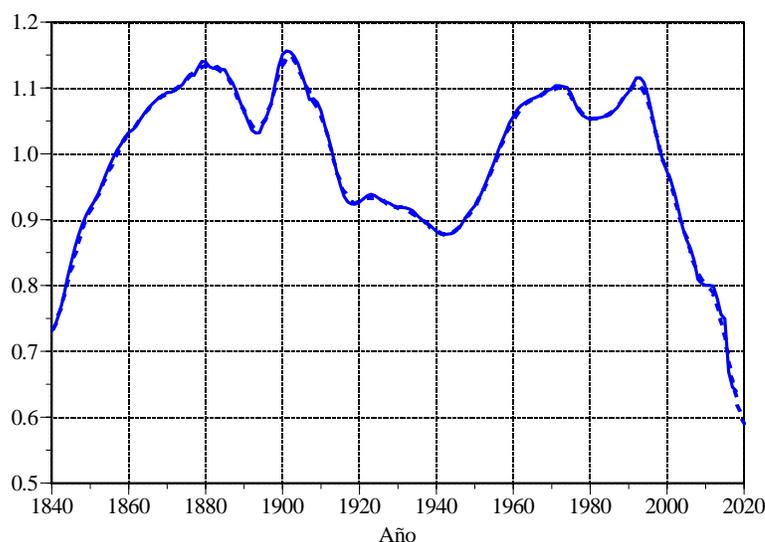
Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales de 1930 a 2019.

Gráfica 2.15. Efectos cohorte por sexo para las defunciones registradas de 1 a 109 años de edad, 1821-2018



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales de 1930 a 2019.

Gráfica 2.16. Efectos cohorte originales y suavizados para las defunciones registradas de un año o más de edad, 1840-2019



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales de 1930 a 2019.

extremas avanzadas, si bien se puede suponer que la población es cero a partir de 110 años, con el fin de evitar valores muy pequeños e incluso negativos entre 100 y 109 años, preferimos un procedimiento alternativo tanto para el inicio como para el final de la vida. Sean b y z la primera y última edades consideradas, respectivamente, y supongamos que $S_b^k = P_b$ y $S_z^k = P_z$ para toda k . Para las edades $b + 1$ a $b + 4$ tomamos la media móvil simple de b a $b + 2$, a $b + 4$, a $b + 6$ y a $b + 8$, respectivamente, y para las edades de $z - 4$ a $z - 1$, la media móvil de $z - 8$, de $z - 6$, de $z - 4$ y de $z - 2$ a z , respectivamente, para cada valor sucesivo de S_x^k .

La estimación se hizo para la población de 3 años o más de edad, ya que hay evidencia que la omisión censal de niñas y de niños, bien documentada en muchos países, se concentra en menores de 3 años en México.⁷ Así, el algoritmo de Gray lo llevamos a cabo de 3 (edad b) a 109 (edad z) años, incorporando nuestra propuesta para las primeras y últimas edades. La aplicación se hizo, como se dijo arriba, hasta la cuarta media móvil sucesiva, es decir, Q_x^3 en (2.8). El sesgo es menor, es decir, la diferencia es mínima entre ambos lados de (2.9).⁸

El procedimiento se hizo para cada entidad federativa y sexo por separado, para cada censo de 1950 a 2020, conteo de 1995 y 2005 y encuesta de 2015. Buscando evitar que el ajuste con el procedimiento de Gray pudiera cancelar afectaciones reales en la estructura etaria de

⁷En los censos de 1930 y 2010, por ejemplo, la población censada de 3 y 4 años (enumerada más correspondiente a las viviendas pendientes; véase capítulo 1) es mayor que la reconstruida en diagramas de Lexis con defunciones.

⁸Entre los hombres de 2010, por ejemplo, la población censada de 3 años o más fue 51'717,218 y la suma del ajuste con (2.8) de 51'689,685, es decir, una diferencia de sólo 27,533 varones, o una subestimación de 0.05% del total censado.

la población censada, antes de aplicar el algoritmo se descontaron los efectos cohorte para controlar esas posibles afectaciones, es decir, se tomó como población inicial a $P_x(t) e^{-\gamma_{t-x}}$. A la población suavizada se le agregaron los efectos cohorte $\tilde{P}_x(t) e^{\gamma_{t-x}}$, y la estructura por edad de la población resultante se proporcionó al total censado de 3 años o más de edad. En lo sucesivo denotamos por $P_x^{(g)}(t)$ a las poblaciones ajustadas de esta manera.

La inclusión de los efectos cohorte descansa en el siguiente criterio. Las verdaderas tasas de mortalidad por edad en un año determinado solo dependen de la incidencia del fenómeno y no del tamaño de las generaciones expuestas al riesgo. Debido a que es a través de esas tasas que se relacionan la población y las defunciones por edad ($D_x(t) = P_x(t) M_x(t)$), es plausible suponer que los efectos cohorte extraídos de las defunciones sean los mismos que para la población. El total de habitantes del país se obtuvo como la suma de los residentes de las 32 entidades federativas.

A partir de aquí hacemos a un lado las poblaciones estatales, y solo retenemos a la población nacional. La información por entidad federativa se retoma a partir del capítulo 6.

En el Anexo B, al desarrollar el modelo general de crecimiento, se llega a la ecuación (B.34):

$$P_x(t) = N(a; t) \exp \{ - R_{x,a}(t) + \Lambda_{x,a}(t) \} L_x(t) / \ell_a(t) \quad (2.10)$$

donde $N(a; t)$ son las personas que alcanzan su aniversario a durante el año centrado en el momento t , $R_{x,a}(t)$ y $\Lambda_{x,a}(t)$ son las acumulaciones de las tasas específicas de crecimiento y migración neta internacional, respectivamente, de la edad exacta “ a ” a la edad cumplida x , de acuerdo con (B.35), y $L_x(t)$ son los años-persona vividos entre las edades exactas x y $x + 1$ y $\ell_a(t)$ los supervivientes a la edad exacta a , ambas funciones biométricas de la tabla de vida construida para el año centrado en t .

Debido a que no contamos con las tasas de crecimiento, de migración neta ni con la tabla de vida para cada año del periodo 1950–2020, pero si disponemos de la población y las defunciones en los años censales para construir tablas de mortalidad en esos años, buscamos ahí una función $\phi(x)$, que junto con los efectos cohorte asimilara a $N(a; t) \exp \{ - R_{x,a}(t) + \Lambda_{x,a}(t) \}$:⁹

$$P_x^{(g)}(t) = e^{\phi(x)} e^{\gamma_{t-x}} L_x(t) / \ell_a(t)$$

o bien, tomando logaritmo natural y despejando:

$$\phi(x) = \ln \{ P_x^{(g)}(t) \} - \gamma_{t-x} - \ln \{ L_x(t) / \ell_a(t) \} \quad (2.11)$$

Si consideramos solo a la población de 3 años o más de edad, con lo cual $a = 3$, encontramos una estrecha asociación lineal de $\phi(x)$ con respecto a la edad, como se puede ver en la gráfica 2.17 de 1950 a 1980 y de 10 a 15 años a partir de 1990.¹⁰ De acuerdo con la ecuación (2.10), es adecuado asimilar la ordenada al origen a $\ln \{ N(3; t) \}$ y se puede escribir la ecuación (2.11) como:

⁹Las tablas de mortalidad se obtuvieron de las tasas que resultan de dividir las defunciones ajustadas con el procedimiento *lowess* entre las poblaciones suavizadas $M_x(t) = \hat{D}_x(t) / P_x^{(g)}(t)$. Véase el Anexo D para el procedimiento de construcción de tablas de mortalidad utilizado en este trabajo.

¹⁰La recta de regresión se calculó con un método robusto (comando *rreg* de STATA, 1993).

Cuadro 2.1. Edades a partir de las cuales se sobrepone la pauta etaria estable por sexo, 1950-2020

Año	Hombres	Mujeres
1950	82	80
1960	87	85
1970	96	94
1980	94	93
1990	96	94
1995	94	94
2000	95	94
2005	99	97
2010	101	99
2015	103	104
2020	104	106

Fuente: Gráfica 2.17.

$$\ln \{N(3; t)\} - rx = \ln \{P_x^{(g)}(t)\} - \gamma_{t-x} - \ln \{L_x(t)/\ell_3(t)\}$$

o bien, tomando exponencial en ambos lados y despejando:

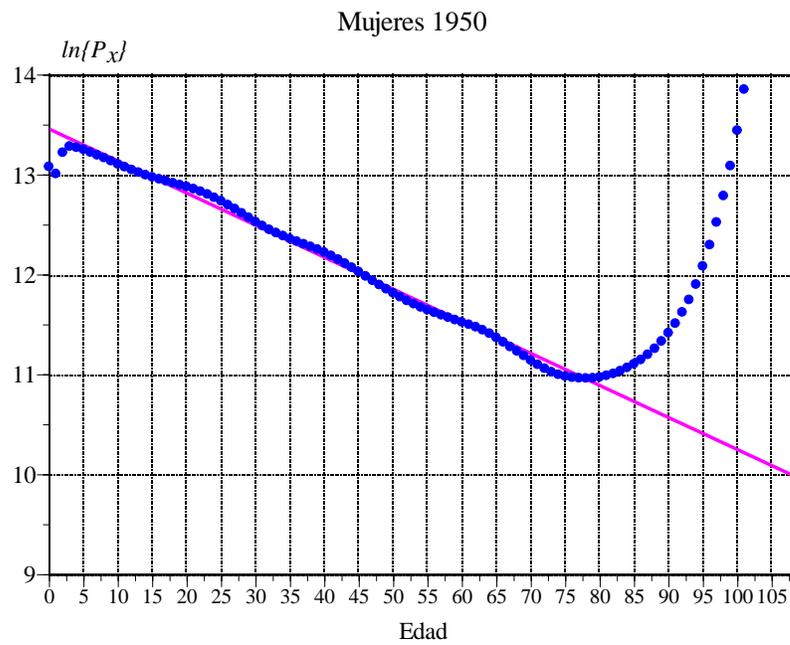
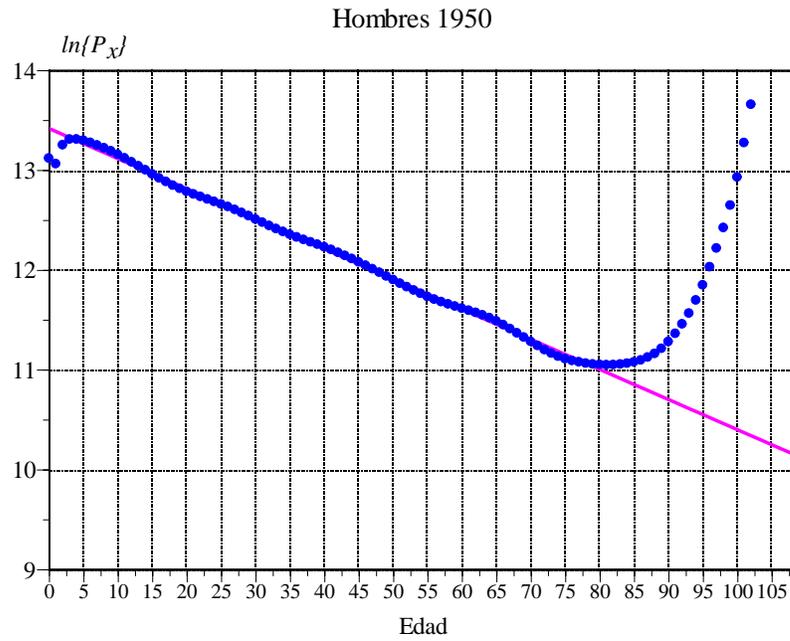
$$P_x^{(g)}(t)e^{-\gamma_{t-x}} = N(3, t)e^{-r\tilde{x}} \frac{L_x(t)}{\ell_3(t)}$$

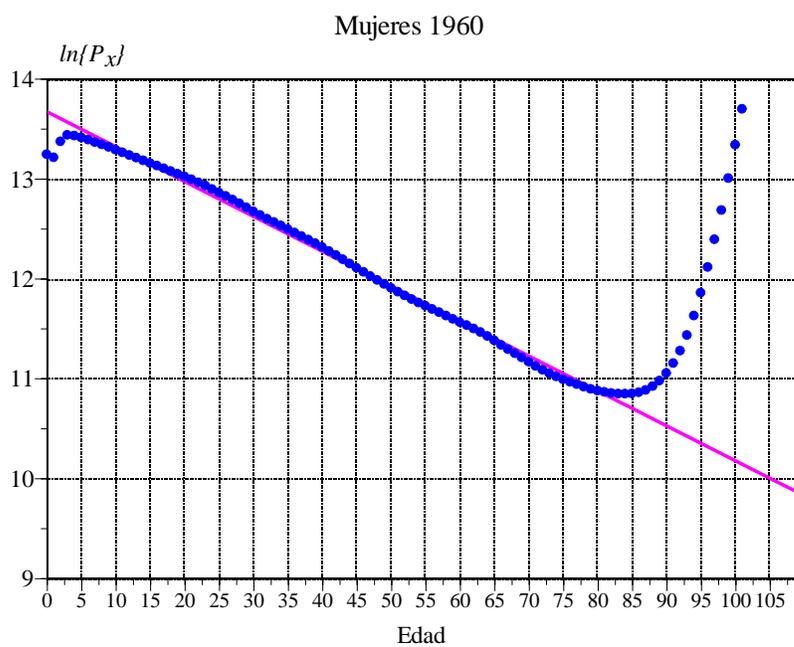
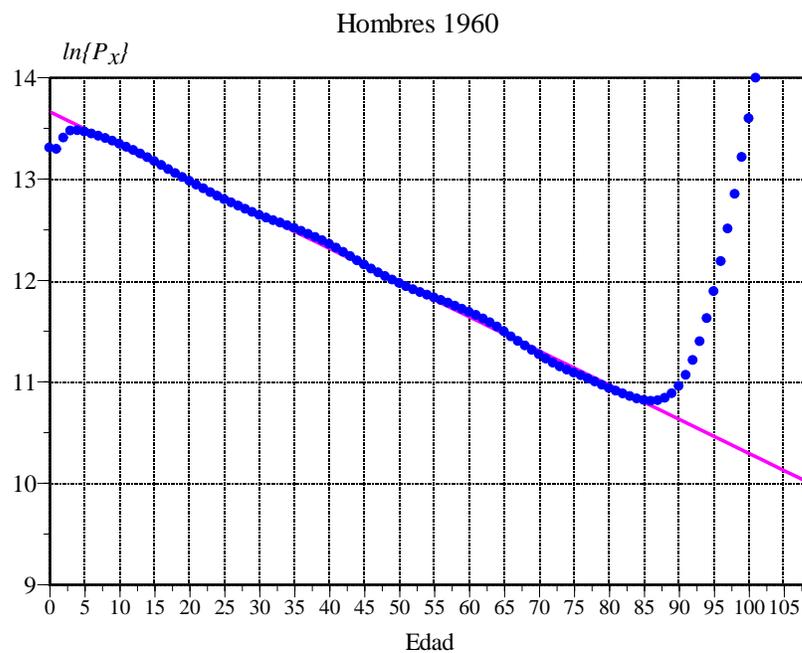
es decir, que la población ajustada por el método de Gray sin efectos cohorte se aproxima satisfactoriamente a la población estable asociada a la tabla de mortalidad del año alrededor de t , donde r es la tasa de crecimiento estable, es decir, la pendiente de la recta ajustada en los paneles de la gráfica 2.17. La población estimada es:

$$\widehat{P}_x(t) = N(3, t)e^{-r\tilde{x}} e^{\gamma_{t-x}} \frac{L_x(t)}{\ell_3(t)} \quad \text{para } x \geq 3 \quad (2.12)$$

La tendencia lineal indica que el mal reporte de la edad —principalmente la preferencia digital— en las enumeraciones poblacionales no afecta sustantivamente la composición etaria, excepto en las edades extremas avanzadas, donde se advierte una marcada exageración al declarar la edad, quizás proporcionada por un tercero más que por ego mismo. Con el fin de retener efectos reales en la estructura por edad, optamos por mantener la población suavizada con el algoritmo de Gray sobreponiendo los efectos cohorte, y sólo adicionar la recta de población estable en la vejez extrema, a partir de las edades que se muestran en el cuadro 2.1.

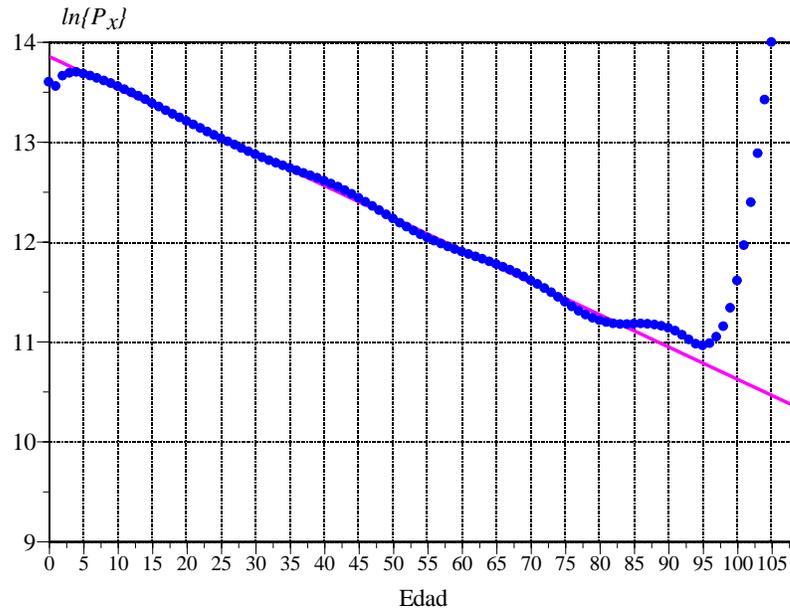
Gráfica 2.17. Población por edad y sexo y estable asociada 1950-2020



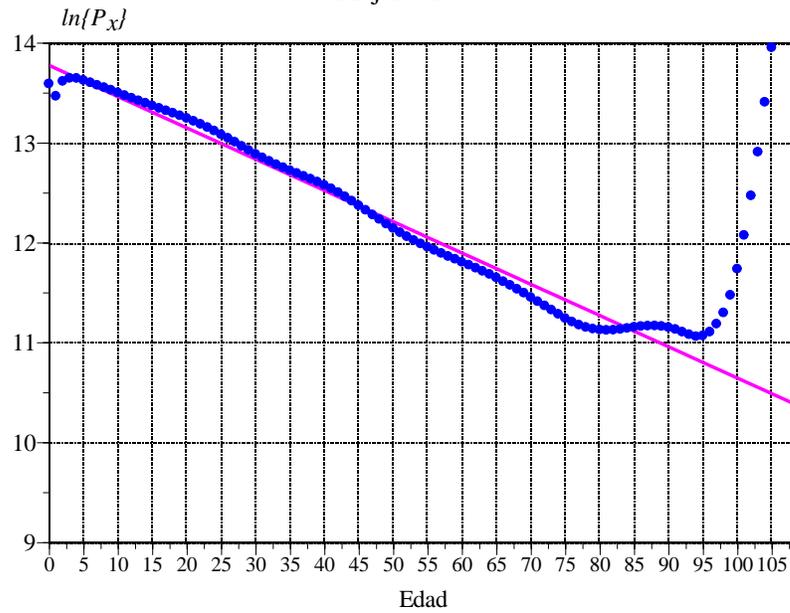
Gráfica 2.17.
(Continúa)

Gráfica 2.17.
(Continúa)

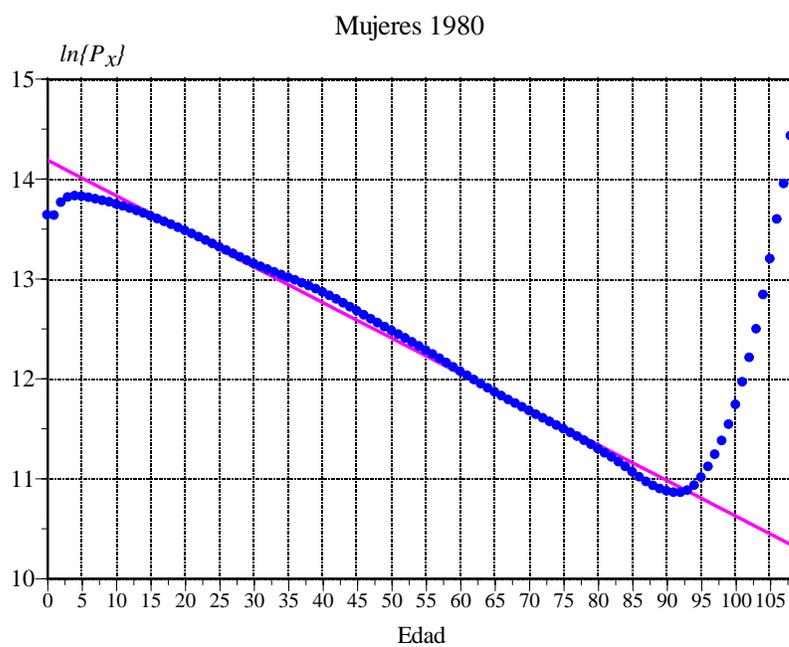
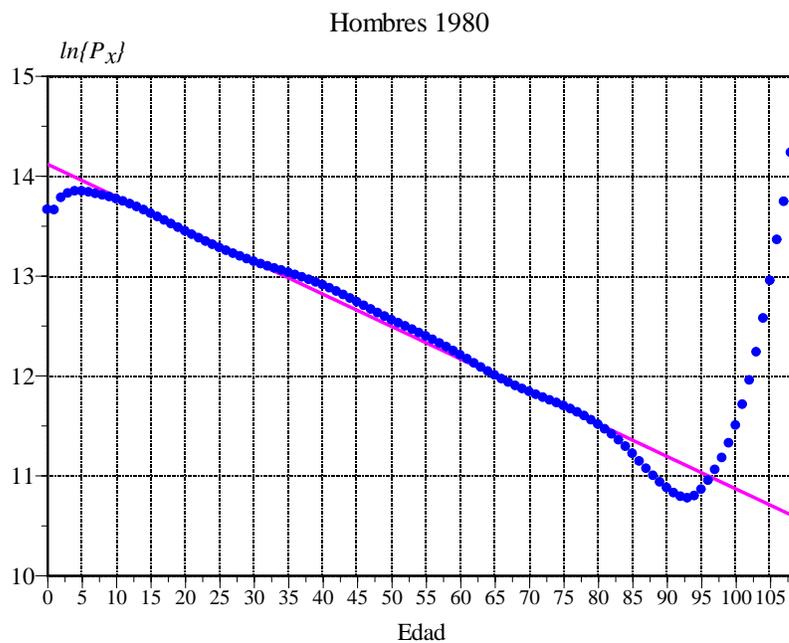
Hombres 1970



Mujeres 1970

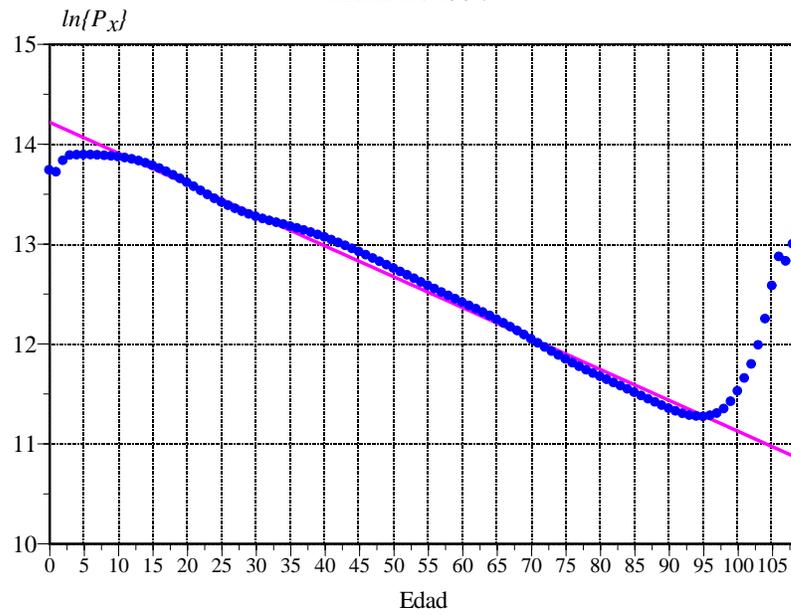


Gráfica 2.17.
(Continúa)

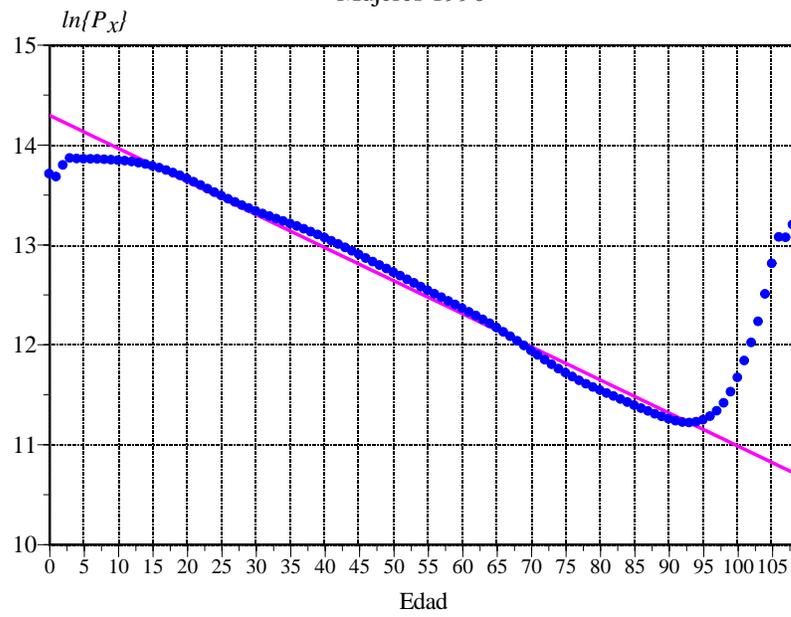


Gráfica 2.17.
(Continúa)

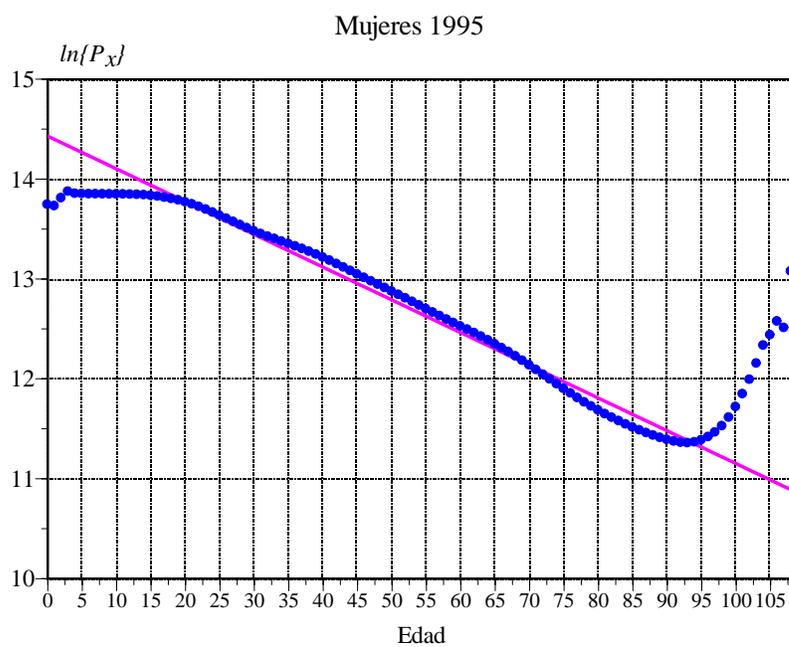
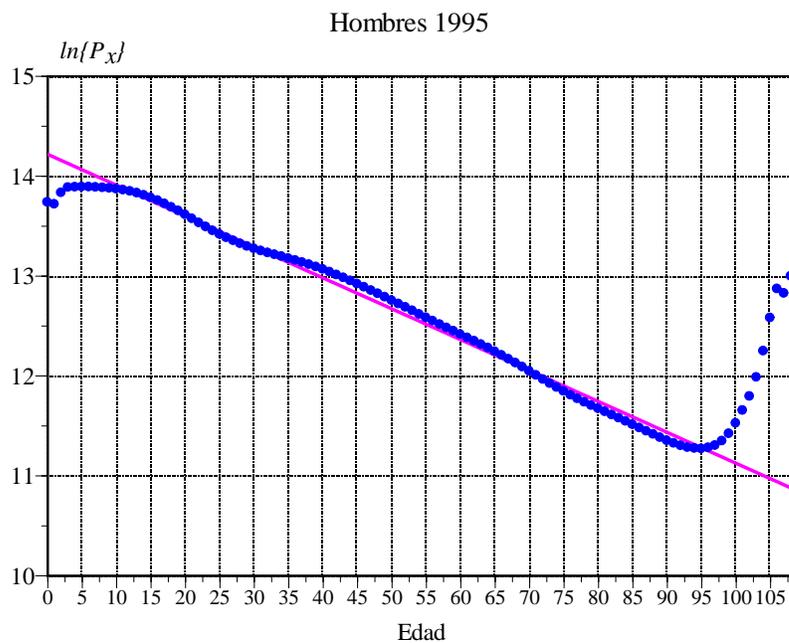
Hombres 1990



Mujeres 1990

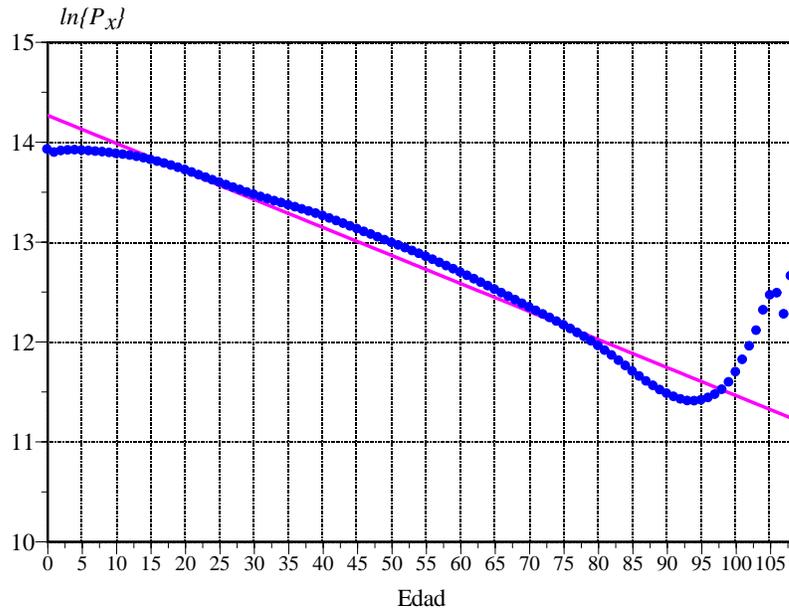


Gráfica 2.17.
(Continúa)

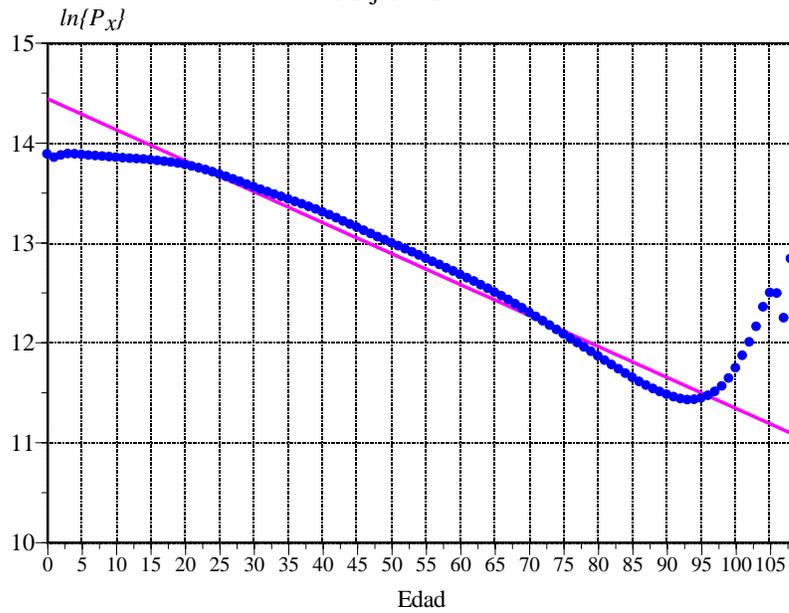


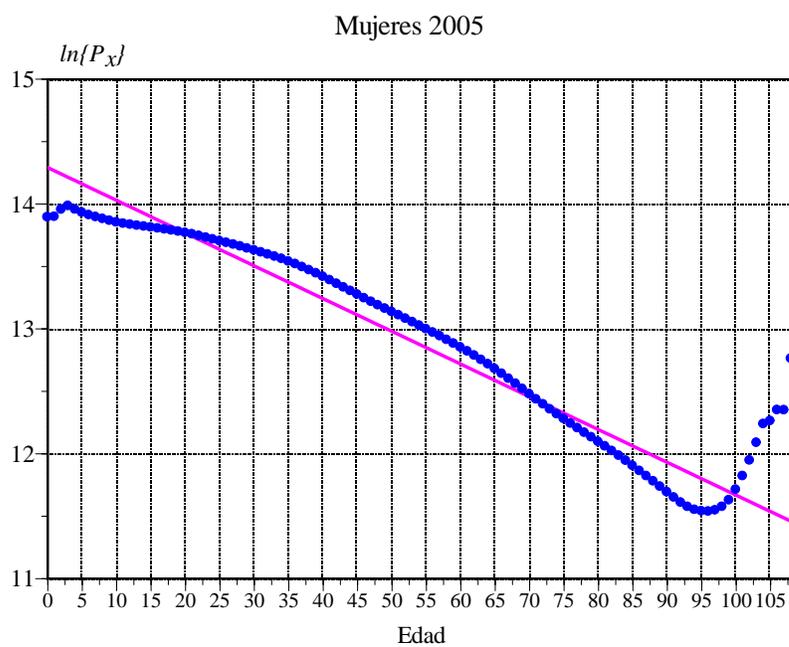
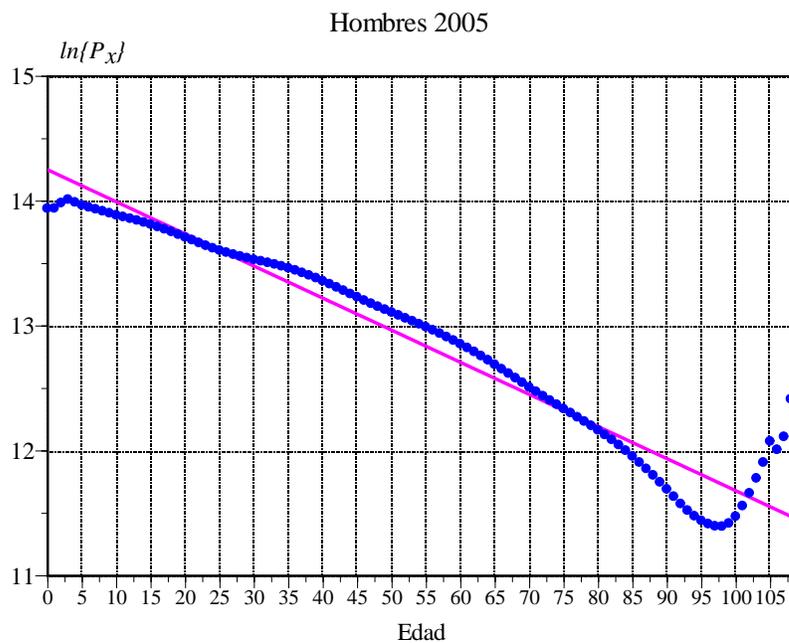
Gráfica 2.17.
(Continúa)

Hombres 2000



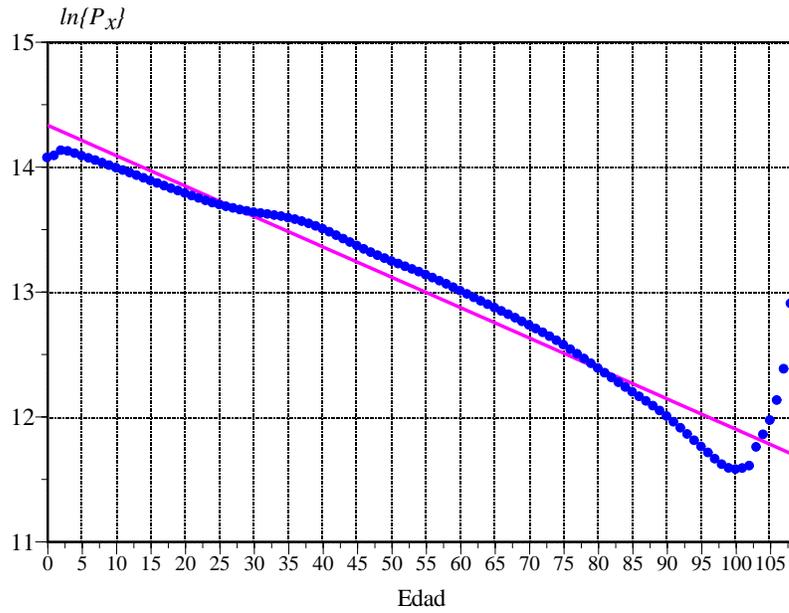
Mujeres 2000



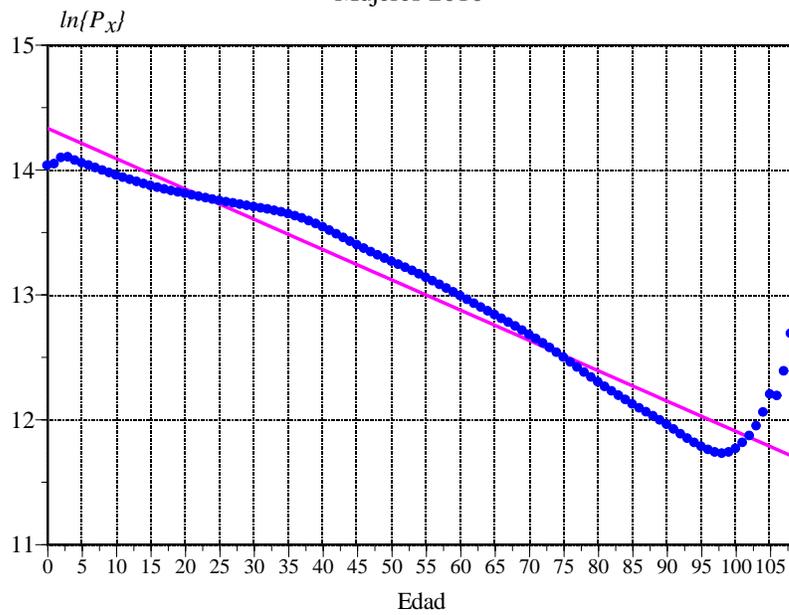
Gráfica 2.17.
(Continúa)

Gráfica 2.17.
(Continúa)

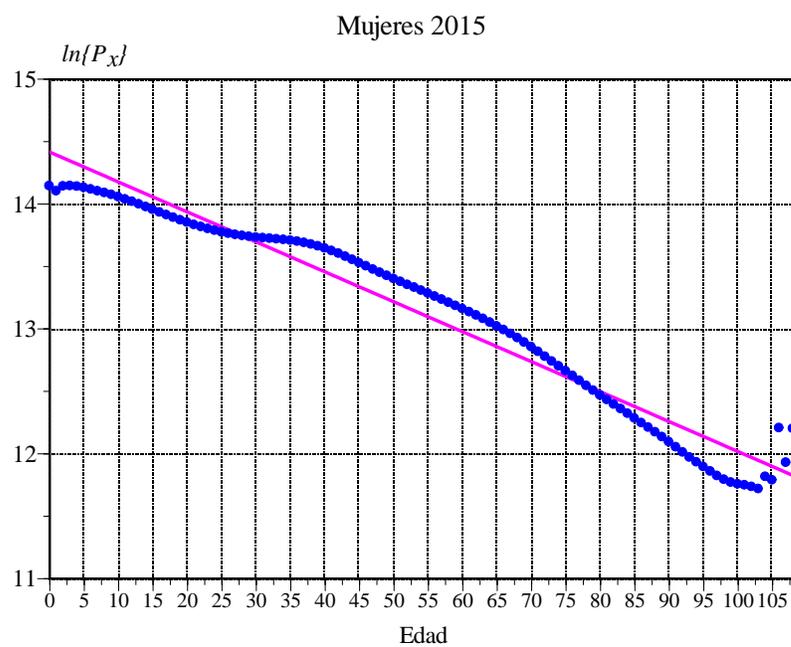
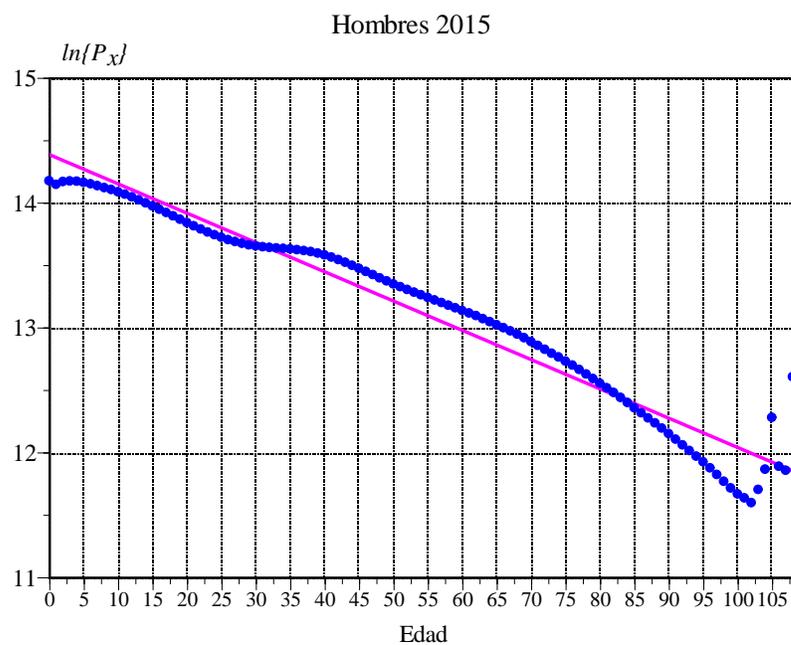
Hombres 2010



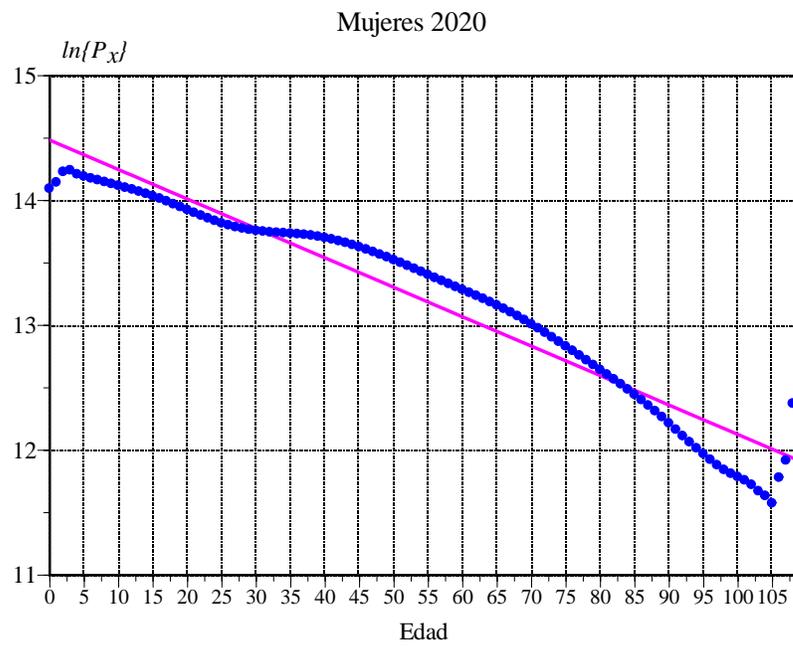
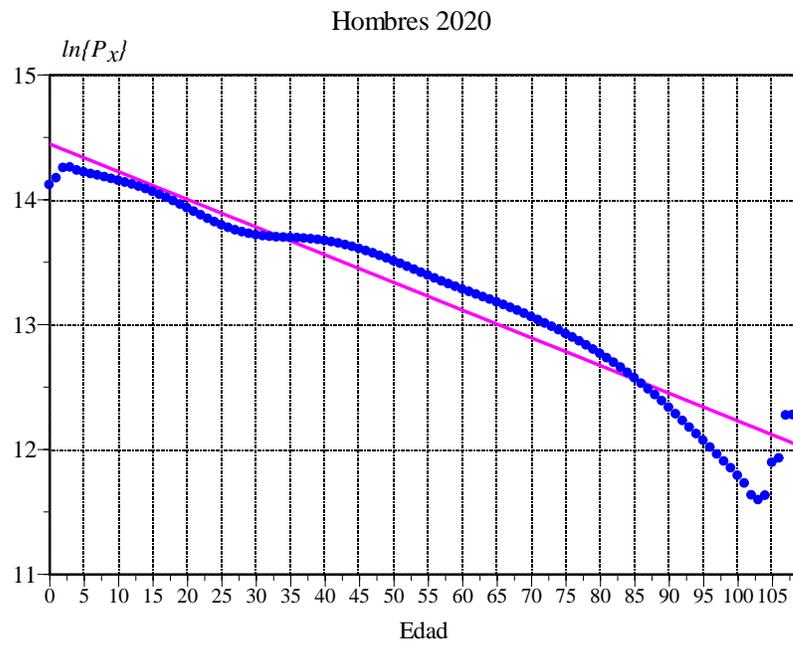
Mujeres 2010



Gráfica 2.17.
(Continúa)



Gráfica 2.17.
(Concluye)



Fuente: Censos de Población de 1950 a 2020; conteos de población 1995 y 2005; encuesta intercensal 2015 y estadísticas vitales 1950-2019.

2.2.3 La estimación de las tasas de crecimiento

Los efectivos de población año por año y por edad desplegada entre 1950 y 2019, necesarios para aplicar los procedimientos de corrección de la mortalidad, se obtuvieron en dos pasos:

1. El total de la población de tres años o más de edad se interpoló a la mitad de cada año del periodo 1930–2019, ajustando funciones *spline cúbico* (Burden y Faires, 1988: 134–147) a los totales censados entre 1930 y 2020. Abrimos la ventana temporal desde 1930 con el fin de tener más observaciones para la interpolación.
2. Las estructuras etarias suavizadas de los años censales se interpolaron linealmente con respecto al tiempo para ubicarlas a mitad de cada año del periodo 1950–2020. Las distribuciones resultantes se sobrepusieron al total de 3 años o más de edad interpolado a mitad de año.

El procedimiento se hizo para cada sexo por separado.

Cabe hacer una aclaración para 2005. Tanto en el censo de 2000 como en el de 2010 se llevó a cabo una encuesta post censal para verificar si las viviendas deshabitadas y de uso temporal, reportadas en el operativo ordinario, efectivamente se encontraban en esa situación y no eran pendientes, esto es, ocupadas por residentes habituales que no fueron censados. De tal verificación se recuperaron 341,126 viviendas pendientes en 2000,¹¹ solo unas cuantas en 2010 (INEGI, 2012) y 1'588,422 en 2020. En 2005 no se creyó conveniente o no se pudo llevar a cabo dicho ejercicio post censal, de tal suerte que la cobertura del conteo de ese año es comparativamente menor que la correspondiente a los censos de 2000 y 2010, como se advierte en las bajas tasas de crecimiento poblacional en 2000–2005 y altas en 2005–2010. Con el fin de evitar fuertes fluctuaciones en la tendencia temporal de la población total de 3 años o más de edad, optamos por interpolar el monto de habitantes para la fecha del conteo de 2005 con el modelo de crecimiento geométrico de las poblaciones publicadas en 2000 y 2010; a la población estimada se le sobrepuso la composición etaria recabada en el conteo de 2005, suavizada con el algoritmo de Gray y efectos cohorte.¹²

El visible comportamiento lineal de $\phi(x)$ con respecto a la edad muestra que la población de México sin efectos cohorte se puede aproximar satisfactoriamente con una población estable; por lo tanto, se adoptó este modelo como base para la estimación de las tasas de crecimiento por edad para todos los años del periodo 1950–2019.

No se debe perder de vista que, el alejamiento de la población estable de la estructura por edad suavizada con Gray (la linealidad menos evidente en los últimos paneles de la gráfica 2.17), bien puede ser consecuencia acumulada de la migración internacional en las distintas generaciones. Los algoritmos de corrección del nivel de la mortalidad, basados en el

¹¹Información proporcionada por funcionarios del INEGI en 2006.

¹²Para la población total de 3 años o más, las tasas de crecimiento exponencial, con base en los censos de 2000 y 2010 y el conteo de 2005, fueron de 1.05% para hombres, 1.17% para mujeres y 1.11% para el total en 2000–2005 y de 2.08, 1.91 y 1.99%, respectivamente, para 2005–2010. Para los dos lustros que cubren a la década: 1.34% para hombres, 1.79% para mujeres y 1.57% para el total durante 1995–2000 y de 1.25, 1.46 y 1.36%, respectivamente, en 2010–2015. Las tasas de crecimiento intercensal 2000–2010, que suponemos constantes para estimar 2005: 1.52, 1.50 y 1.51%, respectivamente. Es bajo esa tendencia temporal que consideramos bajas las tasas de la primera mitad del decenio 2000–2010 y altas para la segunda mitad.

modelo general de crecimiento (véase Anexo B), requieren de las tasas de crecimiento total, es decir, el efecto conjunto de la natalidad —en el origen de la generación—, la mortalidad y de manera explícita las de movilidad con el exterior.

En la ecuación (2.12) no estamos incluyendo a la migración internacional, porque en (2.7) calculamos los efectos cohorte como la media aritmética de los residuos, del ajuste aditivo-doble multiplicativo, de todos los años que cada generación transita de 1930 a 2018. Así, en la estimación de las tasas de crecimiento por edad vamos a suponer implícitamente que la población está cerrada a la migración internacional. Adelante explicamos cómo este supuesto se relaja al aplicar los procedimientos de corrección de la mortalidad.

La tasa de crecimiento para la edad cumplida x durante el año t es:

$$r_x(t) = \ln \left\{ \frac{\widehat{P}_x(t+1)}{\widehat{P}_x(t)} \right\} \quad (2.13)$$

con lo cual es necesario determinar las poblaciones al inicio y al final de cada año para estimar las tasas de crecimiento correspondientes.

Los efectos cohorte, al haber sido extraídos de las defunciones, se pueden ubicar a la mitad del año, ya que los decesos se distribuyen aproximadamente de manera uniforme a lo largo del año. Si se toma la edad cumplida x a la mitad del año t , los efectos cohorte están referidos a la generación nacida en el año $t-x$, que realmente corresponde al periodo que va del primero de julio del año natural $t-x-1$ al treinta de junio del año $t-x$. Si retenemos la referencia de la edad a la mitad del año para los efectos cohorte, la población al inicio del año comprende tanto a la generación nacida en $t-x$ así como a la nacida en el “año” anterior, es decir, en $t-x-1$.

Si se supone que la población se encuentra uniformemente distribuida dentro de cada edad cumplida individual, el efecto cohorte de la población al inicio del año se puede aproximar como el promedio de los efectos cohorte de las dos generaciones comprendidas (referidas a la mitad del año), es decir,

$$\frac{\gamma_{t-x-1} + \gamma_{t-x}}{2}$$

de donde, por (2.12)

$$\widehat{P}_x(t) = N(3, t) e^{-r\tilde{x}} e^{[\gamma_{t-x-1} + \gamma_{t-x}]/2} \frac{L_x(t)}{\ell_3(t)}$$

Mediante un razonamiento análogo se tiene:

$$\widehat{P}_x(t+1) = N(3, t+1) e^{-r\tilde{x}} e^{[\gamma_{t-x} + \gamma_{t-x+1}]/2} \frac{L_x(t)}{\ell_3(t)}$$

Si se sustituyen ambas igualdades en (2.13):

$$r_x(t) = \ln \left\{ \frac{N(3, t+1)}{N(3, t)} \right\} + \frac{\gamma_{t-x-1} - \gamma_{t-x+1}}{2}$$

y como en una población estable la tasa de crecimiento r es igual para todas las edades:

$$r = \ell n \left\{ \frac{N(3, t + 1)}{N(3, t)} \right\} \quad (2.14)$$

entonces:

$$r_x(t) = r + \frac{\gamma_{t-x-1} - \gamma_{t-x+1}}{2} \quad (2.15)$$

Para los años censales el cálculo es directo, ya que se conocen tanto las tasas de crecimiento estable (pendientes de las regresiones lineales robustas estimadas con la ecuación 2.11) como los efectos cohorte; sin embargo, para los años intermedios solo se conocen los segundos. Con base en la secuencia temporal de las tasas de crecimiento estable para los años censales, se obtuvieron las correspondientes a los años intermedios mediante interpolación con funciones *spline cúbico*. Como se verá adelante, tanto el este ajuste como el supuesto de estabilidad en (2.14) se reparan al aplicar los métodos de corrección del nivel de la mortalidad.

Las tasas de mortalidad por edad iniciales, para todos los años del periodo 1950–2019, se obtienen como el cociente de las defunciones ajustadas por el procedimiento *lowess*, divididas por las poblaciones estimadas a mitad de año, de acuerdo con el procedimiento descrito arriba en este apartado. Junto con las de mortalidad en los primeros años de vida del acápite 2.1, se suavizaron con el modelo de Heligman y Pollard (1980):¹³

$$q_x = A^{(x+B)^C} + De^{-E[\ell n\{x/F\}]^2} + \frac{GH^x}{1 + GH^x}$$

A la serie suavizada se le sobrepusieron las sobre mortalidades de 1951, 1953 y 1970.

2.2.4 Corrección del nivel de la mortalidad

Una vez determinadas las tasas de crecimiento, es necesario obtener las de migración internacional por edad. Las tasas de migración se valoraron de manera directa, al dividir los migrantes internacionales por edad entre las poblaciones estimadas en el apartado anterior. La forma como se determinaron los migrantes internacionales y sus tasas de eventualidad asociadas se describen en el capítulo 4.

2.2.5 Regresión lineal con el modelo general

En el acápite anterior y el párrafo de arriba explicamos la forma como se estimaron los insumos para poder estimar los coeficientes de la ecuación (B.42), es decir, los factores de cobertura de las tasas de crecimiento, de migración neta internacional y de mortalidad específicas por edad, a partir de 5 años de edad. Queda claro que, al separar las tasas de crecimiento de las correspondientes a la movilidad territorial, en el coeficiente de corrección k_r se subsana el supuesto de ausencia de la migración en nuestro cálculo de las tasa de crecimiento total.

¹³La conversión de tasas en probabilidades y la posterior ampliación hasta 109 años de edad se explica en el Anexo D, donde se describe el algoritmo seguido en la construcción de tablas de vida.

Con el fin de inspeccionar el efecto de la inclusión o la omisión de la migración internacional, en la gráfica 2.18 se contrastan los factores de corrección de las tasas de mortalidad de ambos casos.¹⁴ Se advierte que, en general, la inclusión de la migración internacional apenas disminuye la cobertura relativa de las defunciones con respecto a la población censada. Incluir a la migración internacional es un escenario más realista, así retuvimos los factores de corrección de la mortalidad obtenidos al incorporar la movilidad territorial.

2.2.6 Aplicación del método de Bennett y Horiuchi

Como se mencionó arriba, si las estructuras por edad de las poblaciones, de las defunciones y las tasas de crecimiento y migración son consistentes entre sí, la cobertura relativa para todas las edades debe ser igual; es decir, que al aplicar el modelo de Bennett y Horiuchi y graficar por edad se debe obtener una recta con pendiente nula, paralela al eje de las x , que corta al eje de las y en el valor k_μ de la cobertura relativa de las defunciones con respecto a la población censada.

De acuerdo con diagnósticos extraídos de simulaciones (Preston *et al.*, 1980; Florez, 1983; Bennett y Horiuchi, 1984), una subestimación en las tasas de crecimiento registradas ocasiona una pendiente positiva; por el contrario, si se tiene una sobrestimación en las tasas de crecimiento, la pendiente es negativa. Para lograr una recta con pendiente nula se introdujo un factor h que modificara a las tasas de crecimiento por igual en todas las edades:

$$\hat{r}_x(t) = h + r_x(t)$$

Se puede ver, de acuerdo con (2.15), que la constante h solo debe modificar a la tasa de crecimiento estable r , ya que los efectos cohorte permanecen invariables a lo largo del tiempo:

$$\hat{r}_x(t) = r + h + \frac{\gamma_{t-x-1} - \gamma_{t-x+1}}{2} \quad (2.16)$$

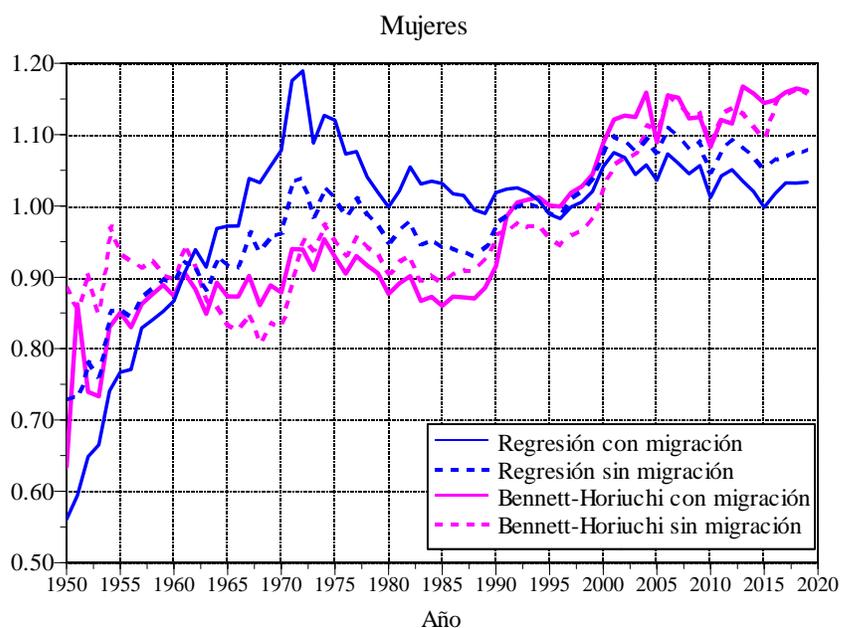
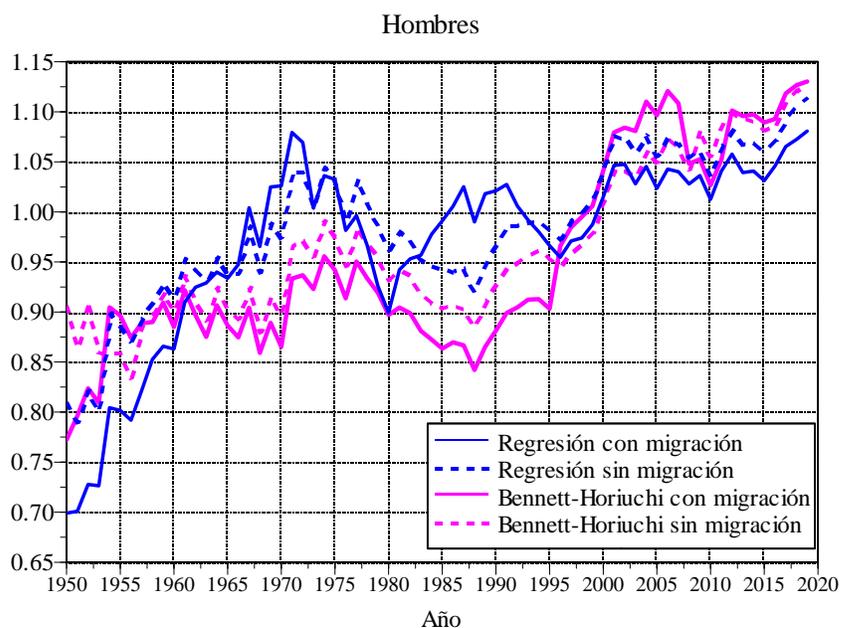
La aplicación del método de Bennett y Horiuchi consistió entonces en modificar sucesivamente el factor h hasta obtener una cobertura relativa de las defunciones similar en todas las edades (pendiente nula).

De la teoría de poblaciones estables (Lotka, 1939), se sabe que la tasa de crecimiento r no solo es invariable sobre el rango etario, sino también a lo largo del tiempo. En realidad, en (2.14) la tasa se refiere al crecimiento de la población que alcanza su aniversario a y quizás sería más adecuado expresarla como $r(a, t, t + 1)$. Como no se puede estimar para todos los años del periodo 1950–2019 la tasa de crecimiento para la edad exacta a —mínima considerada para la aplicación del modelo de Bennett y Horiuchi—, la aproximamos por la tasa de crecimiento “estable” mediante el artificio en (2.14). Como se puede ver, cualquier sesgo en la estimación de $r(a, t, t + 1)$ se corrige con el factor h en (2.16).

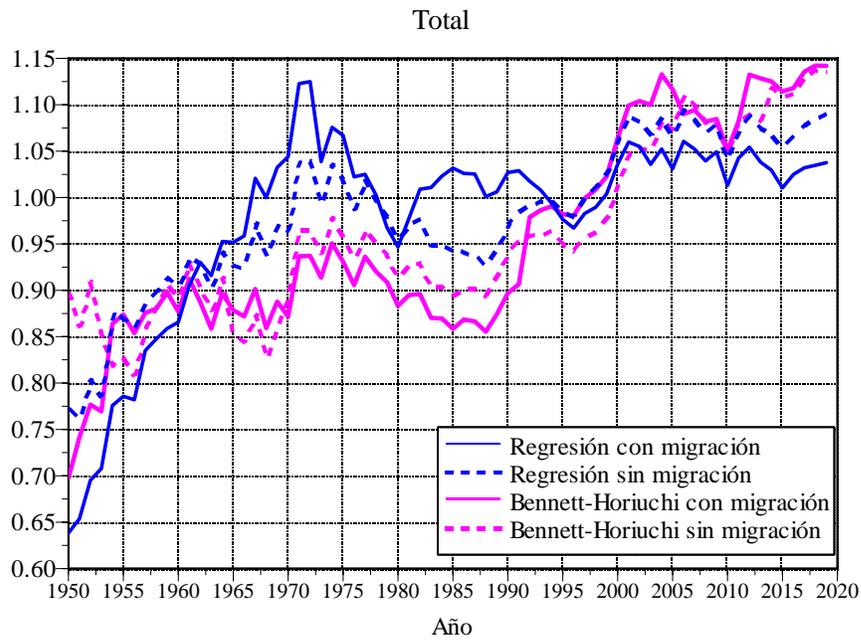
Para una estimación más adecuada del grado de cobertura de la mortalidad registrada para las personas de cinco años o más de edad, esto es, una mejor aplicación del método de Bennett y Horiuchi, se hicieron algunos ajustes a las composiciones etarias de decesos y

¹⁴La omisión de la migración consistió en eliminar el término $k_\lambda n \Lambda_{x,a}(t, t + h)$ en el lado derecho de la ecuación (B.42).

Gráfica 2.18. Factores de corrección de las tasas de mortalidad por sexo, calculados mediante regresión y con el método de Bennett y Horiuchi con y sin migración, 1950-2019

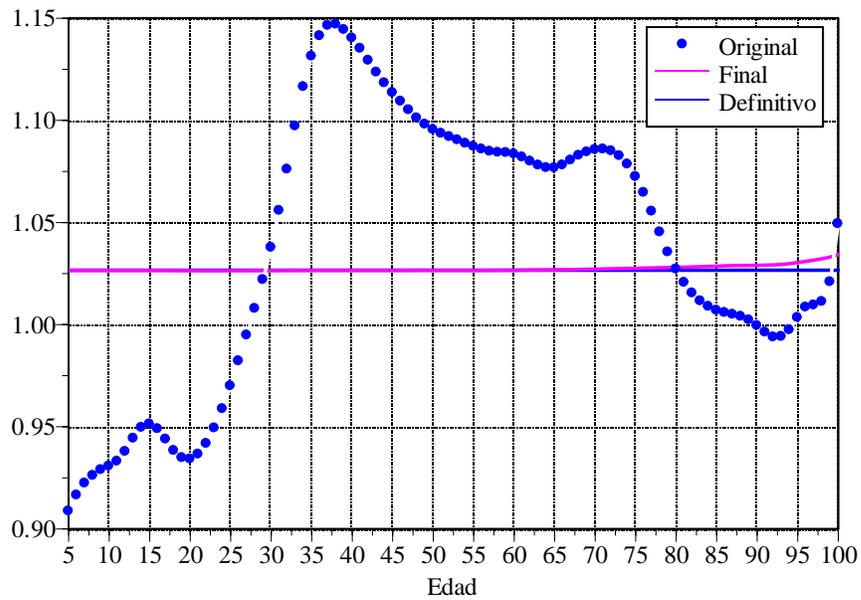


Gráfica 2.18
(Concluye)



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales y enumeraciones de población de 1950 a 2019

Gráfica 2.19. Factor de corrección de las tasas de mortalidad estimado por el método de Bennett y Horiuchi, Hombres, 2010



Fuente: Estimaciones con base en enumeraciones de población y estadísticas vitales 1950-2019.

poblaciones con el fin que ambas se asimilaran lo más posible y satisfacer convenientemente el supuesto de igual grado de cobertura en todas las edades. Los ajustes sucesivos se hicieron con el modelo de crecimiento general, que se presenta en el Anexo B.

Las estructuras por edad de las defunciones y la población son muy variadas y es difícil modelarlas; en cambio, el patrón etario de su cociente —la tasa de mortalidad— es característico de la especie humana, y sus variantes (por ejemplo, las tablas de vida modelo) se refieren a la relación que guarda la incidencia del fenómeno en las edades tempranas y tardías con respecto al periodo medio de la vida. Así, nuestra estimación del grado de cobertura se centra en el patrón por edad de las tasas de mortalidad $M_x(t)$. Mediante (B.34) —con las tasas de crecimiento calculadas con (2.15) y las de migración internacional— se estimó la composición etaria de la población, la cual se sobrepuso a la población total de 5 años o más estimada a mitad de cada año del periodo 1950–2019. Multiplicando esa población por las tasas suavizadas, se obtuvo la estructura por edad de las defunciones, que se sobrepuso al total de defunciones registradas de 5 años o más.

Una vez conciliadas las composiciones etarias de defunciones y población, se aplicó el modelo (B.44) de Bennett y Horiuchi, modificando sucesivamente el valor de h en (2.16) hasta que la pendiente de la regresión lineal de los factores de corrección no fuera estadísticamente diferente de cero con una confianza de 95%. La ordenada al origen de la última recta de regresión se tomó como el valor de C definitivo (véase ecuación B.28); el factor de corrección de la mortalidad es $k_\mu = 1/C$.

A manera de ejemplo, en la gráfica 2.19 se muestra el primer conjunto de factores, el correspondiente al final del proceso iterativo y el definitivo (la ordenada al origen de la última regresión) para los hombres de 2010. Se puede ver que el valor final es prácticamente constante hasta 93 años y después apenas se advierte un ascenso.

La corrección de las tasas de mortalidad se muestra en la gráfica 2.18. La cobertura de las defunciones está más próxima a la integridad de la población censada (valor de k_μ más cerca la unidad) cuando se incluye la movilidad territorial en los primeros años, aunque después se invierte la relación. Otra vez, por considerarlo un escenario más realista, retuvimos la estimación con migración.

2.2.7 Selección de la corrección definitiva

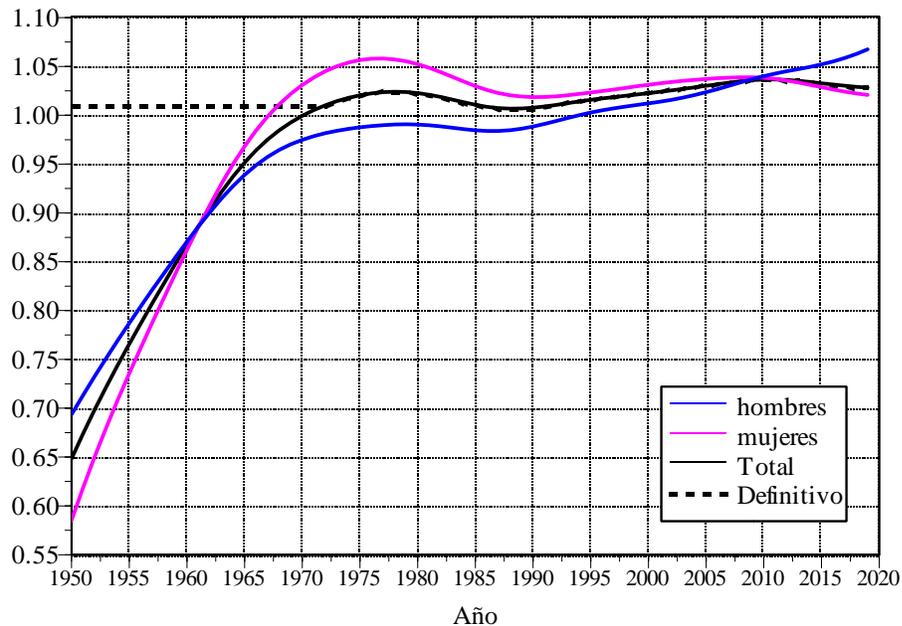
Contamos con dos estimaciones de los factores de corrección de las tasas de mortalidad específicas por edad: con la ecuación lineal sobre la acumulación de tasas (B.42); y con el modelo de Bennett y Horiuchi. Cabe preguntarse con cuál de ambas estimaciones nos podemos quedar.

La cobertura de las estadísticas vitales y las poblaciones enumeradas es semejante y cercana a la integridad, con lo cual es deseable minimizar los ajustes a los datos de base. En la gráfica 2.18 se advierte que, en la mayoría de los años y en ambos sexos, la estimación de la ecuación (B.42), mediante regresión, se encuentra más próxima a la unidad, que la valoración con Bennett y Horiuchi; así, decidimos quedarnos con la estimación de la regresión para los dos sexos durante todo el periodo 1950–2019. No obstante, se creyó conveniente hacer algunos ajustes.

Con base en esa información y para tener un panorama más nítido del comportamiento

temporal, suavizamos la tendencia con el procedimiento robusto *lowess*, usando una ventana de 50% de las observaciones. Las suavizaciones se muestran en la gráfica 2.20.

Gráfica 2.20. Factores de corrección suavizados y definitivo de las tasas de mortalidad, 1950-2019



Fuente: Estimaciones con base en enumeraciones de población y estadísticas vitales 1950-2019

Hay evidencia, extraída de sendos módulos en las ENADID de 1992 y 1997, de una omisión cercana a 5% en las defunciones de 1 año o más de edad en las estadísticas vitales (véase el acápite 8.2). Por su parte, ejercicios recientes de conciliación (Partida, 2003 2008 y 2017; SOMEDE, 2011) muestran que la omisión en los censos y conteos de 1950 a 2010 para las personas de 3 años o más de edad rara vez excedió 3%. Así, en el mejor de los casos la cobertura de las defunciones y de las poblaciones enumeradas debiera ser igual, o mejor la de censos y conteos.

Las trayectorias en la gráfica 2.20 son dispares, en el sentido que hubo épocas donde fue mejor la cobertura masculina que la femenina, y en los años restantes a la inversa. No hay fundamento para suponer que la cobertura relativa de las defunciones debiera ser distinta entre hombres y mujeres. Por un lado, el mayor riesgo de fallecer femenina en las edades fértiles en la década de los años treinta del siglo pasado, presumible vinculado a la mortalidad materna, ya no se advierte a partir de los años cuarenta, lo que coincide con la ampliación de los servicios públicos de salud, sobre todo con la creación del Instituto Mexicano del Seguro Social en 1942 y, un año más tarde, al convertir el Departamento de Salubridad en la Secretaría de Salubridad y Asistencia.

Por su parte, la creciente criminalidad imperante en el país en los últimos lustros tampoco parece haber afectado de manera distinta a varones y féminas; así, podemos suponer que la

Cuadro 2.2. Factores definitivos de corrección de la mortalidad, 1950-2019

Año	Factor	Año	Factor	Año	Factor
1950	1.01027	1974	1.01787	1998	1.01991
1951	1.01027	1975	1.02054	1999	1.02123
1952	1.01027	1976	1.02246	2000	1.02259
1953	1.01027	1977	1.02365	2001	1.02400
1954	1.01027	1978	1.02410	2002	1.02546
1955	1.01027	1979	1.02379	2003	1.02697
1956	1.01027	1980	1.02274	2004	1.02852
1957	1.01027	1981	1.02099	2005	1.03013
1958	1.01027	1982	1.01868	2006	1.03179
1959	1.01027	1983	1.01602	2007	1.03342
1960	1.01027	1984	1.01328	2008	1.03487
1961	1.01027	1985	1.01074	2009	1.03599
1962	1.01027	1986	1.00869	2010	1.03661
1963	1.01027	1987	1.00734	2011	1.03666
1964	1.01027	1988	1.00678	2012	1.03617
1965	1.01027	1989	1.00694	2013	1.03525
1966	1.01027	1990	1.00772	2014	1.03406
1967	1.01027	1991	1.00899	2015	1.03277
1968	1.01027	1992	1.01060	2016	1.03150
1969	1.01027	1993	1.01236	2017	1.03027
1970	1.01027	1994	1.01414	2018	1.02913
1971	1.01027	1995	1.01579	2019	1.02820
1972	1.01027	1996	1.01726		
1973	1.01445	1997	1.01860		

Fuente: Gráfica 2.20.

falta de asentamiento en actas de defunción de las muertes atribuidas a la dificultad para el registro de 5 años o más de edad, sea para residentes en zonas alejadas y remotas o para a la criminalidad reciente, no es distinta entre los sexos. Bajo esta línea de razonamiento, optamos por retener la pauta temporal suavizada del conjunto de ambos sexos (línea negra intitulada “total” en la gráfica 2.20), manteniendo constante de 1950 a 1971 el factor suavizado para 1972 (1.01027), con la premisa que —a lo largo del tiempo— la enumeración de la población en censos, conteos y encuesta intercensal, ha sido más cabal que el registro de las defunciones de 5 años o más de edad.

Los factores de corrección definitivos de la mortalidad $k(t)$ para cada año se incluyen en la gráfica 2.20 y se reproducen en el cuadro 2.2.

2.3 Tendencias recientes de la mortalidad

La esperanza de vida es indudablemente la mejor medida resumen del nivel de la mortalidad, pues en su cálculo se deja de lado el efecto perturbador que tiene la estructura por edad en la tasa bruta de mortalidad. En la gráfica 2.21 y el cuadro 2.3, se contrastan las esperanzas de vida “observadas” y “ajustadas”, es decir, aquellas que se derivan directamente de

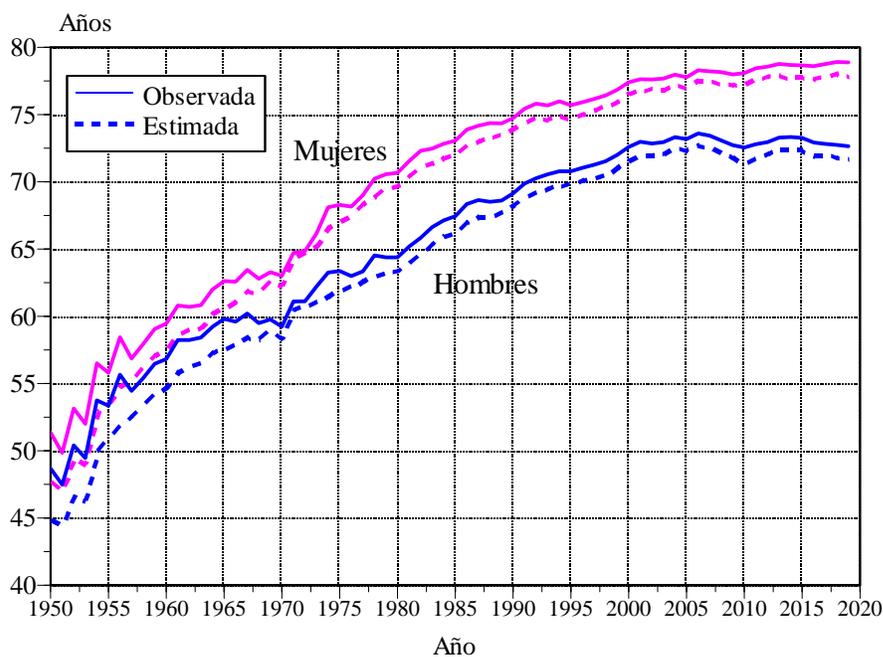
los nacimientos y defunciones del registro civil y las poblaciones censadas, y las obtenidas de las correcciones hechas en este capítulo. En todos los años las esperanzas observadas son mayores, es decir, que el nivel general de la mortalidad está subestimado al calcularlo directamente con las estadísticas vitales y los censos de población.

En la gráfica 2.22 se reproduce la omisión global que se tiene al calcular la mortalidad del país directamente con los nacimientos y defunciones de las estadísticas vitales y los censos de población. Con sobresaltos se advierte una pauta temporal inicialmente baja pero con rápido ascenso en años recientes, acaso por la dificultad de registrar las víctimas de la criminalidad imperante en el país. La omisión global varía de 1.6% para los hombres y 0.4% para las mujeres en 1972 a 16.0% para ambos sexos en 1956.

En la gráfica 2.23, y en el cuadro 2.4, para los años cuando se llevaron a cabo recuentos de población, se presenta la contribución de tres grandes grupos de edad a la diferencia entre la esperanza de vida observada y la estimada. La reconocida omisión de las muertes en el primer año de vida es evidente: en la mayor parte los 70 años considerados, la subestimación del riesgo de fallecer antes del primer aniversario participó con la mayor parte del incremento en la vida media.

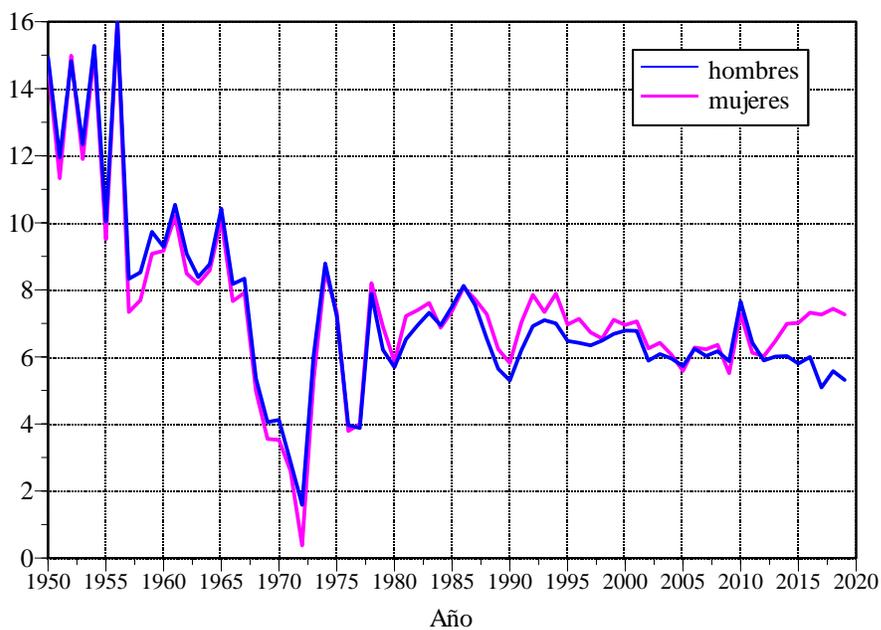
Finalmente, la gráfica 2.24 da cuenta de las probabilidades de fallecer por edad y sexo para 1950, 1990, 2000 y 2019.

Gráfica 2.21. Esperanza de vida al nacimiento por sexo con la mortalidad observada y estimada, 1950-2019



Fuente: Cuadro 2.3.

Gráfica 2.22. Subestimación porcentual del nivel global de la mortalidad cuando se calcula directamente con las estadísticas vitales y las poblaciones censadas, por sexo, 1950-2019



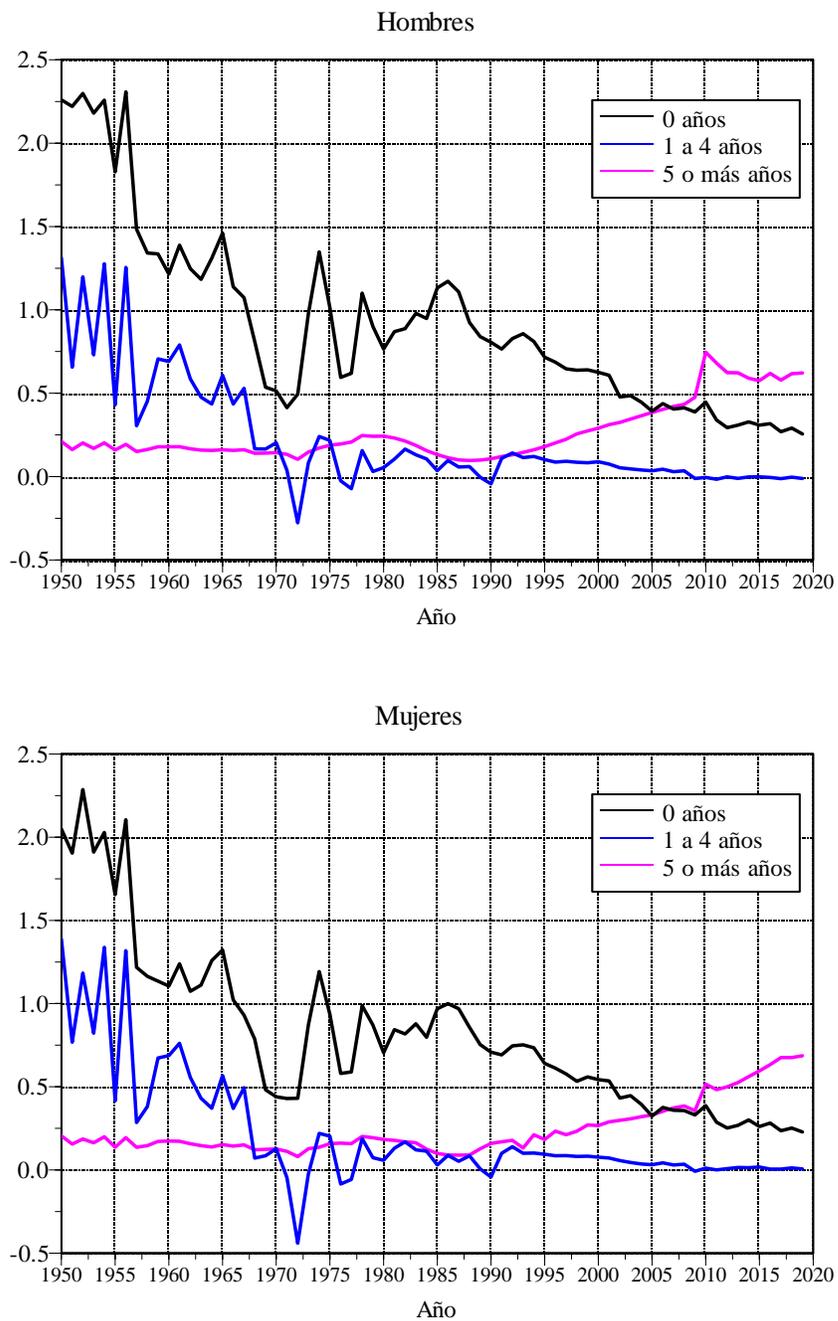
Fuente: Estimaciones con base en enumeraciones de población y estadísticas vitales 1950-2019

Cuadro 2.3. Esperanzas de vida al nacimiento por sexo calculadas con poblaciones censadas y estadísticas vitales y estimadas, 1950-2019

Año	Censos y vitales		Estimadas		Año	Censos y vitales		Estimadas		Año	Censos y vitales		Estimadas	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres		Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres		Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
1950	48.68	51.35	44.90	47.71	1974	63.26	68.11	61.50	66.56	1998	71.53	76.43	70.55	75.58
1951	47.48	49.85	44.44	47.02	1975	63.37	68.28	61.96	66.99	1999	72.00	76.84	71.00	75.93
1952	50.40	53.14	46.70	49.49	1976	63.00	68.16	62.23	67.50	2000	72.60	77.40	71.59	76.52
1953	49.45	52.01	46.38	49.11	1977	63.34	69.00	62.59	68.31	2001	72.99	77.63	71.99	76.73
1954	53.75	56.50	50.01	52.94	1978	64.53	70.23	63.03	68.85	2002	72.85	77.61	72.00	76.83
1955	53.35	55.79	50.93	53.58	1979	64.39	70.57	63.21	69.43	2003	72.95	77.67	72.08	76.88
1956	55.65	58.44	51.90	54.82	1980	64.38	70.67	63.32	69.73	2004	73.32	77.97	72.47	77.22
1957	54.45	56.86	52.51	55.22	1981	65.19	71.54	63.98	70.39	2005	73.19	77.78	72.38	77.10
1958	55.39	57.93	53.44	56.23	1982	65.84	72.31	64.57	71.15	2006	73.60	78.29	72.71	77.52
1959	56.46	59.05	54.24	57.07	1983	66.63	72.48	65.34	71.32	2007	73.44	78.22	72.58	77.46
1960	56.81	59.45	54.73	57.49	1984	67.13	72.84	65.92	71.80	2008	73.08	78.16	72.20	77.39
1961	58.23	60.81	55.87	58.63	1985	67.45	73.07	66.15	71.97	2009	72.73	77.99	71.87	77.31
1962	58.23	60.70	56.23	58.91	1986	68.35	73.88	66.97	72.71	2010	72.55	78.08	71.36	77.17
1963	58.42	60.83	56.60	59.14	1987	68.65	74.18	67.39	73.07	2011	72.80	78.45	71.80	77.68
1964	59.21	62.00	57.31	60.23	1988	68.52	74.36	67.44	73.33	2012	72.96	78.57	72.04	77.81
1965	59.81	62.62	57.58	60.58	1989	68.61	74.35	67.67	73.46	2013	73.29	78.77	72.37	77.96
1966	59.59	62.58	57.86	61.05	1990	69.14	74.74	68.28	73.91	2014	73.34	78.69	72.42	77.82
1967	60.21	63.46	58.45	61.88	1991	69.88	75.44	68.88	74.48	2015	73.27	78.67	72.39	77.79
1968	59.49	62.79	58.38	61.81	1992	70.26	75.81	69.16	74.75	2016	72.93	78.60	72.00	77.68
1969	59.76	63.29	58.92	62.60	1993	70.56	75.69	69.44	74.70	2017	72.82	78.76	71.99	77.85
1970	59.23	63.01	58.37	62.32	1994	70.78	75.99	69.69	74.94	2018	72.75	78.92	71.84	77.98
1971	61.11	64.72	60.52	64.23	1995	70.79	75.70	69.79	74.79	2019	72.65	78.89	71.78	77.97
1972	61.12	64.85	60.80	64.78	1996	71.04	75.92	70.07	74.99					
1973	62.23	66.17	61.02	65.20	1997	71.27	76.16	70.31	75.29					

Fuente: Estimaciones con base en las enumeración de población y estadísticas vitales 1950-2019.

Gráfica 2.23. Contribución porcentual de tres grupos de edad a la diferencia favorable a la esperanza de vida observada respecto de la estimada, 1950-2019



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales y enumeraciones de población de 1950 a 2020.

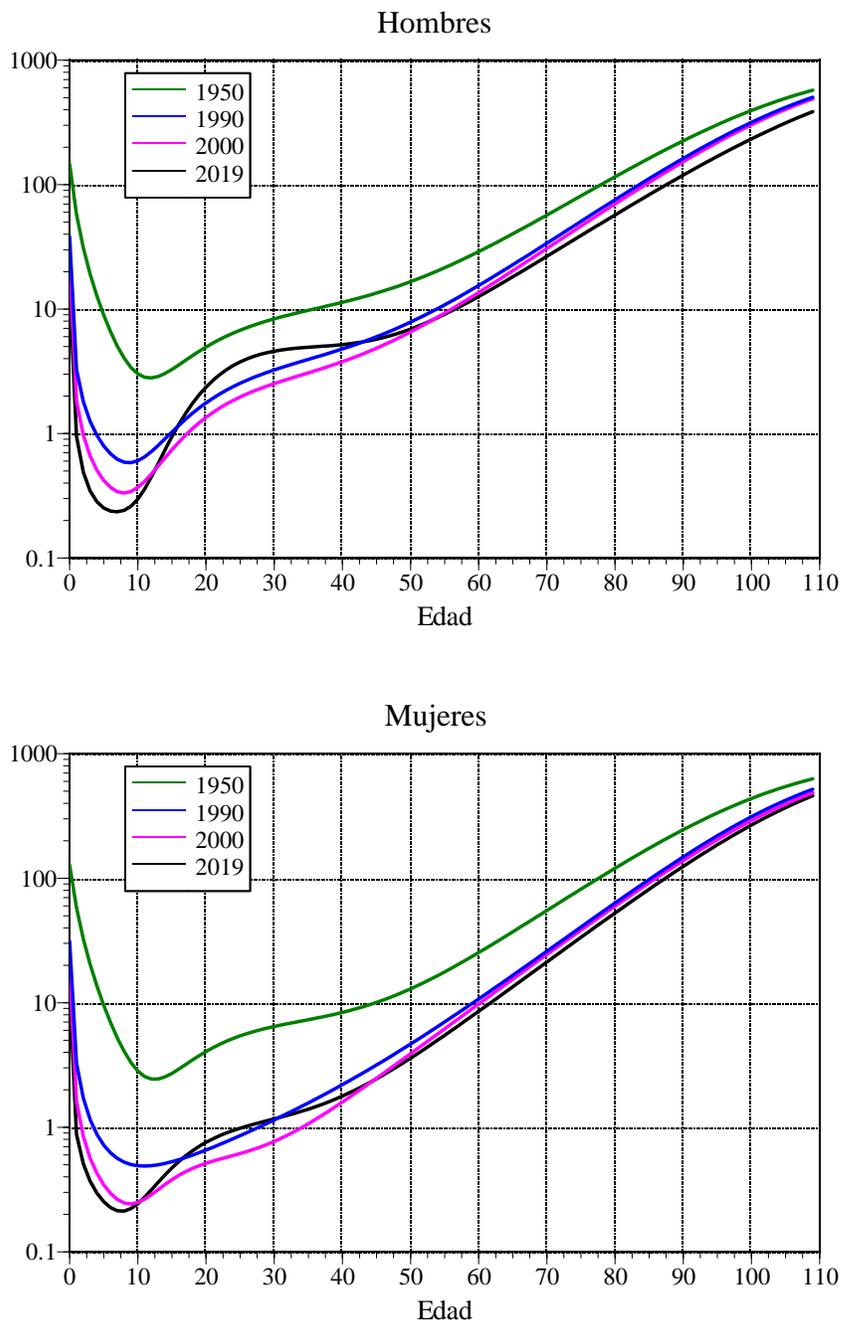
Cuadro 2.4. Esperanza de vida al nacimiento por sexo calculada con poblaciones censadas y estadísticas vitales y estimada, y contribución por grupos de edad a la diferencia, años de enumeraciones de habitantes, 1950-2019

Año	Censos y vitales	Estimada	Esperanza de vida al nacimiento					Porcentaje de omisión global*
			Total	Diferencia atribuible al intervalo etario:				
				0 años	1-4 años	5 años o más		
Hombres								
1950	48.68	44.90	3.78	2.26	1.31	0.21	14.9	
1960	56.81	54.73	2.08	1.21	0.69	0.18	9.3	
1970	59.23	58.37	0.86	0.51	0.20	0.14	4.1	
1980	64.38	63.32	1.06	0.76	0.05	0.24	5.7	
1990	69.14	68.28	0.87	0.81	-0.04	0.11	5.3	
1995	70.79	69.79	1.00	0.72	0.10	0.18	6.5	
2000	72.60	71.59	1.00	0.62	0.09	0.29	6.8	
2005	73.19	72.38	0.81	0.39	0.03	0.39	5.7	
2010	72.55	71.36	1.19	0.45	-0.01	0.75	7.6	
2015	73.27	72.39	0.88	0.31	0.00	0.58	5.8	
2019	72.65	71.78	0.87	0.26	-0.01	0.62	5.3	
Mujeres								
1950	51.35	47.71	3.64	2.05	1.39	0.21	14.7	
1960	59.45	57.49	1.97	1.11	0.69	0.17	9.2	
1970	63.01	62.32	0.69	0.44	0.13	0.13	3.5	
1980	70.67	69.73	0.95	0.70	0.06	0.18	5.9	
1990	74.74	73.91	0.82	0.71	-0.04	0.16	5.8	
1995	75.70	74.79	0.92	0.64	0.09	0.18	7.0	
2000	77.40	76.52	0.89	0.54	0.08	0.27	7.0	
2005	77.78	77.10	0.69	0.32	0.03	0.33	5.6	
2010	78.08	77.17	0.91	0.39	0.01	0.52	7.3	
2015	78.67	77.79	0.87	0.26	0.02	0.60	7.0	
2019	78.89	77.97	0.92	0.23	0.01	0.69	7.3	

* Se refiere al porcentaje global de subcobertura de las tasas observadas con respecto a las ajustadas.

Fuente: Cuadro 2.3.

Gráfica 2.24. Probabilidades de fallecer por edad y sexo,
1950, 1990, 2000 y 2019
(por mil)



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales y enumeraciones de población de 1950 a 2020.

3. La fecundidad nacional

En las últimas décadas, la fecundidad, junto con la migración internacional, ha sido el principal determinante del ritmo de crecimiento de la población y del cambio en su estructura por edad, y se espera que este efecto continúe en los próximos años. En el país se cuenta con varias fuentes para el análisis de la fecundidad. Las estadísticas vitales, los censos de población, las encuestas de fecundidad y, en los últimos años, el certificado de nacimiento constituyen un rico acervo de información que permite amplias posibilidades de análisis.

En el pasado, la mayoría de los trabajos orientados al cálculo de los niveles y tendencias de la fecundidad y de la natalidad tomaban como base los nacimientos registrados de las estadísticas vitales. Sin embargo, un problema de larga data, que se presenta en nuestro país, es que no hay una tradición de registrar a los nacidos en forma inmediata después de que ocurre el evento. El problema se ha atenuado en el tiempo (Figueroa, 1998), aunque continúa presentándose en la actualidad. Esta forma de estimación supone implícitamente que el monto de nacimientos, ocurridos en un año determinado, que se van a registrar tardíamente en años posteriores, se compensa con el volumen del registro tardío en el año en curso de las generaciones nacidas en años anteriores.

Si se considera que durante la mayor parte del siglo XX la población de México experimentó un rápido crecimiento y, por ende, el volumen de nacimientos también aumentó de manera significativa, para que la hipótesis se cumpliera satisfactoriamente, la proporción de registro tardío, para cada generación, debiera de aumentar con el paso del tiempo, de tal forma que quedara compensado el incremento anual de nacimientos ocurridos y además se recuperaran aquellos que la muerte o la emigración internacional evitó que alcanzaran a ser registrados. Las tendencias no muestran un aumento tan importante como para satisfacer esas condiciones.

El supuesto de compensación fue cuestionado inicialmente por Benítez (1970): mediante una reconstrucción retrospectiva de las poblaciones censadas, utilizando las tablas de mortalidad que él y Cabrera (1967) habían elaborado, estimó que los nacimientos registrados durante el trienio 1929–1931 subestimaban en más de 15% a los ocurridos, en 1939–1941 en 10% y en 1949–1951 en 5%. Una réplica del ejercicio, con nuestros datos de los capítulos 2 y 4, muestra que la omisión, durante 1950–1971, varió de 0.7% en 1965 a 9.8% en 1952 si se hace la retrospectión con las poblaciones censadas en 1960, 1970 y 1980.¹ Lailson (1980) aplicó diversos procedimientos para estimar los nacimientos ocurridos entre 1950 y 1975 y concluye que el monto de registrados subestima al de ocurridos en todo el periodo.

Como consecuencia de la amplia aceptación de la planificación familiar en México y el

¹Véase el capítulo 5 para el procedimiento de retrospectión.

descenso de la fecundidad, es factible que en los últimos años los nacimientos ocurridos apenas han aumentado o han venido a la baja, una vez que ha cesado el efecto de la inercia del rápido crecimiento del pasado en la población femenina en edades reproductivas. Si esto es así, y se supone que la pauta de registro tardío permanece invariable en varias generaciones, ahora los nacimientos registrados sobrestiman el monto de realmente ocurridos, ya que el volumen del registro tardío del año en curso es mayor que los originarios de ese año que se han de registrar en el futuro. Esto se constata mediante un ejercicio de retrospección con los censos de 1980 a 2020: el rango de variación oscila de una reducción de casi 20% de los nacimientos reconstruidos cuando se les asimila con los registrados en 1952 a un exceso de 24% en 1994. Otro sesgo de las estadísticas vitales que se traduce en sobrestimación de los niveles de fecundidad proviene del probable —y al parecer nada despreciable— registro múltiple de los nacimientos, aunque no es posible conocer su magnitud con precisión (Partida, et al., 2005: 57–68).

En este capítulo nos abocamos a revisar la consistencia de las estimaciones del nivel y la estructura por edad de la fecundidad, obtenidas de distintas fuentes y con metodologías diversas, con el objeto de proponer tendencias plausibles de los rasgos de este proceso demográfico en las últimas siete décadas.

3.1 Las estadísticas vitales

Los nacimientos registrados constituyen una fuente poderosa para las estimaciones de la fecundidad. Sus principales bondades consisten en que tiene una cobertura universal, y la ubicación de los nacimientos en el tiempo y la edad de la madre al momento del parto no tienen distorsiones mayores, ya que la información es proporcionada casi siempre por la propia madre. Las deficiencias principales de esta fuente son el registro tardío, el registro múltiple y la ubicación del lugar de residencia de la progenitora cuando ocurre el evento. A continuación, tratamos algunos aspectos del registro tardío, y dejamos el análisis del doble registro en el capítulo 7, donde presentamos las estimaciones en las entidades federativas.

Con el objeto de conocer qué tan frecuente es el registro tardío, se utiliza la información sobre el año de ocurrencia y la edad al registro en el propio año que tiene lugar el evento como en años posteriores.² Un primer acercamiento, a manera de ejemplo, a las pautas del registro tardío se tiene en la reconstrucción de los nacimientos de las cohortes de 1985, 2000 y 2009 en el cuadro 3.1.

De las historias de embarazos de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID) de 1992, 1997, 2014 y 2018, de donde extrajimos las proporciones acumuladas de nacimientos registrados hasta 7 años de edad para las generaciones 1984, 1989, 2008 y 2012, junto con sus intervalos de confianza de 90%.³ En los paneles de la gráfica 3.1, se contrastan

²Los datos para las generaciones 1950-1983 fueron proporcionados por Beatriz Figueroa para el trabajo de Figueroa y Partida (1994) y completados con INEGI (1989, 1992) y las bases de microdatos del registro civil de 1985 a 2019 disponibles en el sitio de Internet del INEGI. Véase el anexo F para una descripción detallada de la liga de las distintas fuentes de información.

³En los levantamientos de la ENADID de 2014 y 2018 solo se captó el registro del nacimiento para quienes nacieron en el sexenio previo, es decir, 2008–2014 en la ENADID 2014 y 2012–2018 en la ENADID 2018; mientras en la versión de 1992 las posibles respuestas se desplegaron hasta 7 años y se agrupó en 8 años o más. Solo

Cuadro 3.1. Nacimientos registrados hasta 9 años de edad en las cohortes nacidas en 1985, 2000 y 2009

Registrado hasta la edad	Cohorte 1985		Cohorte 2000		Cohorte 2009	
	Nacimientos acumulados	Porcentaje	Nacimientos acumulados	Porcentaje	Nacimientos acumulados	Porcentaje
0 años	2 011 711	82.91	2 085 250	81.92	2 088 149	87.84
1 año	2 153 112	88.74	2 253 837	88.55	2 221 250	93.44
2 años	2 219 576	91.48	2 344 202	92.10	2 280 160	95.92
3 años	2 262 552	93.25	2 409 010	94.64	2 318 586	97.54
4 años	2 302 385	94.89	2 463 434	96.78	2 343 886	98.60
5 años	2 343 528	96.58	2 502 951	98.33	2 358 771	99.23
6 años	2 375 445	97.90	2 522 947	99.12	2 366 122	99.54
7 años	2 398 521	98.85	2 533 299	99.52	2 370 460	99.72
8 años	2 415 294	99.54	2 540 068	99.79	2 374 219	99.88
9 años	2 426 396	100.00	2 545 394	100.00	2 377 118	100.00

Fuente: Estadísticas vitales 1985-2019.

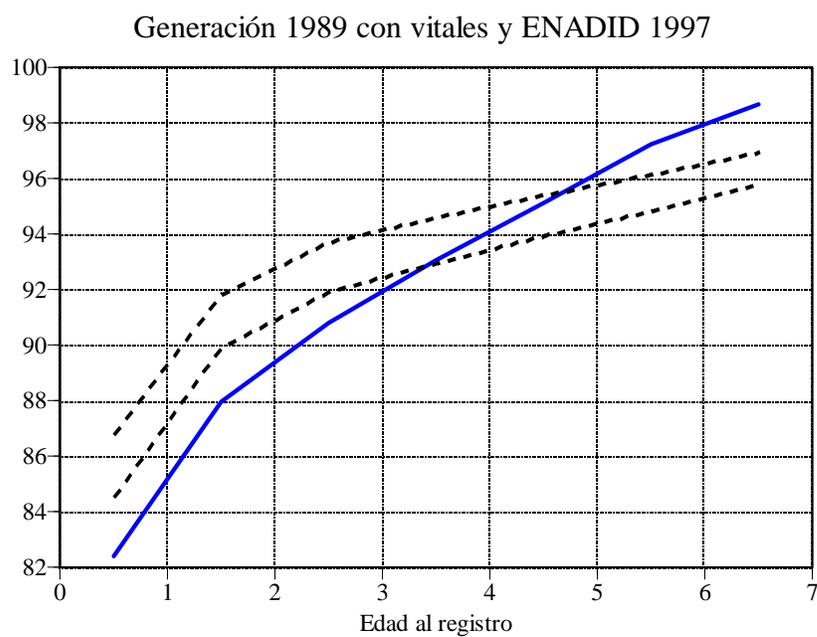
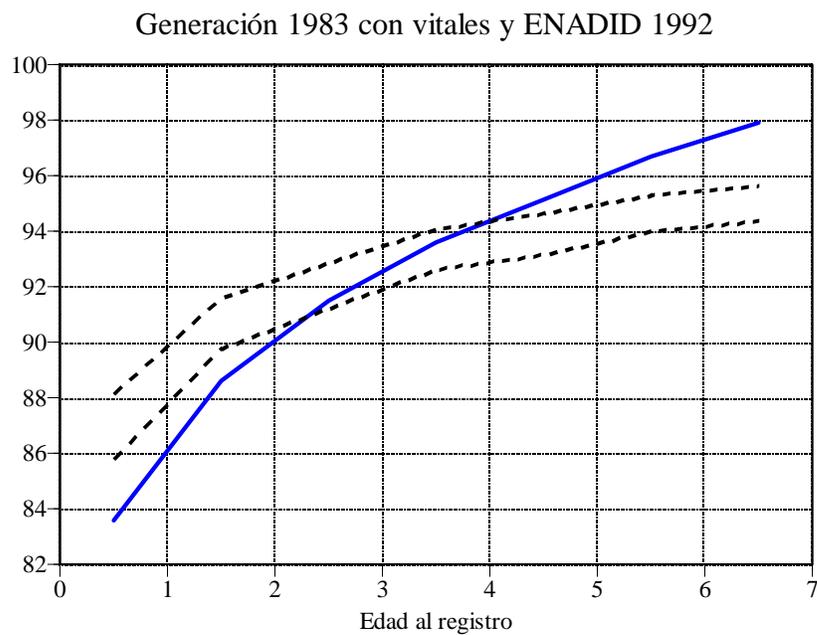
esas proporciones (líneas punteadas) con las desprendidas de las estadísticas vitales (línea azul). En las cuatro cohortes se advierte que, a partir de cinco años de edad al registro, la proporción de las estadísticas vitales excede al intervalo de confianza superior. La mayor proporción en las encuestas que en el registro civil, en los primeros años de vida, se debe a que conforme pasan los años y se registran más nacimientos de la cohorte, las proporciones en las estadísticas vitales bajan en todas las edades, pues por el truncamiento temporal, y con el fin de poder hacer la comparación entre las generaciones, consideramos el registro hasta 9 años de edad cumplida. Esto se aprecia mejor con la generación 2012, ya que el truncamiento en la ENADID corresponde a 2018 y en las estadísticas vitales a 2019.

Las cifras del cuadro 3.1 muestran que, en las cohortes 1985, 2000 y 2009, más de 80% de las niñas y de los niños son registrados antes de cumplir un año de edad. Un año después, al menos 87% en las dos generaciones más recientes y más de 90% en la más reciente y más de 95% una vez que han cumplido cuatro años de edad. Asimismo, entre quienes debieron haber ingresado a la educación primaria (6 años) más de 99% contaban con un acta de nacimiento.

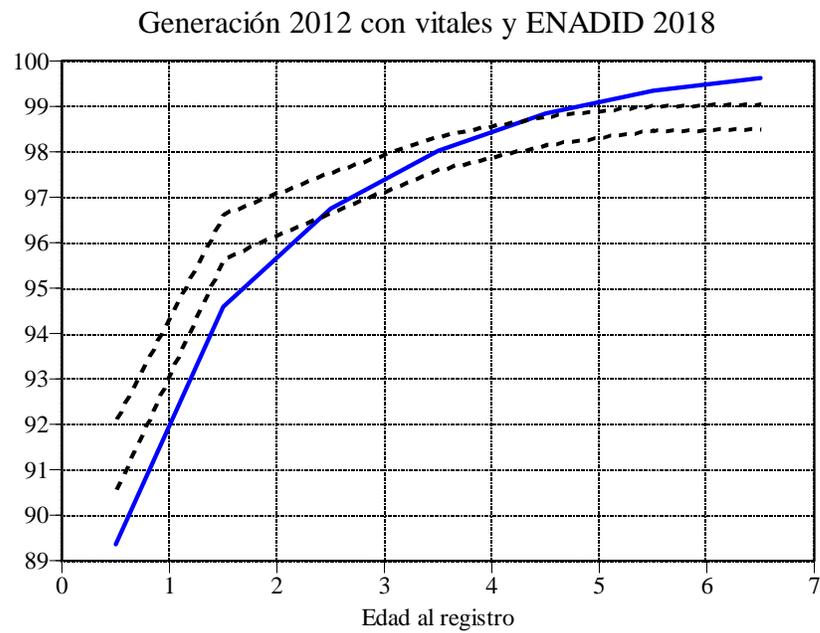
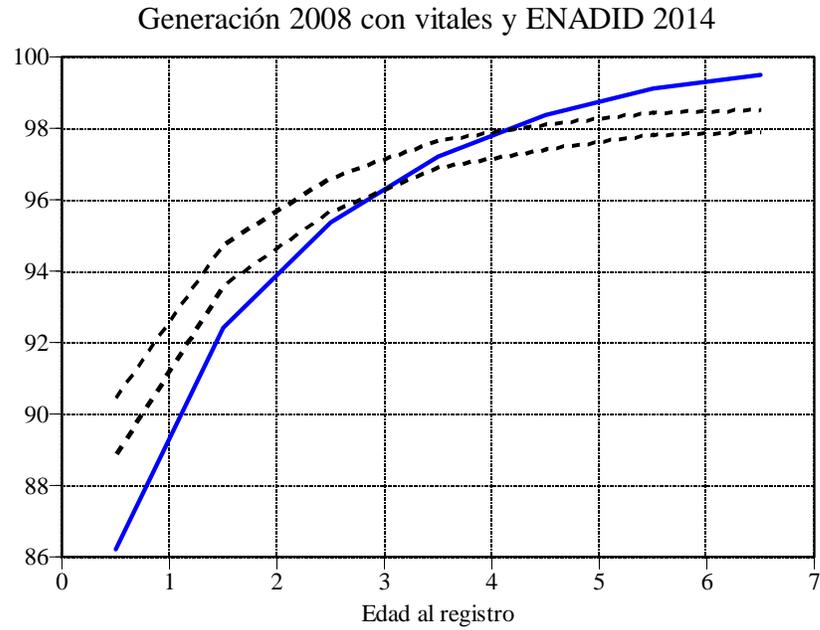
Otra forma de indagar acerca del registro tardío es mediante curvas de los nacimientos según año de ocurrencia y distintos tiempos que tardan los padres para su registro entre 1950 y 2019, es decir, la ventana temporal que hemos fijado para hacer la conciliación demográfica. En la gráfica 3.2, presentamos una primera curva con el total de nacimientos registrados en el año, independientemente de la cohorte a la que pertenecen, y otras tres curvas con las cohortes reconstruidas de nacimientos registrados antes de cumplir uno, hasta tres y cuatro años de edad. El número total de nacimientos registrados se encuentra muy por encima de los nacimientos ocurridos de las distintas cohortes, aún de los registrados hasta el quinto año de vida. El registro múltiple sería una de las explicaciones posibles de esta diferencia en el

en 1997 se dejó abierta la respuesta a todas las edades al primer registro.

Gráfica 3.1. Porcentaje acumulado de nacimientos registrados de la generaciones 1984, 1989, 2008 y 2012 según las estadísticas vitales y la ENADID 1992, 1997, 2014 y 2018

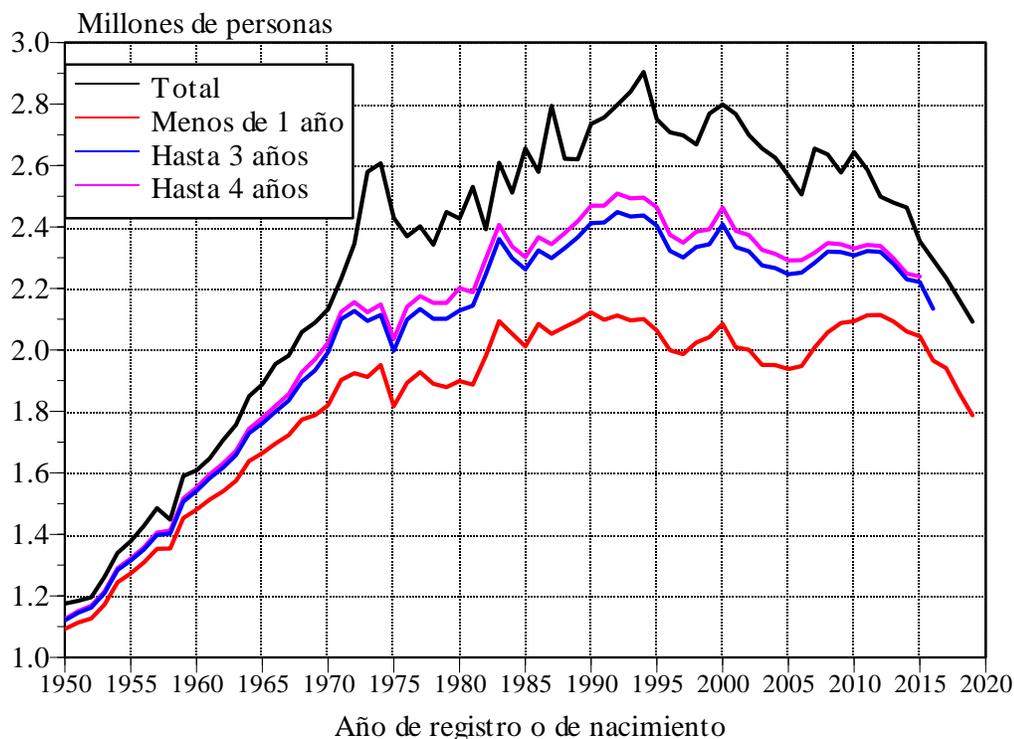


Gráfica 3.1.
(Concluye)



Fuente: ENADID 1992, 1997, 2014 y 2018 y estadísticas vitales 1985-2019

Gráfica 3.2. Total de nacimientos registrados y hasta cuatro años de edad para la cohorte, 1950-2019



Fuente: Figueroa y Partida (1994) y Estadísticas vitales 1977-2019.

nivel de las curvas; el aumento marcado en 1973 y 1974 refleja la respuesta a la campaña gubernamental que fomentó el registro de nacimientos y matrimonios.

La tendencia en todos los casos es al aumento hasta mediados de los años setenta y, a partir de entonces, un freno al crecimiento como reflejo de la nueva política de planificación familiar. El descenso en el total, con ciertas irregularidades, en los últimos veinticuatro años, puede ser indicativo de un registro oportuno de los nacimientos; en cambio, la estabilidad —también con altibajos— de las series temporales de nacimientos ocurridos muestra que el descenso del total se vincula a una disminución de la fecundidad. El aumento en el año 2000 pudiera deberse a un hecho real de atracción de este año para tener un hijo, o más bien a un interés en registrar a las niñas y a los niños como nacidos en este año en que inicia el siglo.

En el cuadro 3.2 reproducimos el registro de los nacimientos hasta 4 años de edad cumplida. Se advierte que el agregado de 5 a 9 años apenas acrecienta el acumulado hasta 4 años, de 1.1% en 2013–2019 a 6.8% en 2017, proporción que se reduce si aceptamos la probable presencia del registro múltiple a partir del quinto aniversario.

Con base en lo que hemos presentado sobre el registro tardío y con el objeto de evitar en lo posible el registro múltiple, en lo que sigue, sobre las estimaciones de la fecundidad con esa fuente de datos, vamos a trabajar la serie de las cohortes reconstruidas de los nacimientos

Cuadro 3.2. Nacimientos de las estadísticas vitales por año de ocurrencia y edad al registro, 1950-2019

Año de ocurrencia	Generación registrada hasta la edad:			Año de ocurrencia	Generación registrada hasta la edad:			Porcentaje 5-9 a 0-4*		
	0 años	1 año	4 años		9 años	1 año	4 años		9 años	
1950	1 092 641	1 106 041	1 124 898	1 144 310	1.7	2 011 711	2 153 112	2 302 385	2 426 396	5.1
1951	1 113 388	1 129 765	1 150 605	1 170 398	1.7	2 084 948	2 219 567	2 366 969	2 492 167	5.0
1952	1 126 483	1 145 744	1 167 781	1 188 136	1.7	2 053 044	2 179 488	2 344 288	2 470 834	5.1
1953	1 171 447	1 190 641	1 214 154	1 236 177	1.8	2 074 869	2 209 749	2 380 546	2 505 156	5.0
1954	1 243 973	1 265 800	1 290 042	1 314 148	1.8	2 095 631	2 237 109	2 419 195	2 543 436	4.9
1955	1 273 365	1 296 953	1 321 741	1 348 443	2.0	2 122 249	2 269 774	2 469 196	2 595 641	4.9
1956	1 308 461	1 330 740	1 357 482	1 387 785	2.2	2 098 398	2 260 581	2 469 531	2 595 849	4.9
1957	1 353 025	1 376 486	1 405 767	1 439 757	2.4	2 112 460	2 287 503	2 508 692	2 634 065	4.8
1958	1 354 000	1 379 951	1 412 225	1 449 281	2.6	2 096 421	2 274 816	2 493 258	2 608 618	4.4
1959	1 453 261	1 479 882	1 516 812	1 556 751	2.6	2 100 955	2 275 974	2 495 581	2 607 419	4.3
1960	1 480 519	1 510 236	1 552 262	1 595 399	2.7	2 063 451	2 246 879	2 463 548	2 568 508	4.1
1961	1 513 263	1 548 794	1 595 226	1 641 154	2.8	1 998 777	2 168 820	2 374 640	2 467 997	3.8
1962	1 539 461	1 579 519	1 629 978	1 678 996	2.9	1 986 363	2 152 742	2 349 076	2 435 473	3.5
1963	1 574 228	1 617 498	1 672 078	1 731 267	3.4	2 024 576	2 199 022	2 384 981	2 465 741	3.3
1964	1 638 302	1 685 898	1 744 050	1 821 691	4.3	2 041 772	2 203 161	2 392 615	2 471 804	3.2
1965	1 663 916	1 715 700	1 778 181	1 875 013	5.2	2 085 250	2 253 837	2 463 434	2 545 394	3.2
1966	1 695 371	1 749 527	1 817 871	1 934 090	6.0	2 009 008	2 184 723	2 387 745	2 459 885	2.9
1967	1 722 725	1 780 042	1 856 203	1 991 860	6.8	2 000 795	2 166 778	2 373 617	2 443 222	2.8
1968	1 773 002	1 836 283	1 927 365	2 053 683	6.2	1 951 290	2 119 606	2 325 954	2 391 021	2.7
1969	1 787 779	1 857 116	1 968 911	2 072 448	5.0	1 950 570	2 112 788	2 312 778	2 374 128	2.6
1970	1 820 294	1 896 888	2 023 676	2 121 814	4.6	1 937 681	2 096 576	2 291 393	2 347 729	2.4
1971	1 902 104	2 003 150	2 124 066	2 221 552	4.4	1 947 330	2 108 253	2 292 052	2 341 858	2.1
1972	1 924 596	2 044 035	2 155 799	2 263 296	4.7	2 008 504	2 151 474	2 316 450	2 359 543	1.8
1973	1 911 854	2 017 224	2 123 099	2 242 218	5.3	2 057 493	2 205 482	2 347 692	2 386 580	1.6
1974	1 951 016	2 035 922	2 147 946	2 275 634	5.6	2 088 149	2 221 250	2 343 886	2 377 118	1.4
1975	1 816 734	1 911 550	2 036 403	2 178 552	6.5	2 093 585	2 216 617	2 330 275	2 361 379	1.3
1976	1 892 885	2 002 057	2 140 563	2 288 314	6.5	2 112 901	2 234 098	2 341 956	2 369 765	1.2
1977	1 927 439	2 032 297	2 175 460	2 327 953	6.6	2 114 039	2 237 775	2 338 485	2 365 794	1.2
1978	1 889 710	2 002 828	2 153 292	2 299 413	6.4	2 092 597	2 207 450	2 297 400	2 323 827	1.1
1979	1 878 840	1 983 038	2 152 842	2 299 764	6.4	2 060 141	2 159 298	2 248 312	2 274 330	1.1
1980	1 898 640	2 008 742	2 201 565	2 320 029	5.1	2 044 530	2 149 012	2 239 043	2 264 863	1.1
1981	1 886 825	2 001 815	2 187 910	2 304 051	5.0	1 965 495	2 065 737	2 151 591	2 176 414	1.1
1982	1 980 569	2 100 443	2 297 291	2 411 825	4.7	1 940 457	2 039 826	2 124 586	2 149 094	1.1
1983	2 094 057	2 241 246	2 407 108	2 518 663	4.4	1 859 066	1 954 267	2 035 472	2 058 950	1.1
1984	2 052 653	2 176 211	2 336 545	2 456 059	4.9	1 787 197	1 878 718	1 956 783	1 979 355	1.1

* Porcentaje que los registrados de 5 a 9 años de la generación representan de los registrados de 0 a 4 años de edad.

Nota: Véase el anexo F para las generaciones 2010-2019

Fuente: Figueroa y Partida (1994) y Estadísticas vitales 1977-2019.

registrados hasta cuatro años de edad cumplidos. Para que un nacimiento sea registrado después del parto es necesario que haya sobrevivido y no se haya ido a vivir a otro país. Dado que la emigración en los primeros años de vida es escasa, supondremos que el registro tardío solo está condicionado a la supervivencia. Para la retrospección desde el momento del registro al del nacimiento, echamos mano de nuestras estimaciones de la mortalidad infantil y preescolar del capítulo 2.⁴

3.2 El certificado de nacimiento

El certificado de nacimiento se pone en marcha en 2007 y se hace público el número de nacimientos por edad de la madre a partir de 2008 y se dispone de tabulaciones para todos los años hasta 2020.⁵ Este certificado se emite en las instituciones en las que tiene lugar el parto. En algunos casos, los partos que no son atendidos en alguna institución del sector salud pueden también obtener su certificado, pero en otros permanecen sin registro en esta fuente. Como la gran mayoría de los partos en el país son atendidos en alguna institución o por personal del sector salud, la falta de cobertura no es grande. No obstante, las cifras revelan un nivel por debajo del desprendido de las estadísticas vitales y los censos, debido a la falta de cobertura del certificado en algunas de las entidades federativas, sobre todo aquellas donde numerosos partos no son asistidos por personal médico, paramédico o partera. Los montos totales de certificados expedidos se incluyen en el cuadro 3.4.

3.3 Las encuestas

Las historias de embarazos de las encuestas por muestreo de fecundidad han sido la base para estimar tanto los niveles como el calendario de la fecundidad en el país a partir de la década de 1970, cuando tuvo lugar la primera encuesta nacional de fecundidad. Si las historias retrospectivas de embarazos se declaran con precisión, se obtiene una imagen adecuada del nivel de la fecundidad y sus variaciones en el tiempo. Sin embargo, las historias de embarazos adolecen de mala declaración, ya sea por la omisión de los eventos o por su mala ubicación en el tiempo.

La primera deficiencia resulta en una subestimación del nivel de fecundidad mientras que la segunda refleja una tendencia en el tiempo distinta a la que en realidad ocurrió. La distorsión puede presentar un patrón conocido como efecto Brass (1978), en el que las mujeres de edad más avanzada tienden a exagerar el intervalo entre el nacimiento y la entrevista, lo que resulta en una sobrestimación del nivel de la fecundidad para los años más antiguos y una subestimación en los más recientes. El sesgo inverso es el que señala Potter (1975, 1977), quien considera que hay una tendencia a localizar los nacimientos en periodos más cercanos a la fecha de la encuesta, pero que los eventos inmediatos están bien reportados;

⁴Véase el capítulo 5 para el procedimiento de retrospección. Para la reconstrucción de cohortes en diagramas de Lexis en el apartado 2.1.2, usamos los nacimientos registrados hasta cuatro años del cuadro 3.2.

⁵Debido a que la reconstrucción demográfica, en el capítulo 5, abarca hasta 2019, en lo que sigue es que consideramos las estadísticas del certificado hasta 2019.

Cuadro 3.3. Nacimientos de registros vitales y método de hijos propios, 1975-2019

Año de ocurrencia	Ocurridos*	Hijos propios				
		Censo 1990	Censo 2000	Censo 2010	Encuesta 2015	Censo 2020
1975	2 141 087	1 952 941				
1976	2 247 961	1 915 897				
1977	2 281 160	2 026 220				
1978	2 254 686	1 802 016				
1979	2 250 644	2 002 520				
1980	2 298 110	1 897 271				
1981	2 280 092	2 007 794				
1982	2 390 620	1 902 523				
1983	2 501 218	1 916 788				
1984	2 424 524	1 891 644				
1985	2 386 072	1 925 607	1 922 508			
1986	2 449 574	1 875 231	1 927 638			
1987	2 422 931	1 742 334	1 990 046			
1988	2 457 167	1 534 123	1 897 931			
1989	2 498 698	1 536 898	2 027 822			
1990	2 546 036		1 974 683			
1991	2 538 937		1 984 297			
1992	2 576 759		1 928 759			
1993	2 558 646		1 901 687			
1994	2 558 928		1 877 301			
1995	2 524 173		1 863 828	2 090 939		
1996	2 431 120		1 735 858	2 038 852		
1997	2 402 930		1 642 677	2 114 296		
1998	2 437 502		1 532 206	2 035 982		
1999	2 443 074		1 488 697	2 254 296		
2000	2 513 150			2 168 913	2 201 379	
2001	2 433 746			2 110 075	2 063 874	
2002	2 417 165			2 066 628	2 114 010	
2003	2 366 815			2 062 425	2 009 861	
2004	2 351 765			2 048 414	2 093 256	
2005	2 328 659			2 040 983	1 987 126	1 901 613
2006	2 328 208			2 035 622	2 083 124	1 905 141
2007	2 352 046			2 047 263	2 076 112	2 010 002
2008	2 383 000			1 948 102	2 080 011	1 897 284
2009	2 378 366			1 926 766	2 060 799	2 074 057
2010	2 363 788				2 086 344	1 920 733
2011	2 374 943				2 074 747	2 057 982
2012	2 370 948				2 047 524	1 983 758
2013	2 328 898				1 931 452	1 947 277
2014	2 278 768				1 922 623	2 028 572
2015	2 269 226					2 019 869
2016	2 180 512					1 952 694
2017	2 153 102					1 912 952
2018	2 062 253					1 786 254
2019	1 982 027					1 718 212

* Retrospección del registro al momento del nacimiento para los registrados hasta 4 años de edad.

Fuente: Cuadro 3.2, censos de población de 1990 a 2020 y encuesta intercensal de 2015.

este patrón propicia una tendencia en la que el nivel de la fecundidad se subestima en los periodos más distantes de la encuesta, se sobreestima en los años siguientes, y subestima en el periodo inmediato, lo que lleva a concluir de manera errada que hubo un descenso de la fecundidad en años recientes o que la disminución fue más acentuada. La evaluación de las encuestas ha sido objeto de distintos estudios (Ordorica y Potter, 1981; Partida, et al., 2005) que concluyen que, con ciertas distorsiones y no siempre las mismas, los datos de las historias de embarazos son de utilidad para obtener estimaciones plausibles de la fecundidad en el país.

3.4 Los censos de población

Varias son las posibilidades para obtener estimaciones de la fecundidad a partir de la información de los censos de población de 1990 a 2020. La información sobre la fecha de nacimiento del último hijo nacido vivo en los censos de 2000 a 2020 y la encuesta intercensal de 2015 permite conocer el número de nacimientos ocurridos en el año anterior al censo. Además, los censos y encuestas proporcionan la población femenina que sirve de denominador para el cálculo de las tasas específicas por edad. Esta información tiene la ventaja de que en el año anterior al censo la gran mayoría de los nacimientos corresponden a las últimas hijas y a los últimos hijos, de manera que proporcionan un buen acercamiento a los nacimientos totales del año.⁶ El número de nacimientos es 2.36 millones en 1999, 2.40 millones de junio de 2009 a mayo de 2010, 2.21 millones en 2014 y 1.89 millones en 2019.

La calidad de los datos de la fecha de nacimiento del último hijo nacido vivo en las enumeraciones de 2000, 2010, 2015 y 2020 es razonable. La no respuesta del año de nacimiento es apenas 2.7% entre las mujeres de 15 a 49 años de edad en 2000, 1.2% en 2010, 1.0% en 2015 y 0.3% en 2020.

Otra forma de obtener estimaciones de momento de la fecundidad es mediante el método de *hijos propios* (Feeney, 1977), el cual descansa en el vínculo de las niñas y de los niños con la madre en el hogar, de tal suerte que se pueden deducir los nacimientos ocurridos en cada año previo a la enumeración poblacional. La estimación se hace mediante la retrosección de la población censada de menos de 15 años clasificada por edades individuales y edades individuales de las madres.⁷ En los cuatro censos de 1990 a 2020 y la encuesta de 2015 se incorporaron las estimaciones de mortalidad del capítulo 2 y de migración internacional del capítulo 4, las cuales no dependen de la fecundidad.⁸

⁶La posible subestimación proviene de los partos múltiples, ya que en el numerador de la tasa solo se considera un nacimiento.

⁷Si se supone que la emancipación de los hijos del hogar paterno solo es significativa a partir de 15 años de edad, la ausencia del hogar de la prole menor de 15 años debe ser mínima.

⁸En los censos de 1990 y 2000 no se preguntó por la madre presente en el hogar, así aplicamos el algoritmo sugerido por Feeney (1977) basado en la relación de parentesco. En los censos de 2010 y 2020 y la encuesta de 2015 se vinculó al hijo con la madre presente en el hogar, y en el caso de progenitora ausente se aplicó el algoritmo de Feeney. Omitimos el ejercicio de hijos propios de 1995 por la falta de la relación de parentesco y el conteo de 2005 por la alta proporción de viviendas pendientes (véase el apartado 1.1.1). Para el tratamiento de las viviendas pendientes del censo de 2020 véase el apartado 1.1.2.

Cuadro 3.4. Nacimientos de registros vitales, último hijo de enumeraciones de población y certificado de nacimiento, 1999-2019

Año de ocurrencia	Ocurridos*	Último hijo			Certificado de nacimiento
		Censo 2000	Censo 2010 [†]	Encuesta 2015	
1999	2 443 074	2 363 270			
2000	2 513 150				
2008	2 383 000		2 400 880		1 931 115
2009	2 378 366				2 018 738
2010	2 363 788				2 036 771
2011	2 374 943				2 129 266
2012	2 370 948				2 171 834
2013	2 328 898				2 167 746
2014	2 278 768			2 208 585	2 153 985
2015	2 269 226				2 125 685
2016	2 180 512				2 062 143
2017	2 153 102				2 046 471
2018	2 062 253				1 924 339
2019	1 982 027				1 852 879
2020					1 734 790

* Retrospección del registro al momento del nacimiento para los registrados hasta 4 años de edad.

† Se refiere al periodo de 1 de junio de 2009 a 31 de mayo de 2010.

Fuente: Cuadro 3.2, censos de población de 2000, 2010 y 2020 encuesta intercensal de 2015 y certificado de nacimiento.

3.5 Las estimaciones de los nacimientos

En el cuadro 3.3, se contrastan las distintas series de nacimientos obtenidos de las estadísticas vitales y de la aplicación del método de hijos propios aplicado a los censos de población y la encuesta intercensal de 2015.⁹ Ya hemos mencionado los niveles y tendencias que se obtienen con las estadísticas vitales. Aquí queremos inspeccionar las similitudes y divergencias entre las distintas valoraciones, tomando como marco de referencia las estimaciones desprendidas de los registros vitales —mediante retrospección—, las cuales se reproducen en la primera columna del cuadro 3.3. En general, las estimaciones con el método de hijos propios subestiman el monto de nacimientos en más de 10%, excepto los eventos correspondientes a 1975 del censo de 1990 y a 1999 de la enumeración de 2010.

En el cuadro 3.4, por su parte, se comparan nuevamente los nacimientos de las estadísticas vitales con el último hijo nacido en el año previo de los censos de 2000, 2010 y 2020 y la encuesta de 2015, y los correspondientes al certificado de nacimiento. Ahora, la proximidad es evidente, pues el último hijo es apenas menor a 4.5% que los nacimientos del registro civil, incluso 0.8% por encima en el último hijo del censo de 2010. Asimismo, la proximidad del certificado de nacimiento con el paso de los años es indicativa de la mejor cobertura en la expedición de ese documento.

⁹Se inicia la serie a partir de 1975, ya que en ese año empiezan las cuantificaciones distintas a las estadísticas vitales.

3.6 Estimaciones de las tasas específicas de fecundidad por edad

Nuestro objetivo total es estimar tasas específicas de fecundidad por edad, pues constituyen una pieza de información indispensable, junto a la mortalidad y la migración, para la conciliación demográfica, como se explica en el capítulo 5. Para la selección usamos las tasas de fecundidad desprendidas de las siguientes fuentes de datos:

1. Historias de embarazos de la *Encuesta Mexicana de Fecundidad* (EMF) de 1976–1977; *Nacional de Fecundidad y Salud* (ENFES) de 1987 y *Nacional de la Dinámica Demográfica* (ENADID) de 1992, 1997, 2006, 2009, 2014 y 2018;
2. Nacimientos registrados hasta 4 años de edad ubicados al momento del parto con restrospección por supervivencia;
3. Último hijo nacido vivido en los censos de 2000, 2010 y 2020 y en la *Encuesta Intercensal 2015*;
4. Certificado de nacimiento de 2009 a 2019.

Las tasas correspondientes a cada uno de los siete grupos quinquenales de edades fértiles y la tasa global de fecundidad (TGF) se reproducen en el anexo F y en las gráficas 3.3 y 3.4.

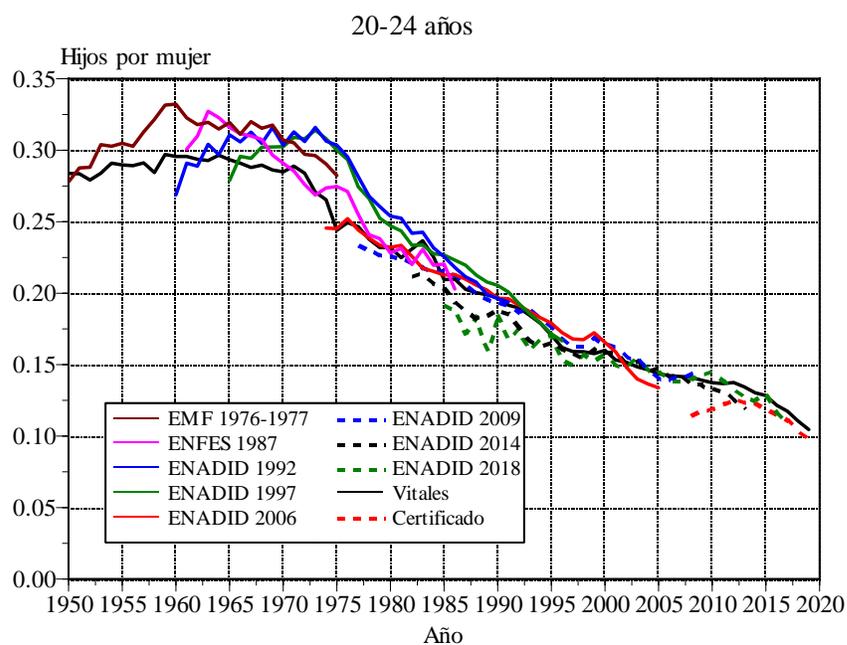
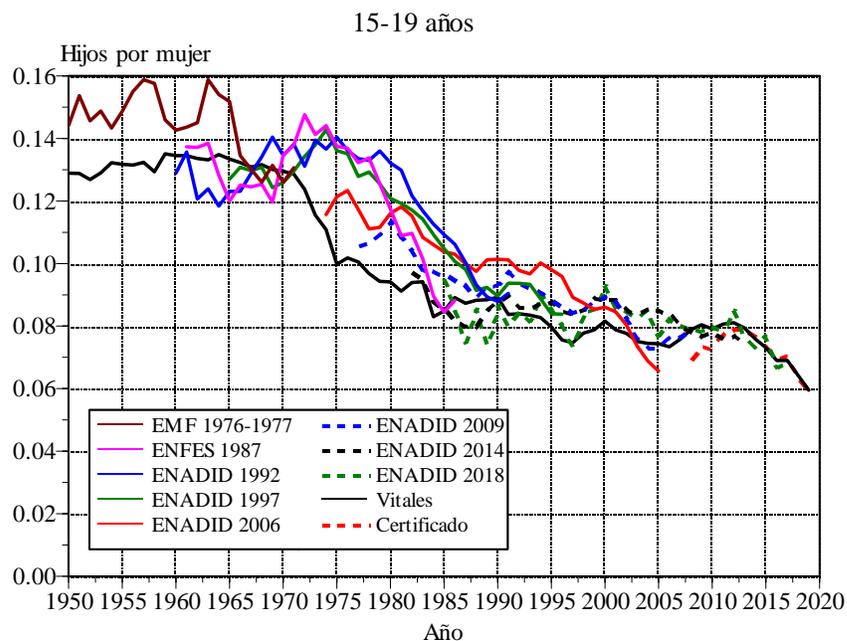
Conviene hacer algunas aclaraciones del cálculo de las tasas de fecundidad por edad. Tanto para esos nacimientos, como para los provenientes de los certificados, se usaron como denominadores de las tasas las poblaciones femeninas estimadas en el capítulo 2. El último hijo se dividió entre las mujeres enumeradas en los censos correspondientes y la encuesta intercensal. Finalmente, para las historias de embarazos se tomaron los años-persona vividos por todas las mujeres como denominador. Las tasas se valoraron al dividir los nacimientos de un trienio entre los años-persona vividos durante el mismo periodo, y la tasa correspondiente al trienio se asignó al año intermedio.¹⁰

La revisión de los paneles de la gráfica 3.4 corroboran la subestimación de la fecundidad, apuntada para el cuadro 3.3, obtenida con el método de hijos propios de los censos de 1990 a 2020 y la encuesta de 2015; así, dejamos de lado esas valoraciones. En cambio, retenemos las tasas obtenidas con el último hijo nacido vivo, ya que son consistentes con las derivadas con las estadísticas vitales, excepto la correspondiente a 15–19 años, la cual omitimos también.

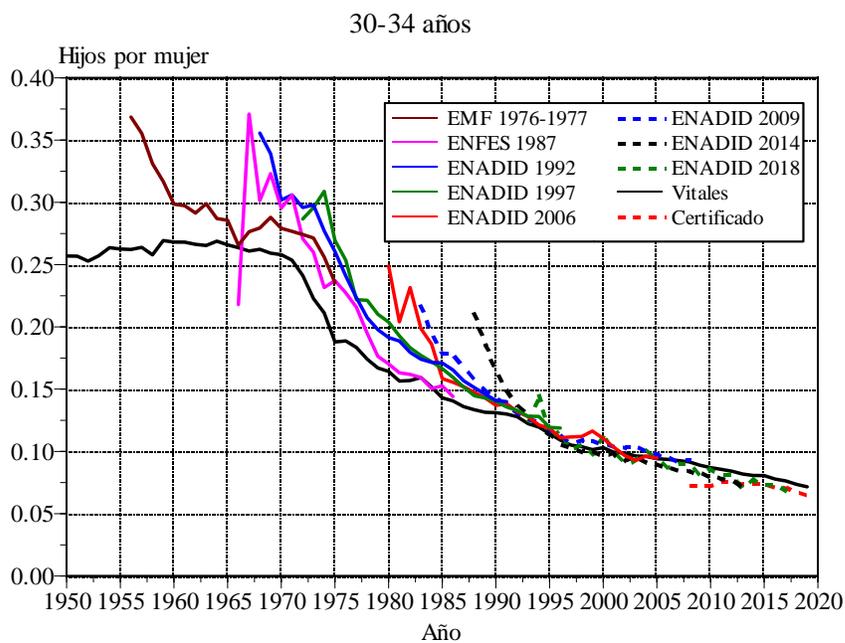
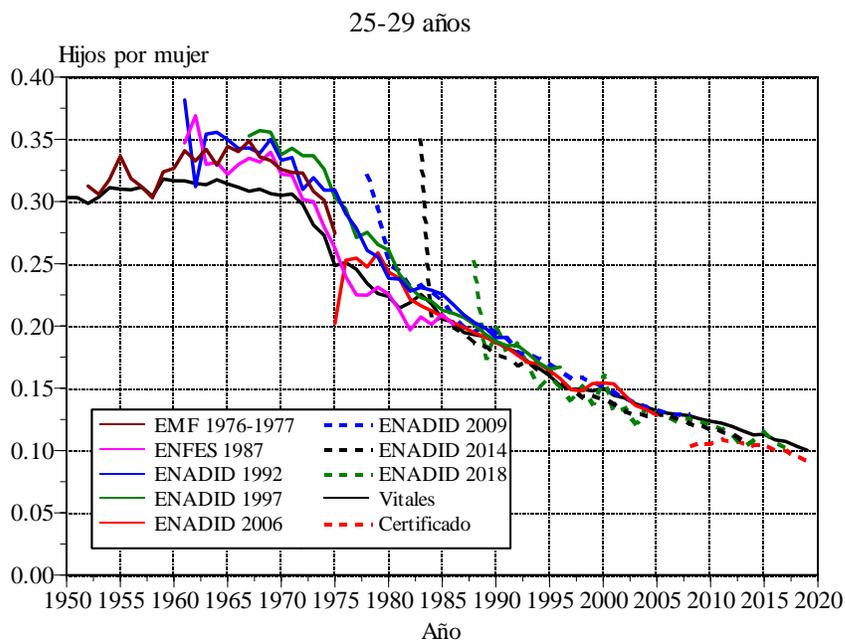
La inspección visual, en los paneles de la gráfica 3.3, revelan una clara proximidad en las tasas para los cuatro grupos quinquenales del intervalo 20–39 años de edad, salvo mínimos

¹⁰Por ejemplo, las tasas del periodo 1977–1979 se fijaron en 1978, de 1978–1980 en 1979, de 1979–1981 en 1982, etc. Solo se seleccionaron las tasas cuando el intervalo etario del año intermedio del trienio coincidiera completo con el grupo quinquenal convencional correspondiente. Tomemos como ejemplo el grupo de edades 25–29 años del periodo 1989–1991, y supongamos que la cohorte más antigua en la encuesta nació en 1960. En 1989 se usan los nacimientos y años-persona de 25–28 cumplidos y 29 años solo para las nacidas en 1960, pues no contamos con las cifras de 29 años para las nacidas en 1959. Las cifras de 25–29 en 1990 y 1991 se toman completas. Las sumas trienales de nacimientos y años-persona corresponden a numerador y denominador, respectivamente, de la tasa de fecundidad 25–29 años de 1990.

Gráfica 3.3. Tasas de fecundidad específicas por edad de la madre de historias de embarazos, estadísticas vitales y certificado de nacimiento, 1950-2019

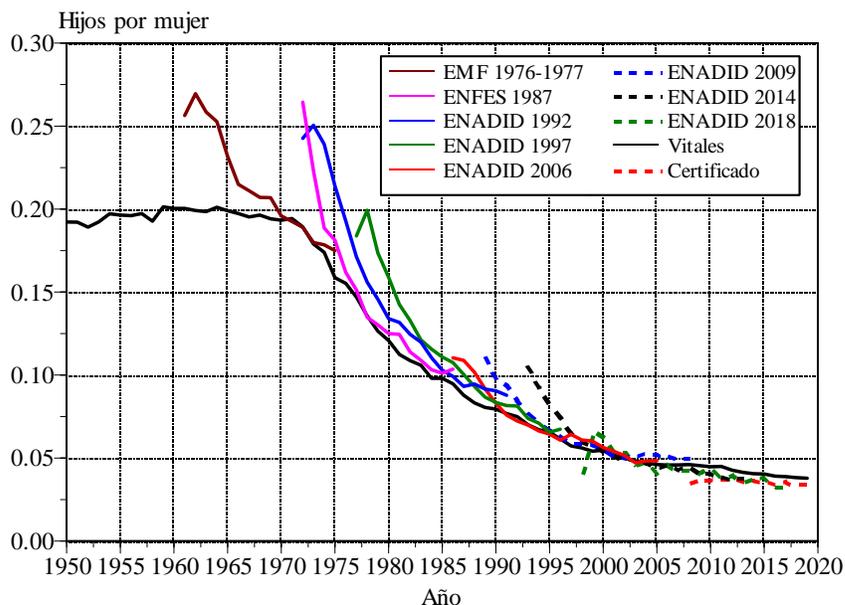


Gráfica 3.3.
(Continúa)

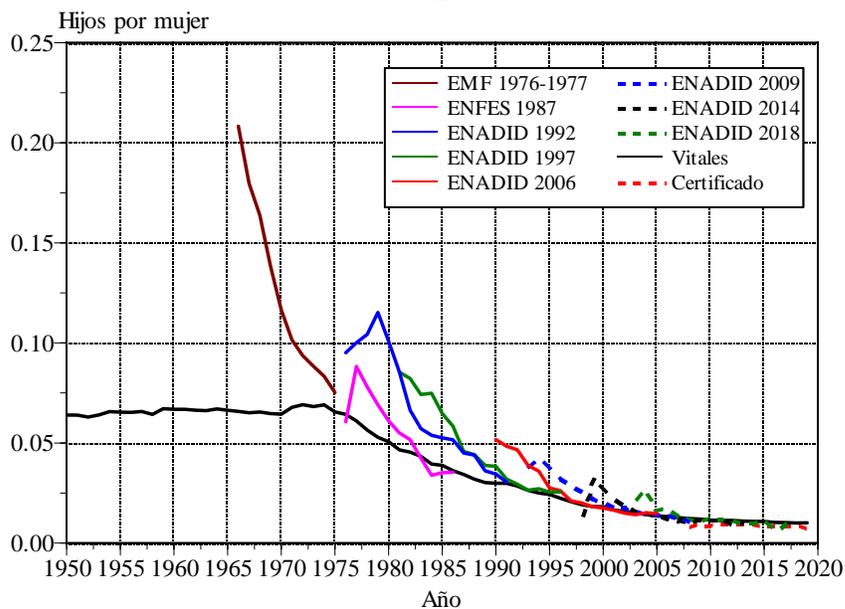


Gráfica 3.3.
(Continúa)

35-39 años

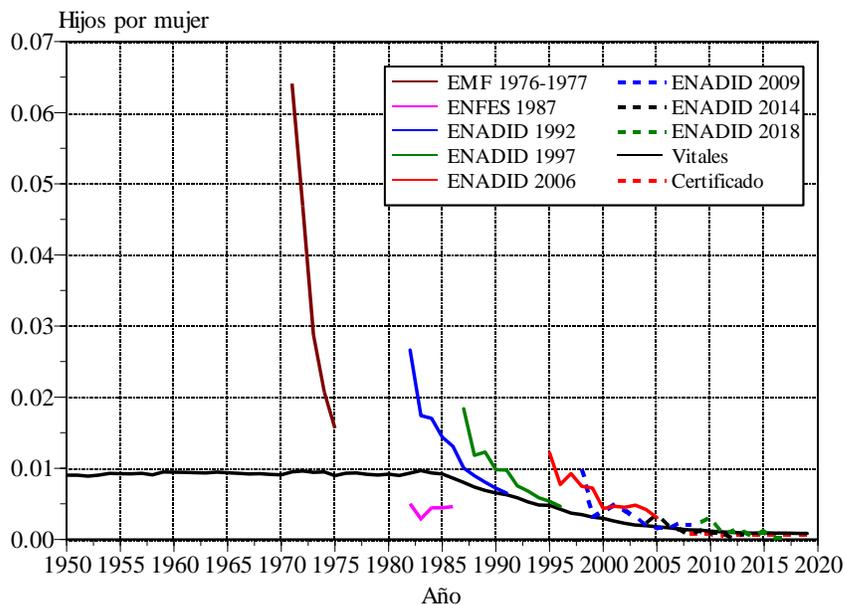


40-44 años

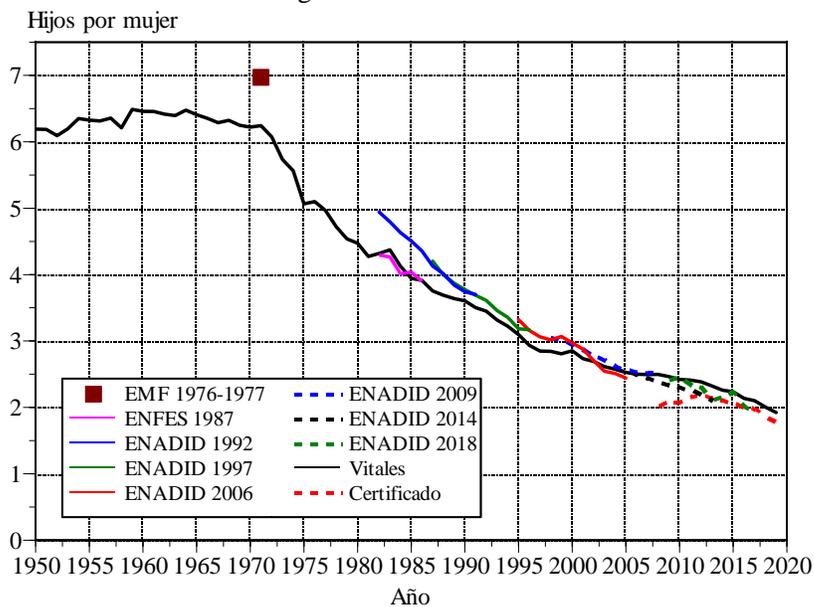


Gráfica 3.3.
(Concluye)

45-49 años

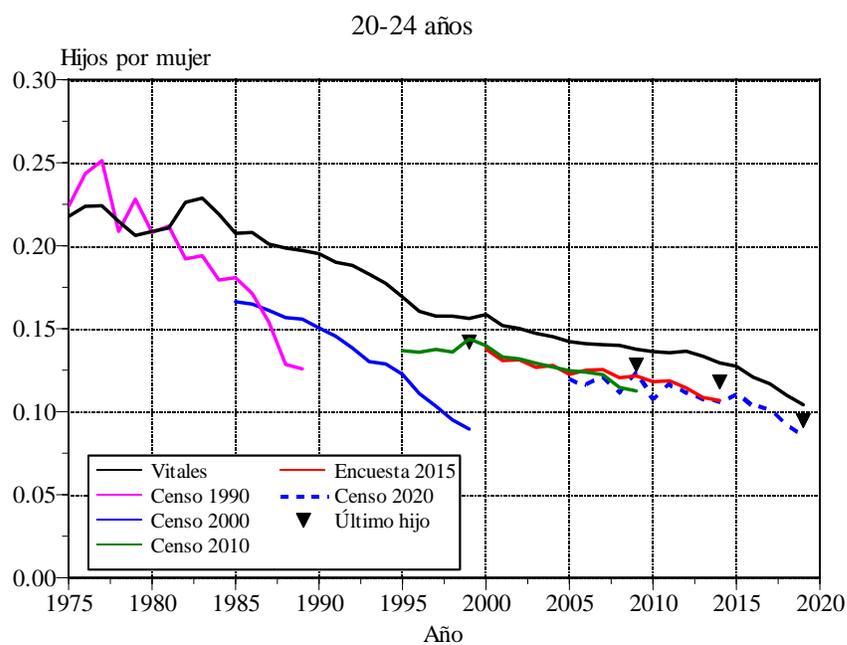
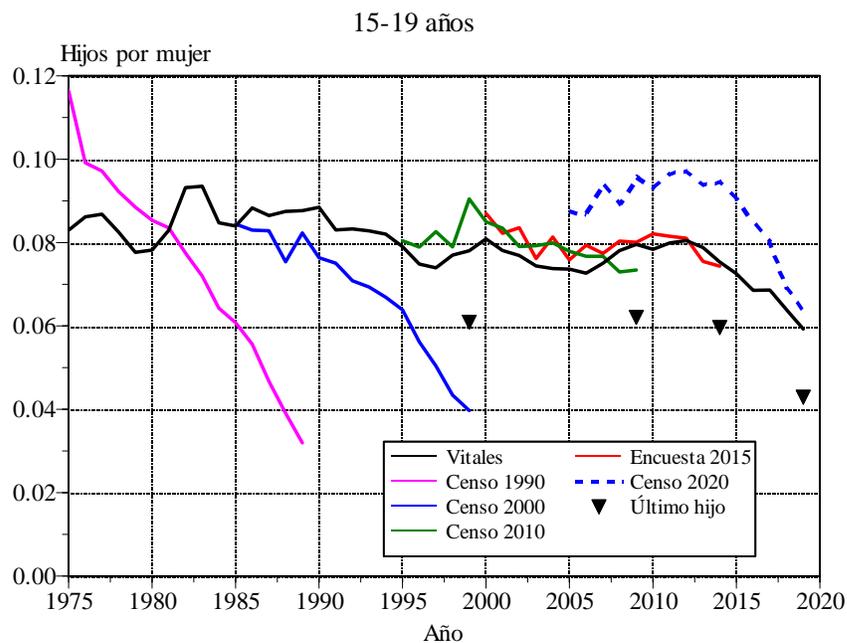


Tasa global de fecundidad



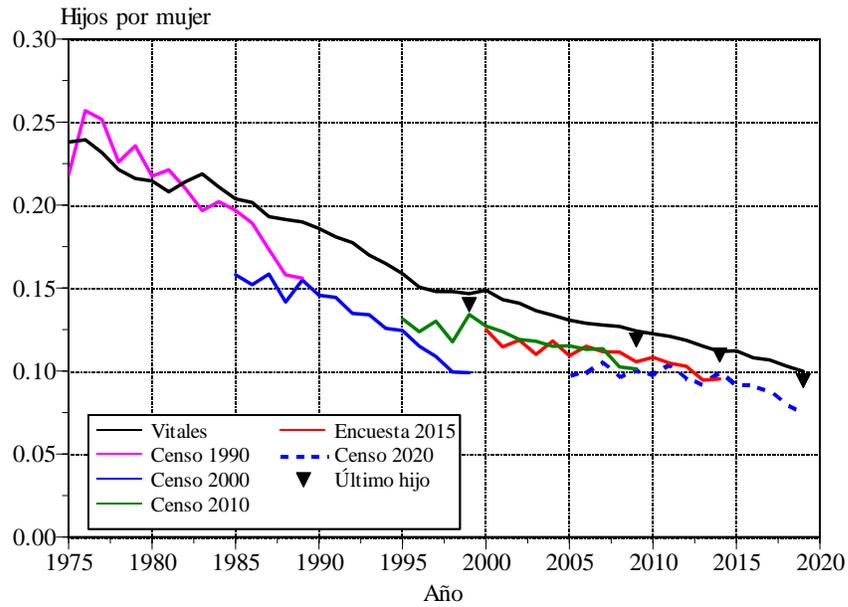
Fuente: Historias de embarazos de las encuestas de fecundidad, estadísticas vitales 1950-2019 y certificado de nacimiento 2008-2019.

Gráfica 3.4. Tasas de fecundidad específicas por edad de la madre de estadísticas vitales y estimaciones de hijos propios y último hijo de los censos de población de 1990 a 2020 y la encuesta de 2015, 1975-2019

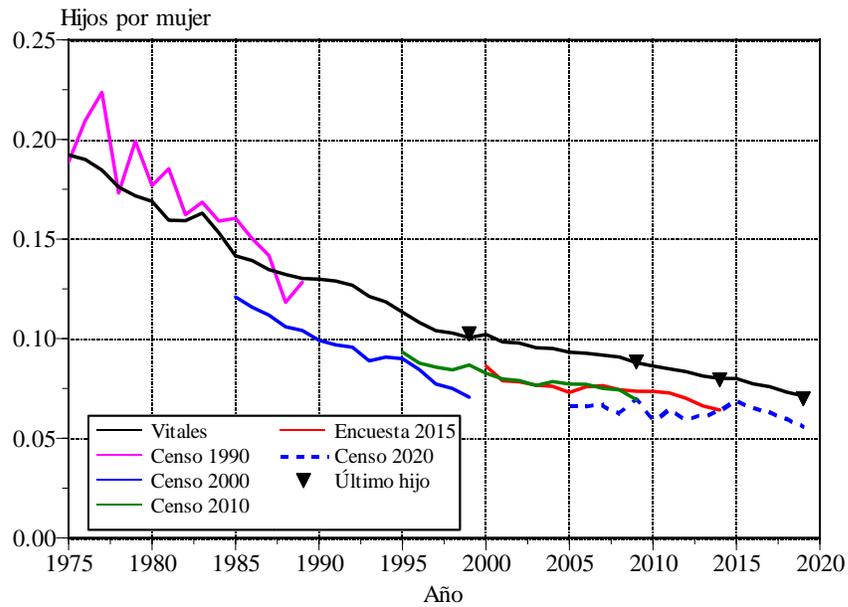


Gráfica 3.4.
(Continúa)

25-29 años

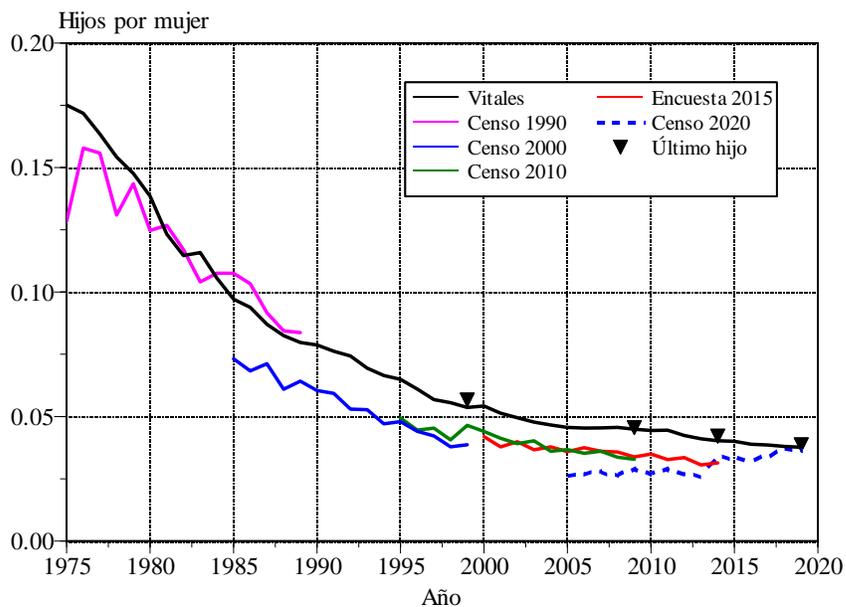


30-34 años

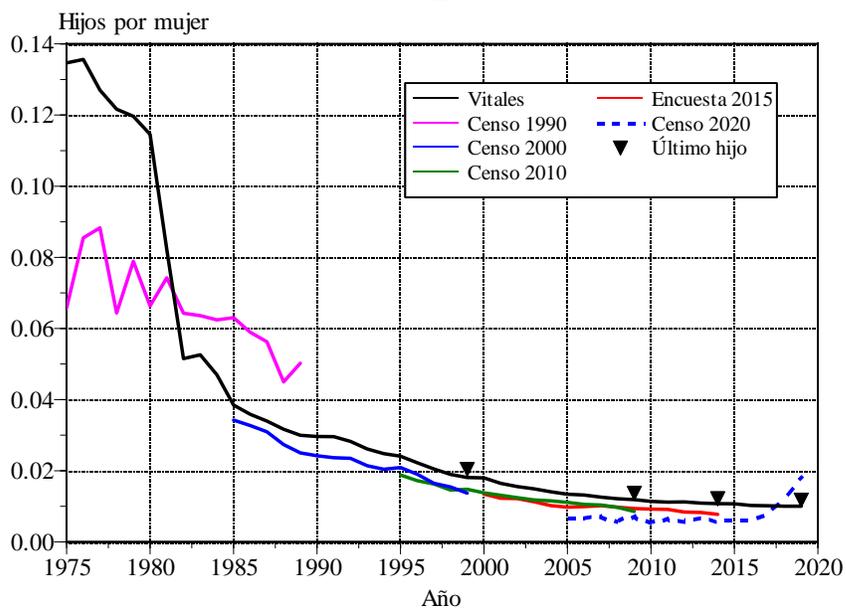


Gráfica 3.4.
(Continúa)

35-39 años

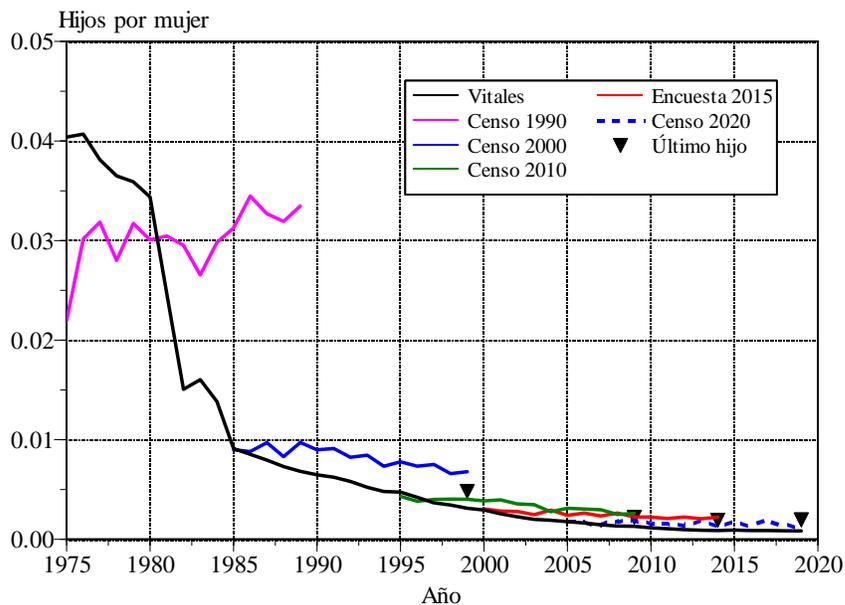


40-44 años

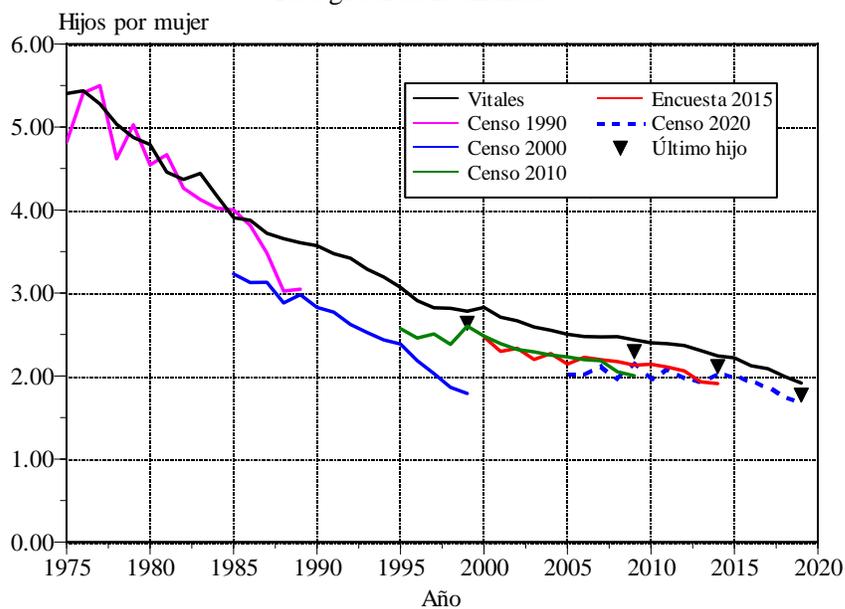


Gráfica 3.4.
(Concluye)

45-49 años



Tasa global de fecundidad



Fuente: Estadísticas vitales 1975-2019, censos de 1990 a 2020 y encuesta intercensal 2015.

Cuadro 3.5. Periodos considerados en la estimación de las tasas de fecundidad para las diez fuentes de datos

Fuente de datos	Grupo de edad de la madre						
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
EMF 1976-1977	1950-1970	1952-1975	1957-1975	1962-1975	1967-1975		
ENFES 1987	1968-1986	1963-1986	1963-1986	1973-1986	1973-1986	1985-1986	
ENADID 1992	1967-1991	1962-1991	1962-1991	1974-1991	1977-1991	1991	1991
ENADID 1997	1966-1996	1966-1996	1967-1996	1974-1996	1982-1996	1991-1996	1995-1996
ENADID 2006	1980-2005	1976-2005	1976-2005	1984-2005	1986-2005	1996-2005	
ENADID 2009	1980-2008	1979-2008	1980-2008	1984-2008	1991-2008	1999-2008	2004-2008
ENADID 2014	1982-2013	1982-2013	1984-2013	1991-2013	1997-2013	2002-2013	2005-2013
ENADID 2018	1985-2017	1985-2017	1989-2017	1993-2017	1999-2017	2005-2017	2009-2017
Último hijo			1990-2019	1990-2019	1990-2019	1990-2019	2000-2019
Vitales	1986-2019	1950-2019	1950-2019	1950-2019	1950-2019	1954-2019	1954-2019
Certificado	2011-2019	2012-2019	2011-2019	2011-2019	2010-2019	2009-2019	2009-2019

Fuente: Historias de embarazos de las encuestas de fecundidad, censos de 2000 y 2010, encuesta intercensal 2019, estadísticas vitales 1950-2019 y certificado de nacimiento.

alejamientos identificables en la tendencia temporal; con lo cual, la selección de las observaciones para la estimación definitiva no presentó mayor dificultad, pues la remoción de las pocas tasas que se alejaban de la tendencia fue directa.

En el intervalo 15–19 se cuenta con la mayor cantidad de datos, pero la disparidad entre las fuentes es más marcada que en los otros grupos etarios; aunque se percibe un claro descenso con el paso del tiempo. En los dos últimos grupos quinquenales, la escasez de tasas, excepto en las desprendidas de los registros vitales y certificados, aportan poca información para antes de 1980. De la tendencia temporal, creímos conveniente estimar las tasas ${}_5F_{40}$ y ${}_5F_{40}$ mantenido invariables las proporciones de 1973 retrospectivamente:

$$\frac{{}_5F_{40}(1973-t)}{{}_5F_{35}(1973-t)} = \frac{{}_5F_{40}(1973)}{{}_5F_{35}(1973)} \quad \text{para } t = 1, 2, \dots, 22$$

y una vez estimadas las tasas ${}_5F_{40}$ de 1950 a 1972, dedujimos las de ${}_5F_{45}$ de la misma manera como:

$$\frac{{}_5F_{45}(1973-t)}{{}_5F_{40}(1973-t)} = \frac{{}_5F_{45}(1973)}{{}_5F_{40}(1973)} \quad \text{para } t = 1, 2, \dots, 22$$

Los periodos elegidos para la estimación final se detallan en el cuadro 3.5. A las tasas resultantes se les tomó el promedio aritmético para cada año calendario y grupo de edad fértil. Con el fin de retirar algunas pequeñas irregularidades, la tendencia temporal de cada intervalo etario se suavizó con el procedimiento robusto *lowess* del paquete de cómputo STATA (2003), usando una ventana de 20% de las observaciones para 15–19 y 40–49 años de

edad de la madre y 10% para 20–39 años. El promedio de las tasas y su suavización en el tiempo se reproducen en la gráfica 3.5. Las nuevas tasas se presentan en el cuadro 3.6.

Como un punto de apoyo para analizar los distintos ritmos de descenso de la fecundidad estimada desde mediados de los años setenta del siglo pasado, cuando se echó a andar el programa gubernamental de planificación familiar, en la gráfica 3.6 se presenta la proporción de mujeres unidas en edades reproductivas que declaraba usar algún método anticonceptivo al momento de la encuesta.¹¹ Se observa que el uso era menos frecuente en 1976 y 1979 y algo más de la mitad de las mujeres unidas en 1987. Un lustro después, el uso aumentó en más de 10 puntos porcentuales. A partir de 1997, los incrementos son cada vez menos pronunciados, entre 2006 y 2009 la proporción de usuarias sólo aumenta en 1.6% y en 2014 se advierte una leve disminución al cabo del quinquenio, pero el ascenso se recupera en 2018 cuando alcanzó su máximo histórico. Casi tres de cada cuatro mujeres unidas han practicado la anticoncepción desde 2009.

Las tasas por edad para ciertos años seleccionados, que consideramos representan mejor la transición de la fecundidad en México, se presentan en la gráfica 3.7. Antes de la política explícita de planificación familiar, adoptada por el gobierno mexicano a mediados de los años setenta del siglo pasado, la cuantiosa descendencia se extendía hasta bien entrado el periodo fértil, exhibiendo una composición etaria de cúspide tardía.

La respuesta a las campañas de planificación familiar fue una concentración de la progenie —cada vez menor— en edades reproductivas más jóvenes, lo que trajo consigo una modificación progresiva del calendario de la fecundidad hacia un patrón de cúspide temprana, como se advierte en las tasas por edad a partir de 1980 en el cuadro 3.6 y la gráfica 3.7.

Las tasas de fecundidad del cuadro 3.6 se deben considerar como preliminares, ya que se van a adaptar a la dinámica demográfica del país en la reconstrucción de la población en el capítulo 5. Anticipamos que las tasas definitivas estarán próximas a las estimadas en este capítulo.

¹¹Se agrega la Encuesta Nacional de Prevalencia en el Uso de Métodos Anticonceptivos (ENP) de 1979.

Cuadro 3.6. Tasas de fecundidad específicas por edad suavizadas, 1950-2019

Año de ocurrencia	Grupo de edad de la madre						TGF*	
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44		45-49
1950	0.14741	0.30020	0.29534	0.23595	0.16997	0.07797	0.01036	6.19
1951	0.14743	0.30033	0.29415	0.23496	0.16941	0.07807	0.01034	6.17
1952	0.14745	0.30393	0.29803	0.23722	0.17034	0.07859	0.01037	6.23
1953	0.14814	0.30917	0.30482	0.24154	0.17232	0.07939	0.01046	6.33
1954	0.14939	0.31486	0.31194	0.24669	0.17538	0.08042	0.01060	6.45
1955	0.15046	0.31898	0.31645	0.25055	0.17831	0.08192	0.01082	6.54
1956	0.15106	0.32026	0.31641	0.25182	0.18045	0.08411	0.01116	6.58
1957	0.15137	0.32096	0.31575	0.25325	0.18329	0.08704	0.01162	6.62
1958	0.15156	0.32229	0.31794	0.25790	0.18896	0.09052	0.01219	6.71
1959	0.15190	0.32275	0.32140	0.26462	0.19671	0.09428	0.01280	6.82
1960	0.15220	0.32150	0.32551	0.27271	0.20579	0.09823	0.01345	6.95
1961	0.15227	0.31955	0.32768	0.27880	0.21326	0.10229	0.01412	7.04
1962	0.15174	0.31922	0.32937	0.28303	0.21845	0.10619	0.01477	7.11
1963	0.15070	0.31980	0.33051	0.28641	0.22300	0.10934	0.01530	7.18
1964	0.14941	0.32097	0.33110	0.28878	0.22664	0.11129	0.01563	7.22
1965	0.14787	0.32002	0.33061	0.29015	0.22933	0.11231	0.01579	7.23
1966	0.14607	0.31847	0.33073	0.29023	0.22918	0.11281	0.01587	7.22
1967	0.14409	0.31750	0.33191	0.28956	0.22684	0.11296	0.01591	7.19
1968	0.14234	0.31638	0.33268	0.28901	0.22495	0.11278	0.01589	7.17
1969	0.14164	0.31501	0.33098	0.28753	0.22381	0.11251	0.01586	7.14
1970	0.14235	0.31287	0.32685	0.28515	0.22334	0.11238	0.01586	7.09
1971	0.14420	0.31029	0.32232	0.28294	0.22343	0.11230	0.01589	7.06
1972	0.14634	0.30864	0.31985	0.28241	0.22451	0.11195	0.01590	7.05
1973	0.14811	0.30496	0.31560	0.28016	0.22401	0.11090	0.01581	7.00
1974	0.14922	0.29908	0.30796	0.27445	0.22059	0.10895	0.01558	6.88
1975	0.14939	0.29064	0.29632	0.26389	0.21242	0.10626	0.01523	6.67
1976	0.14828	0.27991	0.28200	0.25033	0.20135	0.10283	0.01475	6.40
1977	0.14564	0.26982	0.26894	0.23810	0.19140	0.09824	0.01409	6.13
1978	0.14143	0.26069	0.25766	0.22768	0.18296	0.09235	0.01319	5.88
1979	0.13610	0.25299	0.24760	0.21750	0.17405	0.08579	0.01217	5.63
1980	0.13002	0.24612	0.23876	0.20602	0.16217	0.07908	0.01111	5.37
1981	0.12347	0.23967	0.23148	0.19378	0.14795	0.07239	0.01003	5.09
1982	0.11675	0.23406	0.22611	0.18277	0.13428	0.06585	0.00898	4.84
1983	0.11019	0.22841	0.22218	0.17409	0.12324	0.05962	0.00797	4.63
1984	0.10428	0.22334	0.21849	0.16772	0.11583	0.05401	0.00707	4.45

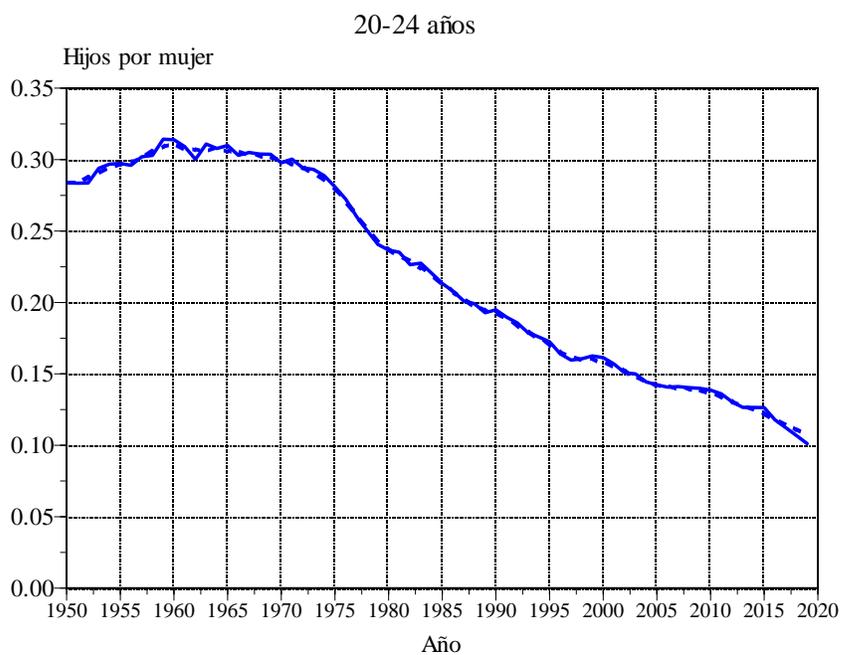
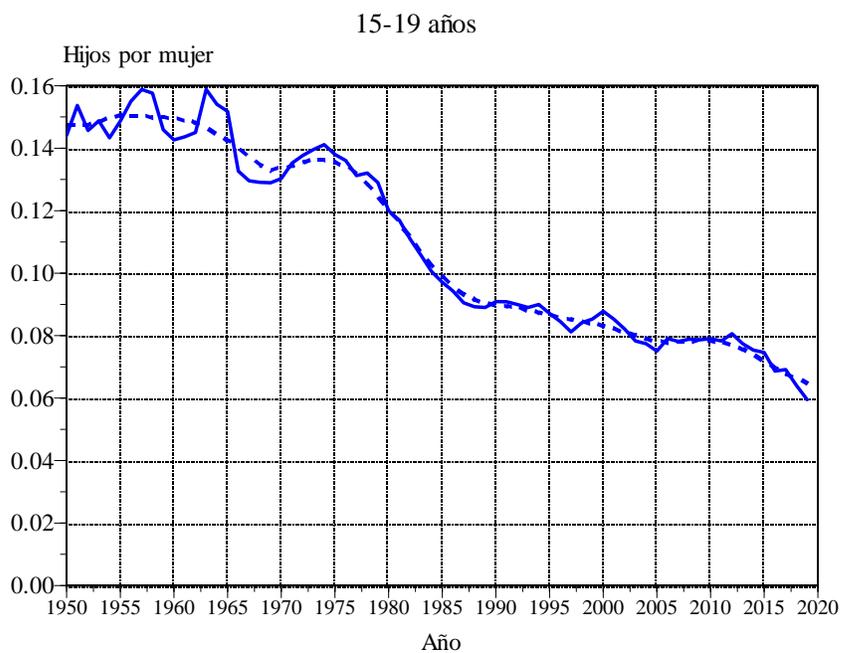
Cuadro 3.6.
(Concluye)

Año de ocurrencia	Grupo de edad de la madre							TGF*
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	
1985	0.09939	0.21778	0.21359	0.16190	0.11012	0.04941	0.00634	4.29
1986	0.09568	0.21225	0.20780	0.15567	0.10453	0.04594	0.00581	4.14
1987	0.09305	0.20745	0.20198	0.14996	0.09986	0.04333	0.00543	4.01
1988	0.09125	0.20339	0.19675	0.14480	0.09566	0.04115	0.00512	3.89
1989	0.09007	0.20044	0.19231	0.14024	0.09190	0.03927	0.00486	3.80
1990	0.08931	0.19725	0.18796	0.13641	0.08906	0.03759	0.00464	3.71
1991	0.08873	0.19394	0.18346	0.13254	0.08628	0.03597	0.00442	3.63
1992	0.08810	0.18982	0.17815	0.12818	0.08324	0.03441	0.00422	3.53
1993	0.08725	0.18540	0.17244	0.12327	0.07967	0.03291	0.00402	3.42
1994	0.08625	0.18080	0.16672	0.11810	0.07574	0.03142	0.00383	3.31
1995	0.08531	0.17565	0.16090	0.11323	0.07221	0.02999	0.00364	3.20
1996	0.08458	0.17077	0.15549	0.10860	0.06879	0.02865	0.00346	3.10
1997	0.08398	0.16712	0.15110	0.10493	0.06617	0.02742	0.00330	3.02
1998	0.08336	0.16543	0.14825	0.10243	0.06438	0.02629	0.00315	2.97
1999	0.08260	0.16517	0.14677	0.10064	0.06287	0.02525	0.00302	2.93
2000	0.08174	0.16382	0.14457	0.09841	0.06110	0.02433	0.00289	2.88
2001	0.08072	0.16086	0.14143	0.09554	0.05887	0.02350	0.00279	2.82
2002	0.07955	0.15671	0.13760	0.09236	0.05653	0.02272	0.00268	2.74
2003	0.07827	0.15251	0.13410	0.08981	0.05481	0.02197	0.00259	2.67
2004	0.07705	0.14927	0.13136	0.08784	0.05350	0.02125	0.00249	2.61
2005	0.07607	0.14693	0.12895	0.08610	0.05240	0.02060	0.00241	2.57
2006	0.07548	0.14538	0.12684	0.08437	0.05120	0.02000	0.00234	2.53
2007	0.07533	0.14432	0.12488	0.08260	0.04994	0.01941	0.00226	2.49
2008	0.07555	0.14331	0.12303	0.08077	0.04851	0.01882	0.00219	2.46
2009	0.07587	0.14198	0.12098	0.07878	0.04699	0.01823	0.00211	2.42
2010	0.07599	0.13989	0.11815	0.07647	0.04540	0.01769	0.00205	2.38
2011	0.07573	0.13695	0.11477	0.07412	0.04398	0.01719	0.00199	2.32
2012	0.07501	0.13356	0.11134	0.07199	0.04282	0.01675	0.00193	2.27
2013	0.07385	0.13091	0.10900	0.07065	0.04214	0.01639	0.00189	2.22
2014	0.07221	0.12882	0.10753	0.06963	0.04146	0.01616	0.00187	2.19
2015	0.07007	0.12609	0.10583	0.06865	0.04092	0.01603	0.00186	2.15
2016	0.06745	0.12228	0.10325	0.06745	0.04046	0.01596	0.00187	2.09
2017	0.06797	0.11432	0.10480	0.07364	0.03675	0.00975	0.00083	2.04
2018	0.06678	0.11175	0.10434	0.07405	0.03802	0.00998	0.00088	2.03
2019	0.06511	0.10918	0.10336	0.07460	0.03982	0.01047	0.00102	2.02

* Tasa global de fecundidad

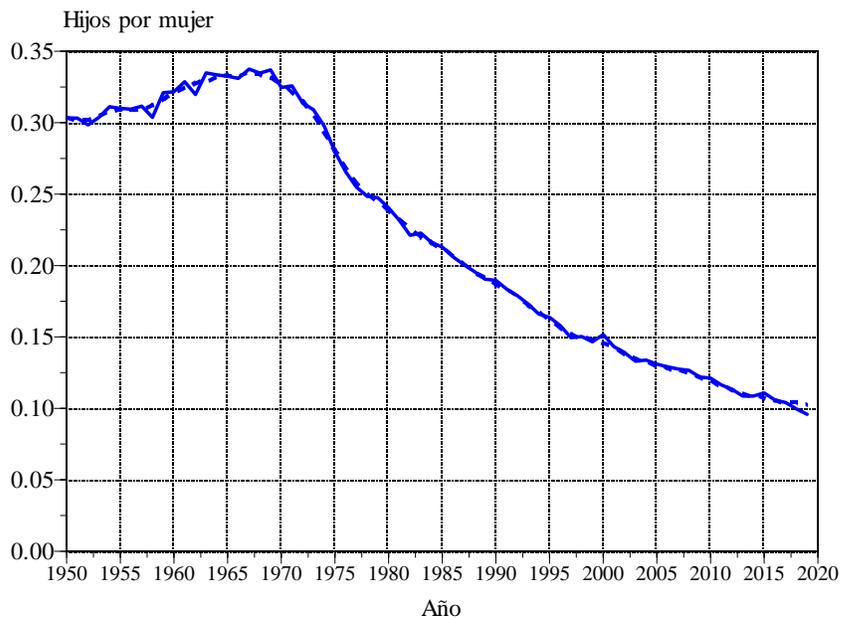
Fuente: Historias de embarazos de las encuestas de fecundidad, censos de 2000 a 2020, encuesta intercensal de 2015, estadísticas vitales 1950-2019 y certificado de nacimiento 2009-2019.

Gráfica 3.5. Tasas de fecundidad específicas por edad de historias de embarazos y estadísticas vitales promedio y suavizadas, 1950-2019.

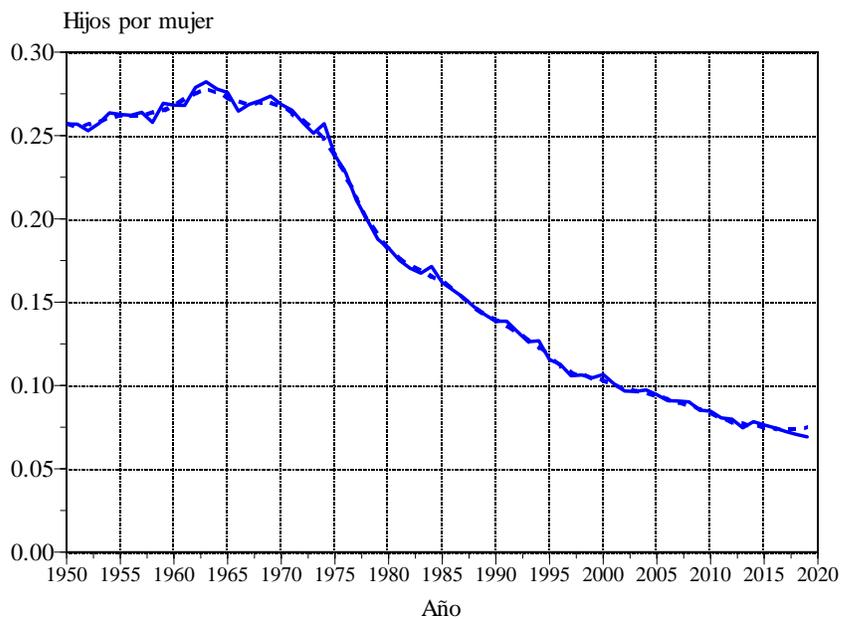


Gráfica 3.5.
(Continúa)

25-29 años

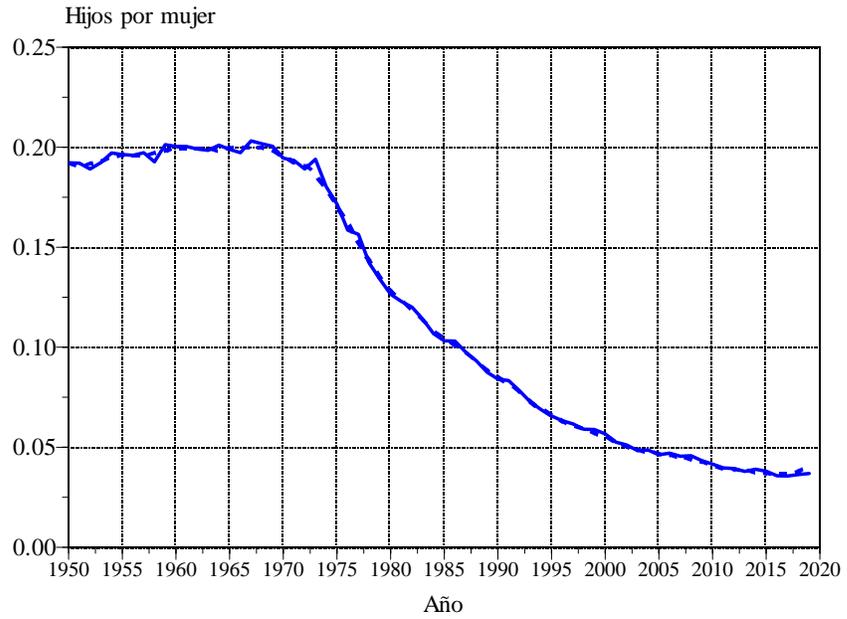


30-34 años

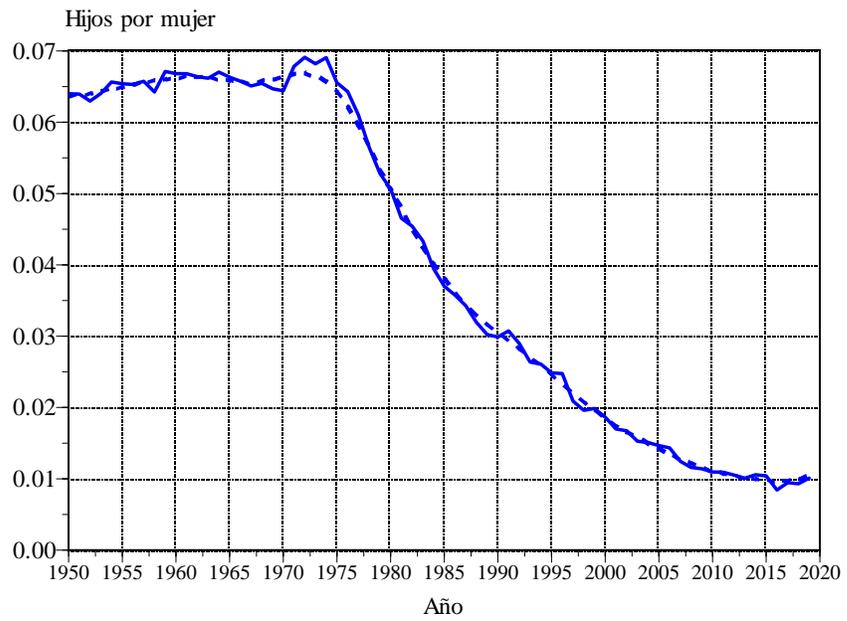


Gráfica 3.5.
(Continúa)

35-39 años

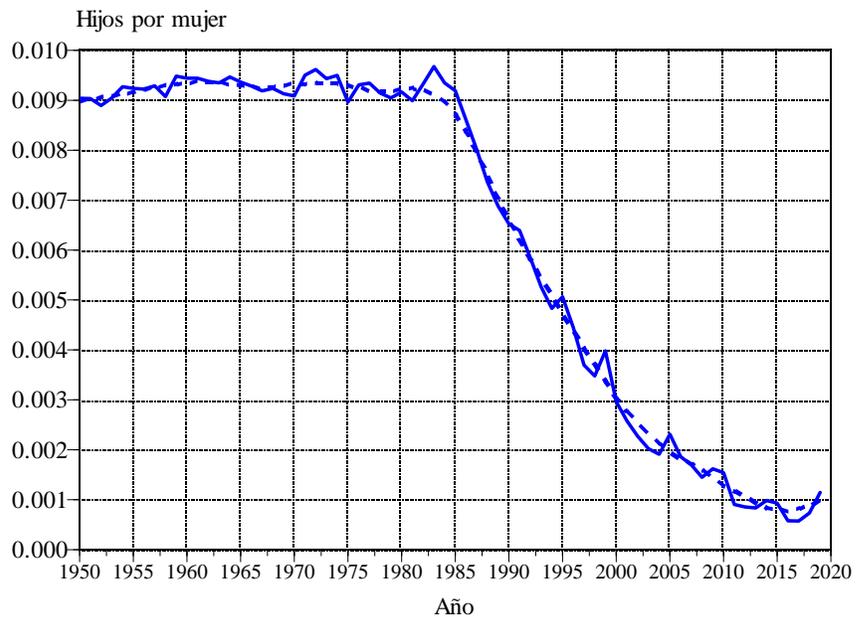


40-44 años

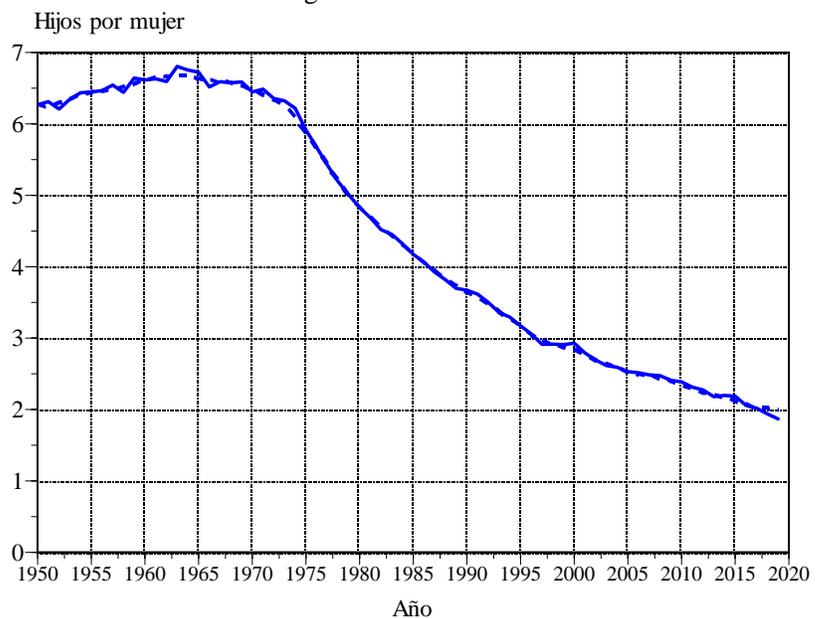


Gráfica 3.5.
(Concluye)

45-49 años

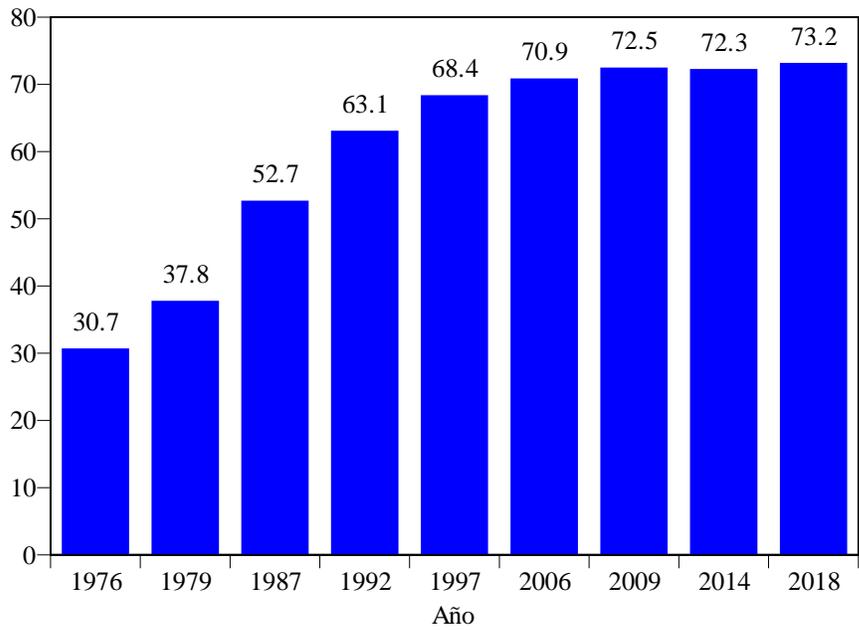


Tasa global de fecundidad



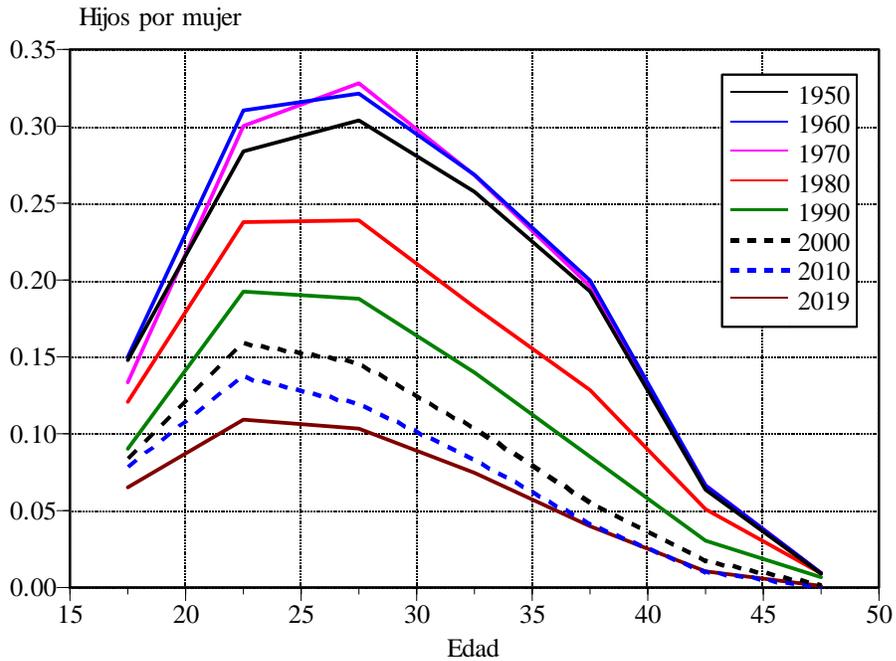
Fuente: Cuadro 3.6.

Gráfica 3.6. Porcentaje de mujeres unidas en edades fértiles que usan métodos anticonceptivos, 1976-2018



Fuente: EMF 1976, ENP 1979, ENFES 1987 y ENADID 1992, 1997, 2006, 2009, 2014 y 2018.

Gráfica 3.7. Tasas de fecundidad específicas por edad estimadas para años seleccionados



Fuente: Cuadro 3.6.

4. La migración internacional

La migración internacional de nuestro país, fundamentalmente compuesta del flujo de compatriotas hacia Estados Unidos, es un fenómeno de creciente importancia, no solo desde el punto de vista estadístico, sino también político, social, cultural y de derechos humanos. Las distintas aristas del fenómeno han sido motivo de debate, pero quizás la que ha provocado mayor discusión ha sido el monto de los movimientos de México hacia su vecino del norte.

La discusión data de hace más de seis lustros, cuando los primeros intentos por cuantificar el volumen de mexicanos en Estados Unidos —principalmente indocumentados— comenzó a llamar la atención. El rango dentro de los que variaban las distintas estimaciones era de varios millones y descansaban en gran medida en los algoritmos y fuentes utilizados (Tuirán, 1984, 1993). A raíz del trabajo de Warren y Passell (1987), la metodología para estimar la población extranjera documentada e indocumentada en Estados Unidos se ha *uniformado*, en el sentido que se hace explícita la mortalidad de los migrantes y la migración de retorno a los países de origen en los procedimientos de estimación. Algoritmos más precisos consideran diversas formas de ingreso y legalización de la estancia en Estados Unidos, e incluso se establecen rangos factibles de omisión diferente entre migrantes documentados e indocumentados (Bean *et al.*, 2001). Cambios en la forma como se define la residencia habitual, en las fuentes comúnmente empleadas para hacer las mediciones, han llevado a cuestionar la posible sobre enumeración de extranjeros (Corona y Tuirán, 2006), cuando aún a fines del siglo pasado la preocupación era por la subestimación.

Las estimaciones de la migración internacional que se hacen aquí se basan en los censos de población de México de 1960 a 2020 y de Estados Unidos de 1950 a 2000, encuestas demográficas de hogares levantadas en nuestro país durante los últimos veintinueve años y la American Community Survey (ACS) de Estados Unidos de 2000 a 2019. De las fuentes mexicanas se extraen los flujos inmigratorios y parte de los emigratorios y de las cifras norteamericanas el resto de los emigratorios. Para aprovechar al máximo la información disponible y elaborar estimaciones más precisas, se consideran cuatro tipos de flujos:

1. Mexicanos que se van a vivir a Estados Unidos;
2. No nacidos en México que salen de nuestro país para asentarse en el vecino del norte;
3. Migrantes de México (nacionales y extranjeros) hacia países distintos de Estados Unidos;
4. Inmigrantes procedentes de cualquier país (nacionales que regresan y extranjeros).

A partir de los datos más recientes, se procede a una reconstrucción de los flujos migratorios de 1950 a 2019. En las estimaciones se supone que el riesgo de fallecer es igual para toda

la población, independientemente del país de nacimiento o residencia; el patrón único de la mortalidad corresponde al nacional estimado en el capítulo 2.¹ Los montos de inmigrantes se obtienen directamente de las fuentes mexicanas, información que se considera confiable; los volúmenes de emigrantes parten del flujo de mexicanos hacia Estados Unidos, y de él se estiman los extranjeros que migran hacia Estados Unidos y la emigración global hacia otros países.²

4.1 Emigración de mexicanos hacia Estados Unidos 1950-2019

Nuestro objetivo es estimar volúmenes consistentes de la emigración mexicana hacia el vecino país entre 1950 y 2019. Las fuentes de datos utilizadas son los censos de Estados Unidos de 1950 a 2000 y la American Community Survey (ACS) de 2000 a 2019, la cual reemplazó al cuestionario ampliado (*long form*) de los censos anteriores, instrumento donde se captó la migración internacional hasta el recuento de 2000.³

En los censos norteamericanos de 1970 a 2000 se recogió la inmigración de extranjeros por periodo de llegada. La ACS, además del año de llegada para los extranjeros (nacidos fuera de Estados Unidos), recoge la residencia (condado, estado o país) un año antes para toda la población, esto es, independiente del lugar de nacimiento.⁴

El cuadro 4.1 contiene los datos desprendidos de los censos de 1970 a 2000 según el periodo de llegada de los mexicanos al vecino país. Conforme pasa el tiempo, los sobrevivientes de años de llegada más antiguos son selectos, ya que no solo sobrevivieron a la muerte, sino también porque se han mantenido residiendo en Estados Unidos desde que llegaron por última vez. Así, el monto de quienes declararon en 1980 haber llegado por última vez en 1970 debiera ser inferior al volumen enumerado en 1970. No obstante, ocurre lo contrario, así como también al comparar quienes llegaron antes de 1990 en el censo de 2000 y los censados diez años atrás. Es necesario, por lo tanto, armonizar temporalmente la migración de mexicanos hacia el vecino del norte, con el fin de tener las estimaciones más precisas de la emigración internacional para el ejercicio de conciliación en el capítulo 5. Adelante veremos que la serie cronológica del lustro previo a 2000, en cambio, es consistente con la serie anual de los levantamientos de la ACS de 2001 a 2019.

¹La razón por la que se hace este supuesto es la escasez de información sobre esa diferencia de la mortalidad. Asimismo, como en las estimaciones de la cobertura relativa de las tasas de mortalidad se usan las estimaciones de la migración internacional, que se hacen en este capítulo, el riesgo de fallecer empleado aquí corresponde al calculado en el capítulo 2 antes de hacer la estimación de la cobertura relativa de la mortalidad.

²Varios de los datos utilizados en este capítulo provienen de tabulaciones publicadas e inéditas de los censos de Estados Unidos de 1970, 1980 y 1990 que me fueron gentilmente obsequiados por Manuel García y Griego, Jeffrey Passel y Eduardo Arriaga, respectivamente, hace algunos años.

³López y Gaspar (2011) ofrecen una comprensiva discusión de las fuentes de datos para cuantificar la migración de mexicanos hacia Estados Unidos; varias de las consideraciones que se hacen en este capítulo provienen de las ideas originales de esos autores.

⁴Consideramos como *extranjero* a toda persona que vive en un país distinto al de su nacimiento, independientemente de su calidad migratoria o nacionalidad.

Cuadro 4.1. Mexicanos residentes en Estados Unidos por periodo de llegada y sexo, censos de 1970-2000

Censo y periodo	Total	Hombres	Mujeres
Censo de 1970	759 771	367 945	391 826
Censo de 1980			
Total	2 199 221	1 158 765	1 040 456
1970-1980	1 270 246	695 567	574 679
Antes 1970	928 975	463 198	465 777
Censo de 1990			
Total	4 298 014	2 369 514	1 928 500
1980-1990	2 145 167	1 233 258	911 909
Antes 1980	2 152 847	1 136 256	1 016 591
Censo de 2000			
Total	9 325 452	5 166 943	4 158 509
1990-2000	4 545 240	2 538 899	2 006 341
Antes 1990	4 780 212	2 628 044	2 152 168

Fuente: Censos de Población de Estados Unidos 1970, 1980, 1990 y 2000.
Tabulados especiales (véase nota de pie 2 del texto).

Para el periodo 2000 a 2019 usamos la información recogida en la American Community Survey (ACS). Hace varios años, se usaba la información del suplemento de marzo de la Current Population Survey (CPS), porque era la única fuente sobre migración para el periodo intercensal. Una vez que el cuestionario ampliado del censo se distribuyó anualmente desde 2001, varios autores han preferido la ACS por su mayor tamaño de muestra. Es innegable que, para la misma población y diseños adecuados, un mayor tamaño de muestra ofrece resultados más precisos que uno menor.

Disponemos de datos anuales para las dos primeras décadas del presente siglo, ya que la ACS es de periodicidad anual. En el cuadro 4.2 se presentan los flujos por año llegada y de levantamiento de la encuesta.⁵ Cabe preguntarse cuál o cuáles de las cifras del cuadro 4.2 cuantifican mejor a los mexicanos por año de llegada. Si se mira por renglón, se advierte alguna consistencia entre las cifras con el paso de los años. Una alternativa es tomar el promedio de las observaciones; sin embargo, la deseamos porque implicaría introducir probabilidades de retorno y de supervivencia, como en la retrospección que presentamos adelante para el periodo 1950–2000.⁶

⁵Omitimos el levantamiento de la ACS de 2000, porque fue una prueba de menor tamaño que los levantamientos siguientes. Para el censo de 2000 se levantó el cuestionario ampliado, cuyo tamaño de muestra equivale, aproximadamente, al total de domicilios visitados durante todo el decenio 2001–2010 de la ACS.

⁶Conviene aclarar que el uso de las fórmulas (4.8), (4.9) y (4.10) para los censos de 2000 y antes, se debe a que no disponemos de migrantes para cada año, sino solo supervivientes al momento del censo.

Cuadro 4.2. Mexicanos residentes en Estados Unidos por año de llegada y de levantamiento de la ACS, 2001-2019

Año de levantamiento	Año de llegada										
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
Hombres											
2001	322 454	146 574									
2002	286 026	258 797	113 538								
2003	357 482	222 053	240 575	126 983							
2004	319 177	260 751	271 627	258 537	173 560						
2005	361 205	263 842	266 957	304 345	291 993	171 794					
2006	395 458	291 876	248 192	259 334	285 072	285 897	140 947				
2007	413 496	249 285	271 521	257 654	268 897	277 726	231 883	117 182			
2008	398 530	239 358	233 451	251 835	243 354	245 284	216 630	184 082	100 641		
2009	355 776	246 112	210 817	217 914	248 250	223 676	205 194	183 786	146 886	68 959	
2010	430 676	215 495	206 132	189 229	219 243	266 811	181 567	180 482	158 129	118 261	
2011	377 689	266 404	190 230	186 412	200 073	228 531	191 020	151 723	130 721	118 067	
2012	368 641	220 318	246 400	175 744	196 217	206 146	168 095	137 732	114 497	101 949	
2013	375 267	242 214	197 326	232 151	175 868	210 085	166 659	131 632	128 468	89 020	
2014	390 074	238 043	197 276	177 765	236 122	187 585	163 717	134 977	111 715	90 182	
2015	385 023	225 136	193 047	177 740	202 376	240 741	147 774	137 188	114 040	86 551	
2016	357 453	244 353	177 398	172 156	177 263	200 502	187 465	107 230	116 002	71 212	
2017	357 271	215 541	197 363	157 063	167 301	180 238	136 915	138 895	90 606	68 234	
2018	335 926	214 160	171 750	177 576	174 819	174 163	127 101	115 572	120 260	72 532	
2019	296 333	192 363	163 002	158 715	163 930	168 641	119 957	106 053	98 895	86 115	
Mujeres											
2001	232 319	111 512									
2002	246 227	187 513	80 610								
2003	273 180	185 738	166 290	89 165							
2004	256 679	209 157	183 869	161 813	99 191						
2005	304 603	215 744	210 488	201 329	185 463	86 851					
2006	319 893	231 749	189 676	206 399	159 554	157 496	80 929				
2007	330 786	199 357	208 198	190 725	172 000	166 532	138 613	66 261			
2008	313 396	186 515	193 529	200 512	190 548	170 727	126 686	102 350	54 438		
2009	293 697	226 534	178 638	192 450	198 426	175 619	139 163	115 276	91 774	42 926	
2010	373 613	203 232	201 139	165 592	185 558	214 445	151 589	137 354	119 166	84 309	
2011	335 019	253 228	184 107	183 085	183 709	192 771	147 814	115 442	105 750	83 988	
2012	312 464	209 362	229 194	172 469	179 990	180 677	138 126	113 657	103 671	81 541	
2013	321 466	238 411	187 142	208 217	161 153	199 147	138 040	128 468	101 137	73 945	
2014	339 620	218 909	180 227	181 893	214 268	182 741	146 111	125 648	102 116	81 178	
2015	321 921	229 305	195 988	163 716	171 560	203 131	134 705	118 560	109 615	87 844	
2016	329 607	233 879	176 774	178 470	176 231	196 089	162 741	108 971	103 649	73 550	
2017	335 098	210 486	193 100	162 592	151 886	174 262	126 173	126 180	92 908	75 401	
2018	307 723	209 442	177 286	189 645	167 007	160 217	132 510	110 785	112 958	67 420	
2019	296 381	202 674	152 797	162 688	171 583	155 935	124 199	116 214	91 889	83 826	

Cuadro 4.2.
(Concluye)

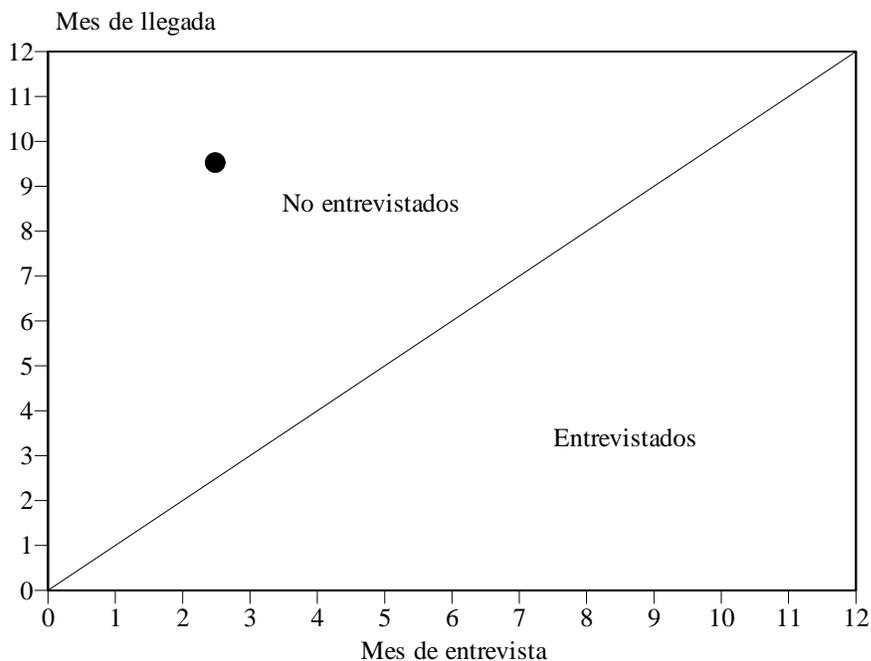
Año de levantamiento	Año de llegada									
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Hombres										
2010	73 815									
2011	96 925	67 201								
2012	97 553	74 612	61 176							
2013	87 545	77 020	93 098	58 117						
2014	95 858	79 813	83 834	81 369	72 365					
2015	98 044	67 161	81 577	85 380	103 067	71 159				
2016	94 037	73 043	79 871	82 443	93 821	114 486	79 471			
2017	97 555	68 776	82 967	80 994	103 535	107 354	112 679	63 560		
2018	95 878	62 962	80 328	76 310	84 918	109 421	105 657	95 384	73 027	
2019	91 036	57 954	73 129	67 586	87 459	93 009	93 359	88 004	83 361	84 198
Mujeres										
2010	42 044									
2011	79 092	44 096								
2012	70 378	65 091	38 299							
2013	69 866	66 006	73 849	36 203						
2014	71 087	74 703	72 774	62 287	46 549					
2015	88 847	61 522	67 882	76 522	85 470	49 544				
2016	78 624	67 400	63 992	74 179	87 343	96 074	57 476			
2017	78 206	59 801	74 150	69 717	86 674	90 096	103 013	48 442		
2018	76 421	57 504	74 463	69 165	76 433	93 645	87 251	83 575	60 408	
2019	84 477	57 297	57 795	54 750	79 404	89 359	85 384	70 144	75 750	57 893

Fuente: American Community Survey de 2001 a 2019, microdatos descargados de Integrated Public Use Microdata Series.

Otra opción es tomar los migrantes registrados en el año en curso; no obstante, como la encuesta se lleva a cabo a lo largo del año, el monto de quienes llegaron en el año de levantamiento es solo una fracción del monto total de ese año particular, porque la encuesta no capta a quienes llegaron —durante el año— después de la entrevista. Esto último se plasma en la figura 4.1, donde el punto ejemplifica una entrevista en marzo y un migrante que llegó en octubre; sin embargo, no sabemos que fracción del cuadrado corresponde al triángulo superior. Hay información disponible sobre la distribución mensual de los arribos al vecino del norte; sin embargo, esos datos no permiten distinguir entre la migración temporal de la definitiva, y solo estamos interesados en la última. Así, optamos por atribuir al año de interés los migrantes captados el año siguiente: por ejemplo, 75,750 mujeres para 2018 que fueron enumeradas en 2019, como se puede ver en la penúltima columna del panel correspondiente a la segunda parte del cuadro 4.1. Como aún no disponemos del levantamiento de la ACS de 2020, para el monto de 2019 supusimos la misma proporción que para 2018, esto es, para hombres $96,113 = 84,198 \times (83,361/73,027)$ y para mujeres $72,596 = 57,893 \times (75,750/60,408)$.

Los totales por sexo, para cada año del periodo, se reproducen en el cuadro 4.7.

Figura 4.1. Ilustración de la recolección de migrantes que llegaron en el mismo año de levantamiento de la American Community Survey



Nuestro objetivo es hacer la conciliación demográfica nacional con periodicidad anual, con lo cual, es necesario desagregar —año con año— las cifras decenales del cuadro 4.1. Para ello, echamos mano de los resultados del censo de 2000. Usamos esa fuente de datos por el gran tamaño de muestra (un sexto de las viviendas donde se aplicó el cuestionario largo), con lo cual se tiene el mayor volumen histórico de mexicanos entrevistados en los censos de Estados Unidos hasta 2000; pero, sobre todo, porque es la única base de datos disponible donde se despliega por año la época de llegada, y no por periodos quinquenales y decenales como en los censos de 1970 a 1990.

Antes de estimar las cifras anuales, debemos armonizar los datos de los censos de 1970 a 2000, esto es, compatibilizar la población enumerada en los de censos de 1970 a 1990 con los residentes diez años después que declararon haber llegado un decenio o más atrás. Para ello mezclamos datos de los censos de México y de Estados Unidos, los primeros con el fin de incorporar el retorno a México.

4.1.1 Reconstrucción de la emigración mexicana hacia Estados Unidos 1950-2000

Nuestro objetivo es estimar volúmenes consistentes de la emigración mexicana hacia el vecino país entre 1950 y 2000. El ejemplo lo haremos con los hombres de la década 1990–2000, que se reproduce en el cuadro 4.3. Las cifras de mexicanos en Estados Unidos las extrajimos

directamente del censo de 2000.⁷ Suponemos que 90 años es una edad suficientemente alta para que un número significativo de personas migre; así, suponemos que toda la migración ocurre antes de cumplir el nonagésimo aniversario.

De la base de micro datos del censo de México de 2000, clasificamos a la población por grupos quinquenales de edad, sexo, país de nacimiento (México u otro) y país de residencia en 1995 (México, otro y no especificado). Para cada edad, sexo y país de nacimiento se prorrateó el rubro no especificado de la residencia en 1995. Para cada edad y sexo por separado, la distribución conjunta de país de nacimiento y residencia en 1995 se sobrepuso a la población corregida por mala declaración de la edad para el censo de 2000, como se explica en el apartado 2.2.2. Las cifras correspondientes, para quienes nacieron en México y vivían en Estados Unidos en 1995, que denominamos *retornos*, se reproducen en el cuadro 4.3 como “inmigrantes” en el panel superior.

El modelo birregional consiste en una extensión a la Demografía del modelo de procesos estocásticos de cadenas de Markov (Rogers 1968, 1975, 1995). Denotemos por ${}_5\hat{P}_{i,x}(t)$ a las personas de edades cumplidas x a $x + 4$ residentes en la región i al momento t y por ${}_5\hat{O}_{i,j,x}(t, t + 5)$ a las personas presentes en i al inicio del lustro y en j al final en ausencia de mortalidad, es decir, supervivientes al momento de la entrevista censal, de edades cumplidas x a $x + 4$ al momento $t + 5$; digamos que i, j son 1 para México y 2 para Estados Unidos. El símbolo $\hat{}$ denota ausencia de mortalidad. Bajo una óptica prospectiva tenemos que el total en i al inicio del lustro es:

$${}_5\hat{P}_{i,x}(t) = {}_5\hat{O}_{i,1,x}(t, t + 5) + {}_5\hat{O}_{i,2,x}(t, t + 5) \quad i = 1, 2 \quad (4.1)$$

y, bajo una óptica retrospectiva al final:

$${}_5\hat{P}_{j,x}(t + 5) = {}_5\hat{O}_{1,j,x}(t, t + 5) + {}_5\hat{O}_{2,j,x}(t, t + 5) \quad j = 1, 2 \quad (4.2)$$

Consideremos a los mexicanos residentes en México en los años extremos del quinquenio 1995-2000. Por (4.1) tenemos que:

$${}_5\hat{P}_{1,x}(1995) = {}_5\hat{O}_{1,1,x}(1995, 2000) + {}_5\hat{O}_{1,2,x}(1995, 2000) \quad (4.3)$$

y por (4.2):

$${}_5\hat{P}_{1,x}(2000) = {}_5\hat{O}_{1,1,x}(1995, 2000) + {}_5\hat{O}_{2,1,x}(1995, 2000)$$

de donde, despejando:

$${}_5\hat{O}_{1,1,x}(1995, 2000) = {}_5\hat{P}_{1,x}(2000) - {}_5\hat{O}_{2,1,x}(1995, 2000)$$

⁷Para ser consistentes con el cuadro 4.2, para 2000 consideramos las llegadas para ese año de la ACS de 2001 y le sobrepusimos la estructura por edad del censo de 2000, esto debido a que la fecha del censo es 1 de abril, es decir, solo un cuarto de año. Dado que consideramos la población a mitad de año en los ejercicios, tomamos la mitad de los emigrantes mexicanos hacia Estados Unidos de los años extremos del quinquenio y le agregamos los correspondientes a los cuatro años intermedios. Con el fin de no sesgar la estimación, supusimos que los mexicanos residentes en Estados Unidos al momento del censo, eran los mismos que a mitad de año.

Cuadro 4.3. Movimiento entre México y Estados Unidos de los hombres mexicanos supervivientes en 2000

Edad en 2000	Efectivos en 1990 (1)	Probabilidad sobrevivir (2)	Residentes en 1990 (3)		1990-1995 (4)		Residentes en 1995 (6)		Probabilidad de emigrar (7)	1995-2000 (8)		Residentes en 2000 (10)	Originales 1990-1995 (11)
			Emigrantes	Inmigrantes	Emigrantes	Inmigrantes	Emigrantes	Inmigrantes					
<i>Residentes en México</i>													
0-4	5 414 783		0	0	5 414 783	0.01904	103 110	0	5 311 673	0	0	0	0
5-9	5 776 721		53 689	0	5 723 032	0.02190	125 314	5 872	5 603 590	0	0	0	0
10-14	5 578 692		105 884	4 479	5 477 287	0.01709	93 595	6 744	5 390 436	4 402	4 402	4 402	4 402
15-19	5 202 909		99 558	4 814	5 108 165	0.04692	239 699	5 944	4 874 410	4 588	4 588	4 588	4 588
20-24	4 829 654		200 539	4 645	4 633 760	0.08523	394 936	18 736	4 257 560	4 249	4 249	4 249	4 249
25-29	4 284 741		271 581	14 250	4 027 410	0.06236	251 163	30 723	3 806 970	13 361	13 361	13 361	13 361
30-34	3 549 314		128 347	21 198	3 442 165	0.03930	135 276	26 989	3 333 878	20 365	20 365	20 365	20 365
35-39	3 103 843		70 471	18 985	3 052 357	0.02812	85 830	18 122	2 984 649	18 451	18 451	18 451	18 451
40-44	2 531 918		39 883	12 104	2 504 139	0.01985	49 704	11 060	2 465 495	11 864	11 864	11 864	11 864
45-49	1 975 173		22 716	7 395	1 959 852	0.01569	30 751	6 790	1 935 891	7 279	7 279	7 279	7 279
50-54	1 628 595		13 561	4 834	1 619 868	0.01145	18 542	4 598	1 605 924	4 779	4 779	4 779	4 779
55-59	1 235 679		9 001	3 102	1 229 780	0.00936	11 509	3 063	1 221 334	3 073	3 073	3 073	3 073
60-64	1 041 652		5 183	2 285	1 038 754	0.00760	7 897	2 528	1 033 385	2 268	2 268	2 268	2 268
65-59	774 469		3 663	1 657	772 463	0.00588	4 543	1 939	769 859	1 647	1 647	1 647	1 647
70-74	583 904		2 048	1 359	583 215	0.00609	3 552	923	580 586	1 351	1 351	1 351	1 351
75-79	408 431		1 717	566	407 280	0.00515	2 099	502	405 683	563	563	563	563
80-84	215 432		749	239	214 922	0.00490	1 053	196	214 065	238	238	238	238
85-89	124 462		544	102	124 020	0.00464	576	77	123 521	102	102	102	102
90-94	50 133		183	28	49 978	0.00000	0	0	49 978	28	28	28	28
95-99	25 326		0	0	25 326	0.00000	0	0	25 326	0	0	0	0
100-104	4 644		0	0	4 644	0.00000	0	0	4 644	0	0	0	0
105-109	839		0	0	839	0.00000	0	0	839	0	0	0	0

Cuadro 4.3.
(Concluye)

Edad en 2000	Efectivos en 1990 (1)	Probabilidad sobrevivir (2)	Residentes en 1990 (3)		1990-1995 (4)		Residentes en 1995 (6)		Probabilidad de emigrar (7)	1995-2000 (9)		Residentes en 2000 (10)	Originales 1990-1995 (11)
			Residentes en 1990	Emigrantes	Emigrantes	Inmigrantes	Emigrantes	Inmigrantes					
<i>Residentes en Estados Unidos</i>													
0-4			0	0	0	0	0	0	0.0000	0	103 110	103 110	0
5-9			0	0	53 689	53 689	53 689	53 689	0.10937	5 872	125 314	173 131	47 817
10-14	53 085	0.95340	50 611	4 479	105 884	152 016	152 016	152 016	0.04436	6 744	93 595	238 867	101 187
15-19	101 995	0.98426	100 389	4 814	99 558	195 133	195 133	195 133	0.03046	5 944	239 699	428 888	96 525
20-24	148 013	0.97989	145 036	4 645	200 539	340 930	340 930	340 930	0.05496	18 736	394 936	717 130	189 518
25-29	326 582	0.97037	316 905	14 250	271 581	574 236	574 236	574 236	0.05350	30 723	251 163	794 676	257 051
30-34	536 409	0.96020	515 057	21 198	128 347	622 206	622 206	622 206	0.04338	26 989	135 276	730 493	122 780
35-39	517 297	0.95053	491 705	18 985	70 471	543 191	543 191	543 191	0.03336	18 122	85 830	610 899	68 120
40-44	409 316	0.94060	385 003	12 104	39 883	412 782	412 782	412 782	0.02679	11 060	49 704	451 426	38 814
45-49	299 068	0.92854	277 697	7 395	22 716	293 018	293 018	293 018	0.02317	6 790	30 751	316 979	22 190
50-54	205 172	0.91171	187 058	4 834	13 561	195 785	195 785	195 785	0.02348	4 598	18 542	209 729	13 243
55-59	137 565	0.88672	121 982	3 102	9 001	127 881	127 881	127 881	0.02395	3 063	11 509	136 327	8 785
60-64	96 971	0.84934	82 361	2 285	5 183	85 259	85 259	85 259	0.02965	2 528	7 897	90 628	5 029
65-59	71 014	0.79458	56 426	1 657	3 663	58 432	58 432	58 432	0.03318	1 939	4 543	61 036	3 541
70-74	56 313	0.71733	40 395	1 359	2 048	41 084	41 084	41 084	0.02247	923	3 552	43 713	2 002
75-79	44 693	0.61415	27 448	566	1 717	28 599	28 599	28 599	0.01755	502	2 099	30 196	1 687
80-84	31 107	0.48646	15 132	239	749	15 642	15 642	15 642	0.01253	196	1 053	16 499	740
85-89	20 777	0.34451	7 158	102	544	7 600	7 600	7 600	0.01013	77	576	8 099	538
90-94	16 932	0.20854	3 531	28	183	3 686	3 686	3 686	0.00000	0	0	3 686	183
95-99	11 967	0.10203	1 221	0	0	1 221	1 221	1 221	0.00000	0	0	1 221	0
100-104	4 701	0.03786	178	0	0	178	178	178	0.00000	0	0	178	0
105-109*	2 927	0.01093	32	0	0	32	32	32	0.00000	0	0	32	0

* La población de 100 años o más en 2000 se dividió en los dos grupos quinquenales con la estructura por edad interna de 100 años o más de México (panel superior). Fuentes: Estimaciones con base en los censos de población de México y de Estados Unidos de 2000 y mortalidad del capítulo 2.

y sustituyendo en (4.3)

$${}_5\widehat{P}_{1,x}(1995) = {}_5\widehat{P}_{1,x}(2000) - {}_5\widehat{O}_{2,1,x}(1995, 2000) + {}_5\widehat{O}_{1,2,x}(1995, 2000) \quad (4.4)$$

Para los mexicanos residentes en Estados Unidos se tiene una ecuación análoga:

$${}_5\widehat{P}_{2,x}(1995) = {}_5\widehat{P}_{2,x}(2000) - {}_5\widehat{O}_{1,2,x}(1995, 2000) + {}_5\widehat{O}_{2,1,x}(1995, 2000) \quad (4.5)$$

Tomemos, por ejemplo, a los hombres del grupo 20–24 del cuadro 4.3:

$${}_5\widehat{P}_{1,20}(2000) = 4, 257, 560 \quad {}_5\widehat{O}_{1,2,15}(1995, 2000) = 394, 936$$

$$\text{y } {}_5\widehat{O}_{2,1,15}(1995, 2000) = 18, 736$$

entonces, evaluando (4.4):

$${}_5\widehat{P}_{1,15}(1995) = 4, 257, 560 + 394, 936 - 18, 736 = 4, 633, 760$$

y por (4.5) tenemos a quienes residen en Estados Unidos

$${}_5\widehat{P}_{2,15}(1995) = 717, 130 + 18, 736 - 394, 936 = 340, 930$$

Ambas cifras se pueden cotejar en la columna (6) del cuadro 4.3.

Denotemos por ${}_5\widehat{S}_{i,j,x}(t, t+5)$ a la proporción de los residentes en i al tiempo t , presentes 5 años después en la región j (igual o diferente a i); su valor está dado por:

$${}_5\widehat{S}_{i,j,x}(t, t+5) = \frac{{}_5\widehat{O}_{i,j,x}(t, t+5)}{{}_5\widehat{P}_{i,x}(t)} \quad i, j = 1, 2 \quad (4.6)$$

Así, por ejemplo, para el mismo grupo 20–24 años en 2000, la proporción de quienes regresan a México es:

$${}_5\widehat{S}_{2,1,15}(1995, 2000) = \frac{{}_5\widehat{O}_{2,1,15}(1995, 2000)}{{}_5\widehat{P}_{2,15}(t)} = \frac{18, 736}{340, 930} = 0.05496$$

cifra que aparece la columna (7) en el panel inferior del cuadro 4.3; y de quienes permanecen en Estados Unidos:

$${}_5\widehat{S}_{2,2,15}(1995, 2000) = \frac{{}_5\widehat{O}_{2,2,15}(1995, 2000)}{{}_5\widehat{P}_{2,15}(t)} = \frac{322, 194}{340, 930} = 0.94504$$

pues al despejar en (4.3):

$${}_5\widehat{O}_{2,2,15}(1995, 2000) = {}_5\widehat{P}_{2,20}(2000) - {}_5\widehat{O}_{1,2,15}(1995, 2000) = 717, 130 - 394, 936 = 322, 194$$

Se puede ver que las dos proporciones suman uno:

$${}_5\widehat{S}_{2,1,15}(1995, 2000) + {}_5\widehat{S}_{2,2,15}(1995, 2000) = 0.05496 + 0.94504 = 1$$

esto se debe a que, bajo nuestro esquema birregional, un mexicano en Estados Unidos sólo tiene dos opciones: quedarse allá o regresar a México. En efecto, si dividimos ambos lados de (4.1) por ${}_5\widehat{P}_{i,x}(t)$:

$$1 = \frac{{}_5\widehat{O}_{i,1,x}(t, t+5) + {}_5\widehat{O}_{i,2,x}(t, t+5)}{{}_5\widehat{P}_{i,x}(t)} = {}_5\widehat{S}_{i,1,x}(t, t+5) + {}_5\widehat{S}_{i,2,x}(t, t+5) \quad i = 1, 2 \quad (4.7)$$

¿Cómo estimar los migrantes de la primera mitad de la década? Los traslados de México hacia Estados Unidos serían aparentemente los hombres de la columna (3) del cuadro 4.3. Decimos *aparentemente* porque para haber sido censados en 2000 en el vecino país, además de sobrevivir a la mortalidad —que estamos dejando momentáneamente de lado—, también debieron evitar regresar a México, pues de lo contrario serían parte de los retornos durante el segundo lustro del decenio y no habrían sido enumerados en Estados Unidos. Denotemos por ${}_5\widetilde{O}_{2,1,x}(1990, 1995)$ a los migrantes del primer quinquenio que no regresaron a nuestro país durante el segundo lustro, donde el símbolo “ \sim ” indica que evitaron la migración. Si suponemos que la probabilidad de retornar (emigrar de México a Estados Unidos) no depende del periodo de llegada previo, y denotamos por ${}_5\widehat{O}_{1,2,x}(1990, 1995)$ al número *real* de emigrantes, quienes no regresaron son:

$${}_5\widetilde{O}_{2,1,x}(1990, 1995) = {}_5\widehat{O}_{1,2,x}(1990, 1995) {}_5\widehat{S}_{2,2,x}(1995, 2000)$$

y despejando:

$${}_5\widehat{O}_{1,2,x}(1990, 1995) = \frac{{}_5\widetilde{O}_{2,1,x}(1990, 1995)}{{}_5\widehat{S}_{2,2,x+5}(1995, 2000)} \quad (4.8)$$

Para nuestro ejemplo de los varones de 20–24 años en 2000, como ${}_5\widetilde{O}_{2,1,x}(1990, 1995) = 189,518$ en la última columna del cuadro 4.3 y ${}_5\widehat{S}_{2,2,15}(1995, 2000) = 0.94504$, se tiene:

$${}_5\widehat{O}_{1,2,15}(1990, 1995) = \frac{189,518}{0.94504} = 200,539$$

como se puede ver en el renglón correspondiente de la columna (5) del cuadro 4.3 para los residentes en Estados Unidos, y de la columna (4) para quienes viven en México.

Los retornos del periodo 1990–1995, sin embargo, no se pueden obtener con el mismo procedimiento, ya que el censo de población de 2000 de México no captó migración alguna anterior a 1995. Del censo de 1990 extrajimos la proporción de retornos del quinquenio previo (residentes en Estados Unidos en 1985) y supusimos que la proporción, para cada grupo de edad y sexo por separado, varió linealmente con respecto al tiempo, con lo cual, la proporción para 1990–1995 es la media aritmética de las proporciones para 1985–1990 y 1995–2000. Como tampoco se pueden obtener los retornos de la primera mitad de los años ochenta a partir del censo de 1990, obtuvimos la proporción de ese lustro como la media aritmética de las proporciones de 1975–1980 (censo de 1980) y 1985–1990. Las proporciones quinquenales para el periodo 1975–2000 se presentan en el cuadro 4.4. Para los demás quinquenios no es necesario calcularlas, porque los censos de 1960, 1970 y 1980 preguntaron

por los años de residencia donde fue censada la persona, de tal manera que se tienen todos los periodos de llegada. Por su parte, la frecuencia quinquenal de los censos de 2000, 2010 y 2020, el conteo de 2005 y la Encuesta Intercensal de 2015, permite derivar directamente los migrantes de los tres quinquenios del periodo 2000–2019.

Las proporciones se refieren a la fracción de retornos entre los mexicanos residentes en México al final de quinquenio. Así, para nuestro ejemplo de los hombres 20–24 años en 2000, como tenían 15–19 años en 1995, les aplicamos la proporción de ese intervalo etario, es decir:

$${}_5\tilde{O}_{2,1,15}(1990, 1995) = 4, 257, 560 \times 0.00100 = 4, 249$$

como se puede ver en la columna (11) del cuadro 4.3 para los residentes en México. Para que hubieran sido censados en nuestro país en 2000, debieron haber permanecido —o no emigrado hacia Estados Unidos— en el lustro previo; con lo cual, el *verdadero* monto de inmigrantes es el obtenido al valorar (4.8):

$${}_5\hat{O}_{2,1,15}(1990, 1995) = \frac{{}_5\tilde{O}_{2,1,15}(1990, 1995)}{{}_5\hat{S}_{1,1,x+5}(1995, 2000)} = \frac{4, 249}{1 - 0.08523} = 4, 645$$

cifra que aparece en la columna (5) de quienes residen en México y en la columna (4) para quienes viven en Estados Unidos.

La población residente en 1990, sobreviviente a la mortalidad durante la década, se obtiene aplicando nuevamente las fórmulas (4.4) y (4.5). Para la cohorte de nuestro ejemplo, los residentes en Estados Unidos son:

$${}_5\hat{P}_{2,10}(1990) = 340, 930 + 4, 645 - 200, 539 = 145, 036$$

que se puede cotejar en la columna (3) del cuadro 4.3.

Nosotros sólo estamos interesados en evaluar la cobertura de la población mexicana que vive en Estados Unidos captada en los censos previos a 2000, ya que los datos sobre los mexicanos que viven en nuestro país y los inmigrantes internacionales los tomamos de los resultados censales de México. Denotemos por ${}_5S_x(1990, 2000)$ la probabilidad de sobrevivir durante la década para quienes estaban en el grupo quinquenal x a $x + 4$ al inicio del periodo, la cual no depende de los países por el supuesto de prevalencia de la mortalidad que hicimos al inicio de este capítulo. Si ${}_5P_{i,x}(1990)$ es la *verdadera* población residente en i en 1990, entonces aquella superviviente a la mortalidad será:

$${}_5\hat{P}_{i,x}(1990) = {}_5P_{i,x}(1990) {}_5S_x(1990, 2000)$$

y despejando

$${}_5P_{i,x}(1990) = \frac{{}_5\hat{P}_{i,x}(1990)}{{}_5S_x(1990, 2000)} \quad (4.9)$$

En la columna (2) del cuadro 4.3 se reproducen las probabilidades de sobrevivencia. De esta manera, los varones mexicanos residentes en Estados Unidos en 1990 de 10–14 años de edad son:

Cuadro 4.4. Proporción que los retornos del quinquenio representan del total de mexicanos residentes en México al final del lustro, 1975-2000

Edad al final	Quinquenio de retorno				
	1975-1980	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000
Hombres					
0-4	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5-9	0.000347	0.000425	0.000502	0.000817	0.001131
10-14	0.000399	0.000466	0.000534	0.000941	0.001349
15-19	0.001500	0.001090	0.000680	0.000998	0.001316
20-24	0.005301	0.003892	0.002483	0.003509	0.004536
25-29	0.006239	0.005085	0.003932	0.006109	0.008285
30-34	0.005696	0.004807	0.003918	0.006182	0.008446
35-39	0.004844	0.004019	0.003194	0.004812	0.006431
40-44	0.004235	0.003483	0.002730	0.003760	0.004790
45-49	0.003744	0.002972	0.002200	0.002976	0.003751
50-54	0.003170	0.002579	0.001987	0.002516	0.003045
55-59	0.002700	0.002216	0.001731	0.002195	0.002659
60-64	0.002193	0.001961	0.001729	0.002139	0.002549
65-59	0.002071	0.002069	0.002067	0.002327	0.002588
70-74	0.001756	0.001447	0.001139	0.001389	0.001639
75-79	0.001713	0.001330	0.000947	0.001111	0.001274
80-84	0.001515	0.001103	0.000692	0.000827	0.000963
85-89	0.001431	0.000948	0.000465	0.000565	0.000665
Mujeres					
0-4	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5-9	0.000281	0.000390	0.000499	0.000837	0.001174
10-14	0.000342	0.000458	0.000574	0.000997	0.001421
15-19	0.000875	0.000807	0.000738	0.001052	0.001367
20-24	0.001946	0.001598	0.001250	0.001803	0.002356
25-29	0.002229	0.001986	0.001743	0.002868	0.003994
30-34	0.001990	0.001926	0.001861	0.002896	0.003930
35-39	0.001340	0.001478	0.001617	0.002181	0.002745
40-44	0.001067	0.001164	0.001262	0.001601	0.001940
45-49	0.000949	0.000983	0.001017	0.001320	0.001623
50-54	0.001189	0.001084	0.000980	0.001267	0.001555
55-59	0.001317	0.001182	0.001047	0.001322	0.001597
60-64	0.001265	0.001207	0.001148	0.001376	0.001604
65-59	0.001124	0.001051	0.000978	0.001182	0.001387
70-74	0.001047	0.000955	0.000862	0.000975	0.001088
75-79	0.001003	0.000912	0.000821	0.000925	0.001028
80-84	0.000894	0.000770	0.000645	0.000743	0.000840
85-89	0.000891	0.000796	0.000701	0.000923	0.001144

Fuente: Estimado con base en los censos de población de México de 1980, 1990 y 2000.

$${}_5P_{2,10}(1990) = \frac{{}_5\widehat{P}_{2,10}(1990)}{{}_5S_{10}(1990, 2000)} = \frac{145,036}{0.97989} = 148,013$$

población que se muestra en la primera columna del cuadro 4.3. Se advierte que la suma sobre todas las edades asciende a 3,091,904, la cual es 30.5% superior al total censado en 1990 de 2,369,514 (cuadro 4.1).

En el cuadro 4.5 se presentan los hombres mexicanos captados en el censo de Estados Unidos de 1990 y nuestra estimación por retrospección. A estas últimas cifras, para cada grupo quinquenal de edades, se sobrepuso la distribución por periodo de llegada del censo. Para nuestro ejemplo en 1985–1990:

$$63,573 = 45,370 \times \frac{148,013}{105,632}$$

y durante 1980–1985:

$$50,127 = 35,774 \times \frac{148,013}{105,632}$$

y para antes de 1980:

$$34,313 = 148,013 - 63,573 - 50,127$$

Con los datos del panel derecho del cuadro 4.5 y los del censo de México de 1990 recorridos a mitad de año, y las proporciones para 1980–1985 del panel superior del cuadro 4.4, llevamos a cabo la retrospección de 1990 a 1980, de la misma manera como se hizo en el cuadro 4.3. El proceso se repitió hasta completar la retrospección de 1960 a 1950, y se replicó para las mujeres.

Disponemos de la estimación de mexicanos en Estados Unidos por quinquenio de llegada, supervivientes al momento de los censos de 1960 a 2000. Para transformarlos en realmente ocurridos es necesario agregar quienes, habiendo emigrado de México hacia el vecino del norte, la muerte evitó que fueran enumerados.

Los emigrantes del primer lustro de la década, amén de no haber retornado a México, también deben haber sobrevivido al segundo quinquenio. Así, el primer paso fue retrocederlos por supervivencia durante la segunda mitad del decenio, por ejemplo, para 1990–1995, igual que en (4.9):⁸

$${}_5\overline{O}_{2,1,x}(1990, 1995) = \frac{{}_5\widehat{O}_{2,1,x}(1990, 1995)}{{}_5S_x(1995, 2000)}$$

donde ${}_5\overline{O}_{2,1,x}$ son los emigrantes de México supervivientes en 1995 en Estados Unidos.

Consideremos dos casos extremos: todas las defunciones ocurren escasos segundos después del inicio del quinquenio; y todas suceden escasos segundos antes del final. Los totales de emigrantes, para el periodo 1995–2000 por ejemplo, serían en ambas situaciones:

⁸Recuérdese que para los migrantes O la edad es al final del quinquenio y para el cociente de supervivencia S es al inicio.

Cuadro 4.5. Varones mexicanos residentes en Estados Unidos por periodo de llegada y edad, censados y estimados por retrospectión, 1990

Edad en 1990	Censados				Retrospección			
	Total	1985-1990	1980-1984	Antes 1980	Total	1985-1990	1980-1984	Antes 1980
Total	2 369 514	730 893	502 342	1 136 256	3 091 904	971 188	666 040	1 454 676
0-4	52 447	52 447	0	0	53 085	53 085	0	0
5-9	78 906	57 289	21 617	0	101 995	74 053	27 942	0
10-14	105 632	45 370	35 774	24 488	148 013	63 573	50 127	34 313
15-19	216 179	111 938	39 798	64 443	326 582	169 105	60 123	97 354
20-24	396 386	204 123	110 749	81 514	536 409	276 229	149 871	110 309
25-29	369 782	113 548	123 656	132 578	517 297	158 845	172 985	185 467
30-34	351 037	62 738	87 265	201 034	409 316	73 154	101 753	234 409
35-39	238 715	32 106	34 772	171 837	299 068	40 223	43 563	215 282
40-44	166 423	17 940	18 408	130 075	205 172	22 117	22 694	160 361
45-49	116 022	12 557	12 178	91 287	137 565	14 889	14 439	108 237
50-54	84 561	8 159	7 475	68 927	96 971	9 356	8 572	79 043
55-59	58 617	4 981	4 172	49 464	71 014	6 034	5 054	59 926
60-64	41 241	3 119	2 532	35 590	56 313	4 259	3 457	48 597
65-69	34 667	1 976	1 638	31 053	44 693	2 547	2 112	40 034
70-74	20 350	1 174	1 000	18 176	31 107	1 795	1 529	27 783
75-79	17 222	834	649	15 739	20 777	1 006	783	18 988
80-84	11 435	372	397	10 666	16 932	551	588	15 793
85-89	7 215	222	241	6 752	11 967	367	399	11 201
90-94	2 013	0	21	1 992	4 701	0	49	4 652
95-99	543	0	0	543	2 480	0	0	2 480
100 o más	98	0	0	98	447	0	0	447

Fuente: Censo de población de 1990 y cuadro 4.3.

$$\frac{{}_5\widehat{O}_{2,1,x}(1995, 2000)}{{}_5S_{x-5}(1995, 2000)} \quad y \quad {}_5\widehat{O}_{2,1,x}(1995, 2000)$$

Una postura intermedia es más razonable. Si suponemos que migraciones y muertes se distribuyen de manera uniforme durante el lustro, el monto *real* de emigrantes corresponde al promedio aritmético de las dos posiciones extremas:

$$\begin{aligned} {}_5O_{2,1,x}(1995, 2000) &= \frac{1}{2} \left[{}_5\widehat{O}_{2,1,x}(1995, 2000) + \frac{{}_5\widehat{O}_{2,1,x}(1995,2000)}{{}_5S_{x-5}(1995,2000)} \right] \\ &= {}_5\widehat{O}_{2,1,x}(1995, 2000) \left[\frac{1 + {}_5S_{x-5}(1995,2000)}{2 \times {}_5S_{x-5}(1995,2000)} \right] \end{aligned} \tag{4.10}$$

y, para el primer quinquenio:

$${}_5O_{2,1,x}(1990, 1995) = {}_5\overline{O}_{2,1,x}(1990, 1995) \left[\frac{1 + {}_5S_{x-5}(1990, 1995)}{2 \times {}_5S_{x-5}(1990, 1995)} \right]$$

Cuadro 4.6. Emigrantes mexicanos hacia Estados Unidos
por periodo de emigración y sexo, 1950-2000
(Incluye retornos a México y supervivencia)

Censo y periodo	Total	Hombres	Mujeres
1950-1955	227 845	119 402	108 443
1955-1960	346 186	178 964	167 222
1960-1965	388 127	201 635	186 492
1965-1970	502 581	270 016	232 565
1970-1975	934 064	519 871	414 193
1975-1980	1 110 642	629 498	481 144
1980-1985	1 221 850	711 812	510 038
1985-1990	1 703 475	982 403	721 072
1990-1995	2 011 458	1 062 990	948 468
1995-2000	2 710 969	1 576 080	1 134 889

Fuentes: Estimaciones con base en los censos de población de México y de Estados Unidos de 1960 a 2000 y mortalidad del capítulo 2.

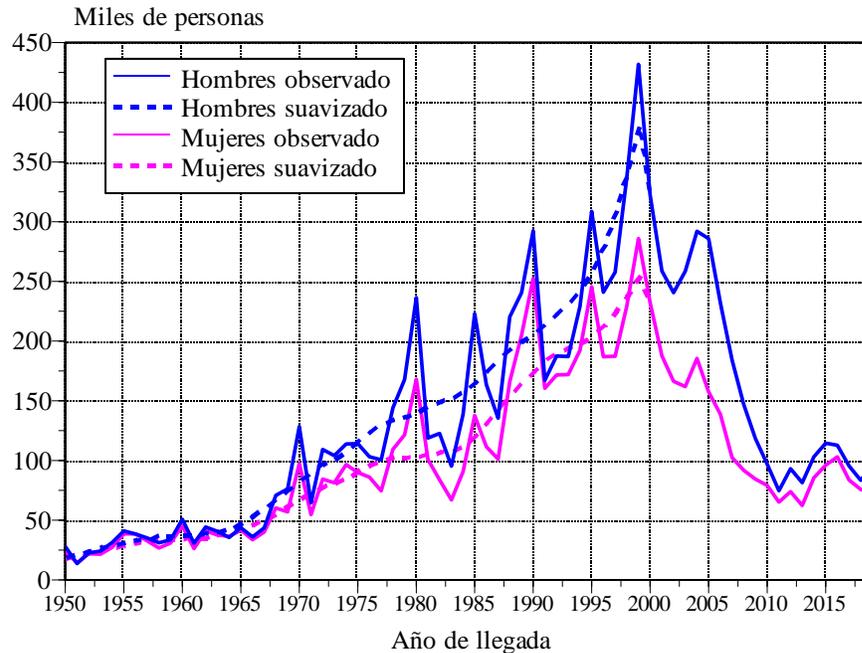
Los totales para ambos sexos se reproducen en el cuadro 4.6.

El desglose por año calendario lo hicimos con el año de llegada reportado en el censo de 2000. Usamos sólo ese recuento poblacional norteamericano, porque en la información de las muestras censales disponibles para los censos de 1950 a 2000,⁹ solo se reportan quinquenios y décadas de llegada, pero no años individuales. Estamos conscientes que, conforme pasa el tiempo, los sobrevivientes de años de llegada más antiguos son selectos, ya que no solo han sobrevivido a la muerte, sino —sobre todo— porque no han dejado de residir en Estados Unidos desde que llegaron por última vez. No obstante, como el año de llegada captado en el censo de 2000 lo vamos a utilizar solo para desagregar las cifras quinquenales, es adecuado suponer que la presumible selectividad no debe ser distinta entre las cinco cohortes de llegada en cada uno de los flujos quinquenales de 1950 a 1999. La serie anual de mexicanos residentes en Estados Unidos por año de llegada se reproduce en la gráfica 4.1.

En los datos del censo de 2000 se advierte una clara preferencia por el dígito cero al declarar el año de llegada (líneas intituladas “observado” en la gráfica 4.1). Con el fin de corregir esa preferencia digital, suavizamos la tendencia de 1950 a 1999 con el procedimiento robusto *lowess* del paquete de cómputo STATA (2003), usando una ventana de 30% de las observaciones de 1950 a 1999. La suavización se incluye en la gráfica 4.1. Los resultados se reproducen en el cuadro 4.7.

⁹<https://usa.ipums.org/usa/sampdesc.shtml>.

Gráfica 4.1. Población nacida en México residente en Estados Unidos según año de llegada y sexo, 1950-2019



Fuente: Censos de Estados Unidos de 1970 a 2000 y ACS de 2000-2019; ajustados 1950-1999.

4.1.2 El desglose por edad

Una vez obtenidos los migrantes por sexo, es menester sobreponerles una estructura por edad. La desagregación por edad es indispensable para llevar a cabo el ejercicio de conciliación demográfica en el capítulo siguiente. Se requiere que la composición etaria sea por años individuales para obtener poblaciones anuales en la conciliación.

En la gráfica 4.2 se presentan las estructuras por edad de mexicanos que llegaron a Estados Unidos en la década previa al censo de 2000 y para los cuatro quinquenios de la ACS de 2000 a 2019. Se presentan agrupados en esos periodo de tiempo, buscando una pauta etaria la más suave posible, y corresponden a la media aritmética de las estructuras de cada uno de los años comprendidos en el periodo correspondiente. En el caso de los diez años anteriores al censo de 2000, los emigrantes se ubicaron en la edad al momento de la emigración.

En los cinco periodos y ambos sexos, se advierte la composición etaria clásica de la migración internacional: alta concentración en jóvenes y adultos jóvenes, menor en niñas, niños y adolescentes —que presumiblemente viajan con sus padres jóvenes y adultos jóvenes— y casi nula en la adultez tardía.

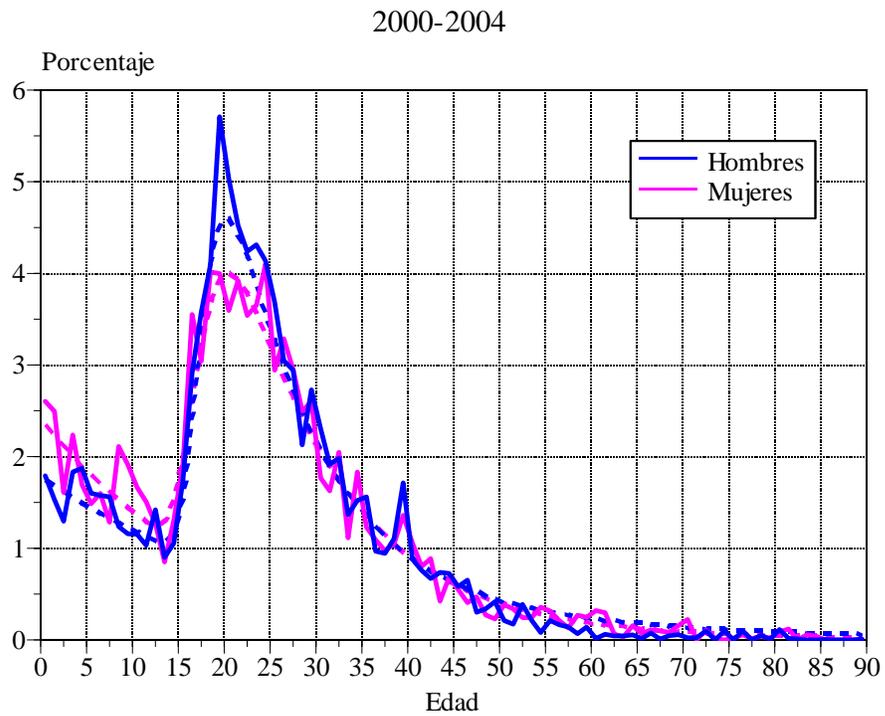
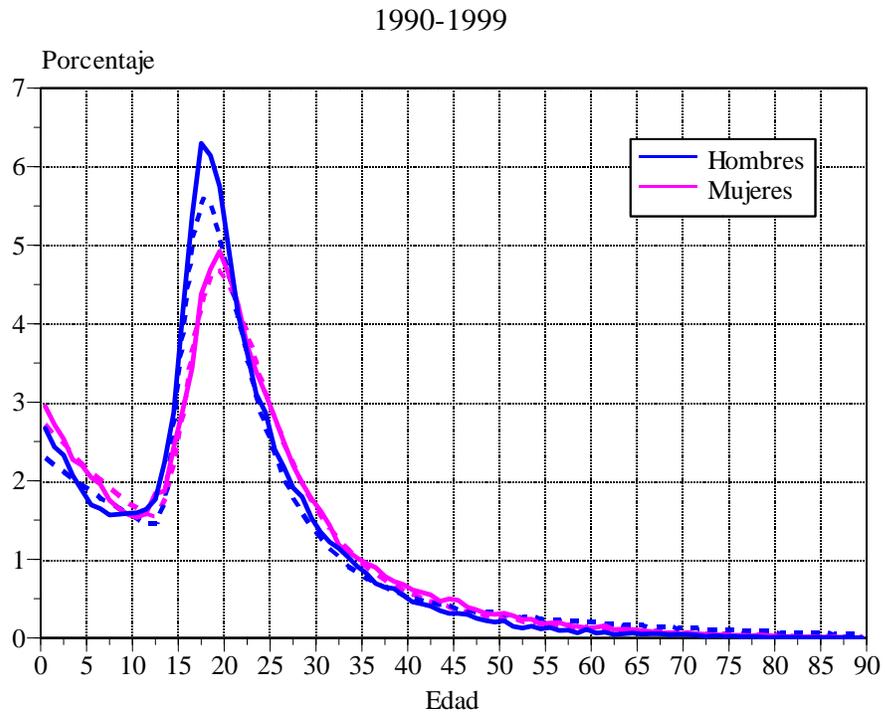
Con el fin de evitar fluctuaciones en la composición etaria de la población base —sobre todo en los lustros más recientes—, optamos por suavizar la estructura por edad de los migrantes para cada uno de los cinco periodos, echando mano para ello de la función paramétrica

Cuadro 4.7. Mexicanos residentes en Estados Unidos por año de llegada y sexo, 1950-2019

Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres
1950	36 903	19 306	17 597	1974	192 215	107 077	85 138	1998	579 971	342 583	237 388
1951	41 031	21 412	19 619	1975	205 421	114 921	90 500	1999	634 626	381 132	253 494
1952	46 937	24 352	22 585	1976	219 309	123 197	96 112	2000	554 773	322 454	232 319
1953	52 157	26 946	25 211	1977	230 281	129 887	100 394	2001	446 310	258 797	187 513
1954	56 192	29 001	27 191	1978	235 632	133 516	102 116	2002	406 865	240 575	166 290
1955	59 928	30 972	28 956	1979	238 446	135 998	102 448	2003	420 350	258 537	161 813
1956	63 580	32 941	30 639	1980	243 285	139 996	103 289	2004	477 456	291 993	185 463
1957	67 053	34 816	32 237	1981	250 254	145 251	105 003	2005	443 393	285 897	157 496
1958	69 691	36 211	33 480	1982	256 318	149 654	106 664	2006	370 496	231 883	138 613
1959	71 306	37 020	34 286	1983	261 438	152 945	108 493	2007	286 432	184 082	102 350
1960	72 259	37 466	34 793	1984	269 105	156 929	112 176	2008	238 660	146 886	91 774
1961	73 068	37 842	35 226	1985	283 863	164 145	119 718	2009	202 570	118 261	84 309
1962	74 480	38 536	35 944	1986	304 690	174 138	130 552	2010	176 017	96 925	79 092
1963	77 367	40 063	37 304	1987	327 548	184 709	142 839	2011	139 703	74 612	65 091
1964	82 379	42 911	39 468	1988	347 087	192 905	154 182	2012	166 947	93 098	73 849
1965	90 208	47 508	42 700	1989	363 438	199 227	164 211	2013	143 656	81 369	62 287
1966	99 836	53 202	46 634	1990	379 755	205 901	173 854	2014	188 537	103 067	85 470
1967	110 832	59 731	51 101	1991	396 504	213 699	182 805	2015	210 560	114 486	96 074
1968	122 731	66 803	55 928	1992	411 846	222 035	189 811	2016	215 692	112 679	103 013
1969	135 830	74 485	61 345	1993	425 209	230 772	194 437	2017	178 959	95 384	83 575
1970	149 578	82 451	67 127	1994	439 990	241 806	198 184	2018	159 111	83 361	75 750
1971	162 519	89 866	72 653	1995	461 230	257 789	203 441	2019	168 709	96 113	72 596
1972	173 196	95 977	77 219	1996	493 579	281 099	212 480				
1973	182 255	101 214	81 041	1997	534 841	310 328	224 513				

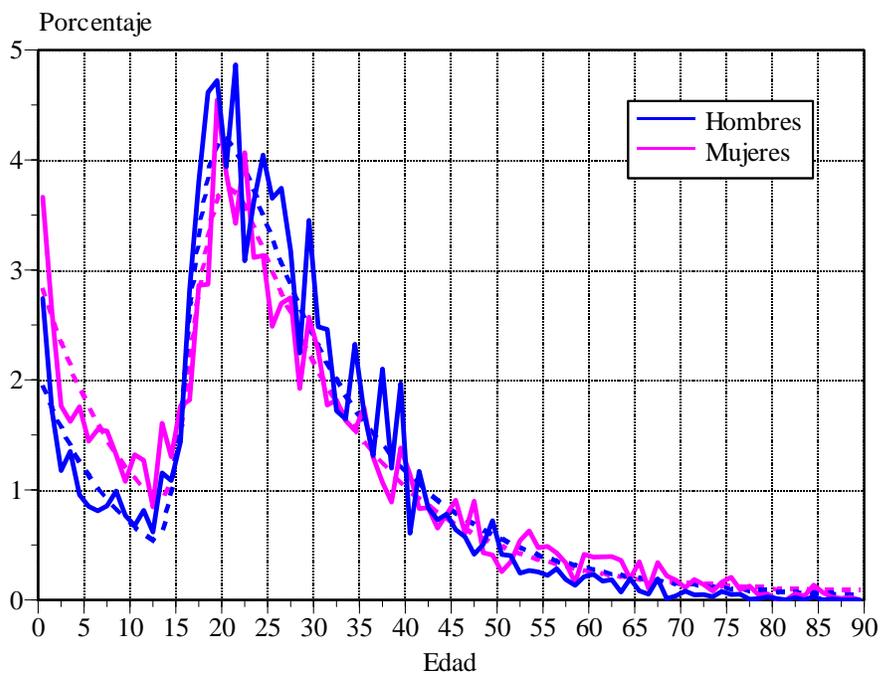
Fuente: Censos de Estados Unidos de 1970 a 2000 y American Community Survey de 2000 a 2019; ajustados de 1950 a 1999.

Gráfica 4.2. Estructura por edad de los mexicanos residentes en Estados Unidos para cinco periodos de llegada, 1990--2019

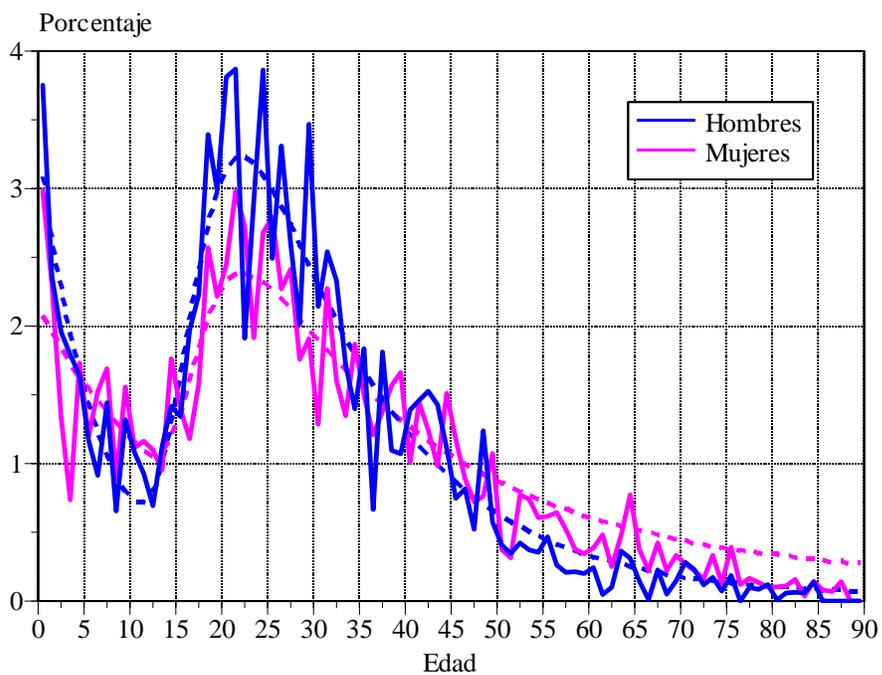


Gráfica 4.2.
(Continúa)

2005-2009

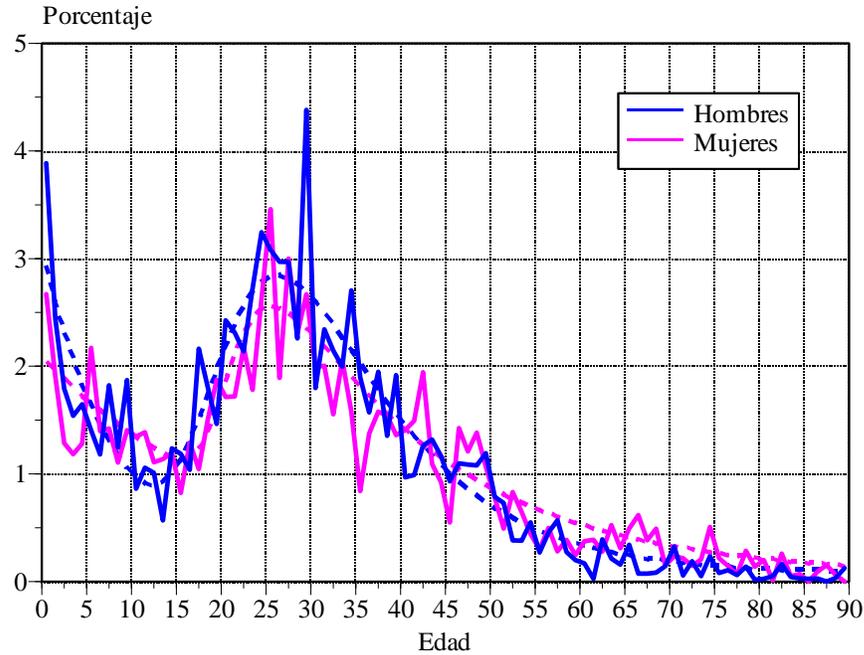


2010-2014



Gráfica 4.2
(Concluye)

2015-2019



Fuente: Estimaciones con base en el censo de 2000 y la ACS de 2000 a 2019.

de Rogers y Castro (1982):

$$h_x = a_1 \exp \{-\alpha_1 x\} + a_2 \exp \{-\alpha_2 (x - \mu_2) - e^{-\lambda_2(x-\mu_2)}\} + c$$

Los valores de los parámetros de muestran en el cuadro 4.8 y las composiciones etarias asociadas se agregan en la gráfica 4.2 con las líneas discontinuas.

Con base en la idea original de William Brass (1975) para la composición etaria de la población vía la transformación logística, se ajustaron las estructuras etarias de cada año del periodo 1990–2019, tomando como función estándar la ajustada para la década o lustro de pertenencia.

Sea $H_x(t)$ la proporción acumulada hasta la edad exacta x del total de emigrantes del año t , la transformación logística es:

$$Y_x(t) = \ln \left\{ \frac{H_x(t)}{1 - H_x(t)} \right\} \tag{4.11}$$

Si Y_x^s es el logito del patrón estándar (la composición etaria ajustada de la década o quinquenio) se espera una sensible relación lineal entre los logitos:

$$Y_x(t) = \alpha + \beta Y_x^s \tag{4.12}$$

Cuadro 4.8. Parámetros del modelo de Rogers y Castro para las estructuras por edad estándar de los emigrantes de México, 2000-2019

Parámetro	1990-1999	2000-2004	2005-2009	2010-2014	2015-2019
Hombres					
a_1	0.023495	0.017765	0.020447	0.032962	0.030377
α_1	0.040835	0.039471	0.110663	0.155056	0.119894
a_2	0.095860	0.065451	0.061483	0.058341	0.064896
α_2	0.193762	0.109919	0.072010	0.069408	0.085843
λ_2	0.497521	0.510453	0.471011	0.248883	0.145808
μ_2	16.062760	17.300079	16.404653	17.300330	23.087910
c	0.000000	0.000207	0.000264	0.000397	0.000829
Mujeres					
a_1	0.028029	0.024103	0.029127	0.019922	0.020368
α_1	0.049021	0.053961	0.097956	0.065116	0.042547
a_2	0.080088	0.057639	0.053234	0.026329	0.030228
α_2	0.157971	0.095552	0.076900	0.042261	0.056083
λ_2	0.363824	0.393341	0.442978	0.331603	0.301874
μ_2	17.125043	17.119284	16.953708	17.039125	20.845385
c	-0.000155	0.000109	0.000717	0.001526	0.000510

Fuente: Estimaciones con base en el censo de 2000 y la ACS de 2001-2019.

Los parámetros se obtuvieron mediante regresiones robustas (comando *rreg* de STATA, 2003). Una vez obtenidos los parámetros α y β , se obtuvieron los valores ajustados $\hat{Y}_x(t)$ mediante (4.12). La composición etaria ajustada se obtuvo con el antilogito:

$$\hat{H}_x(t) = \frac{\exp\{\hat{Y}_x(t)\}}{1 + \exp\{\hat{Y}_x(t)\}} \quad (4.13)$$

y la estructura por edad definitiva desagregando:

$$\hat{h}_x(t) = \hat{H}_{x+1}(t) - \hat{H}_{x+1}(t) \quad (4.14)$$

En el cuadro 4.9 se reproducen los parámetros de la recta de regresión.

Como prueba de bondad de ajuste adoptamos el error medio absoluto (EMA), el cual para un estructura etaria particular se define como:

$$EMA = \frac{\sum_{x=0}^{89} \left| \hat{h}_x(t) - h_x(t) \right|}{90} \times 100$$

Cuadro 4.9. Parámetros del método logito para ajustar la estructura por edad de los mexicanos residentes en Estados Unidos por año de llegada, 1990-2019

Año de llegada	Hombres			Mujeres		
	α	β	EMA	α	β	EMA
1990	0.48372	1.36445	0.225	0.07306	1.20322	0.161
1991	0.60431	1.29662	0.210	0.16688	1.19572	0.168
1992	0.50162	1.39052	0.242	0.04033	1.13775	0.128
1993	0.50880	1.38714	0.245	0.12872	1.15846	0.164
1994	0.36403	1.32997	0.231	0.00763	1.05590	0.108
1995	0.22039	1.34674	0.252	-0.08180	1.07752	0.127
1996	0.19947	1.36319	0.292	-0.07062	1.09550	0.162
1997	0.05933	1.37532	0.249	-0.11448	1.05724	0.151
1998	0.14618	1.36208	0.367	-0.02692	0.98601	0.118
1999	-0.09194	1.40571	0.413	-0.07823	1.00488	0.164
2000	0.47568	1.37134	0.368	0.13150	1.08777	0.305
2001	0.30391	1.10472	0.373	0.23565	1.08860	0.447
2002	0.36621	1.22429	0.331	0.06890	0.97720	0.337
2003	0.34759	1.31731	0.350	-0.14674	0.99213	0.404
2004	0.27002	1.29701	0.373	0.03996	1.10376	0.311
2005	0.45086	1.34913	0.332	0.12873	1.14046	0.267
2006	0.22226	1.21549	0.220	-0.06381	1.12431	0.292
2007	0.22311	1.26251	0.348	-0.06846	1.09880	0.367
2008	0.08903	1.12714	0.286	-0.03829	0.93657	0.352
2009	0.42270	1.24864	0.458	0.05345	1.06555	0.419
2010	0.08540	1.07362	0.390	0.36280	1.17913	0.458
2011	0.22696	1.04343	0.456	0.55780	1.18164	0.522
2012	0.08730	1.04243	0.458	0.27727	1.03070	0.522
2013	0.26384	1.07124	0.423	0.55510	1.05517	0.456
2014	0.20327	1.20517	0.499	0.54899	1.12205	0.471
2015	0.12068	1.06541	0.327	0.16033	0.95813	0.346
2016	0.22990	1.07934	0.367	0.22914	0.94269	0.401
2017	0.15344	1.07083	0.398	0.49930	1.02340	0.550
2018	0.11754	1.07231	0.423	0.42742	1.06886	0.445
2019	0.11354	1.14150	0.538	0.24753	1.11511	0.630

Fuente: Estimaciones con base en el censo de 2000, la ACS de 2001-2015 y los parámetros del cuadro 4.8.

Los valores del EMA asociados al ajuste se incluyen en el cuadro 4.9. El peor ajuste (mayor EMA) se tiene para las mujeres en 2019. En el panel superior de la gráfica 4.3 se contrasta la composición etaria desprendida de la ACS y la ajustada para ese caso.¹⁰ Se advierte el alejamiento más marcado en los primeros dos años de vida que “cooperan” con 17.8% del total del EMA (0.630%) y a partir de 20 años con 63.0%. En cambio, el mejor ajuste, que corresponde a las mujeres de 1994 (panel inferior de la gráfica 4.3), muestra una estrecha cercanía entre los valores observados y suavizados.

En todos los casos la probabilidad de no rechazar la hipótesis que $\beta = 0$ es menor a 0.001; y solo en 2 (1997 y 1999) entre las 30 observaciones masculinas, y en 8 (1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2004, 2007 y 2009) de las femeninas, la probabilidad de no rechazar la hipótesis que $\alpha = 0$ excedió 0.05. Entre esos 10 patrones, aquellos con el mayor valor absoluto de α (digamos mayor alejamiento de cero) fueron las mujeres de 1994 y 2009 y los hombres de 1997. En los casos femeninos, el EMA aumentaría de 0.108 —bajo el valor original de α — a 0.109 con $\alpha = 0$ en 1994 y de 0.419 a 0.421 en 2009, aunque en el masculino disminuiría de 0.249 a 0.236; pero entre los ajustes —con α original y $\alpha = 0$ —, el EMA sería en las mujeres de 0.004 y 0.030, respectivamente, y 0.033 en los hombres, una separación realmente menor. En realidad, es el parámetro β el que determina en mayor medida la proximidad o el alejamiento de la pauta estándar.

4.2 Otros emigrantes internacionales

La emigración internacional de México no solo se compone de los mexicanos que se mudan a Estados Unidos, abarca a los extranjeros que de México se van a vivir a Estados Unidos y mexicanos y extranjeros que cambian su residencia hacia países distintos al vecino del norte.

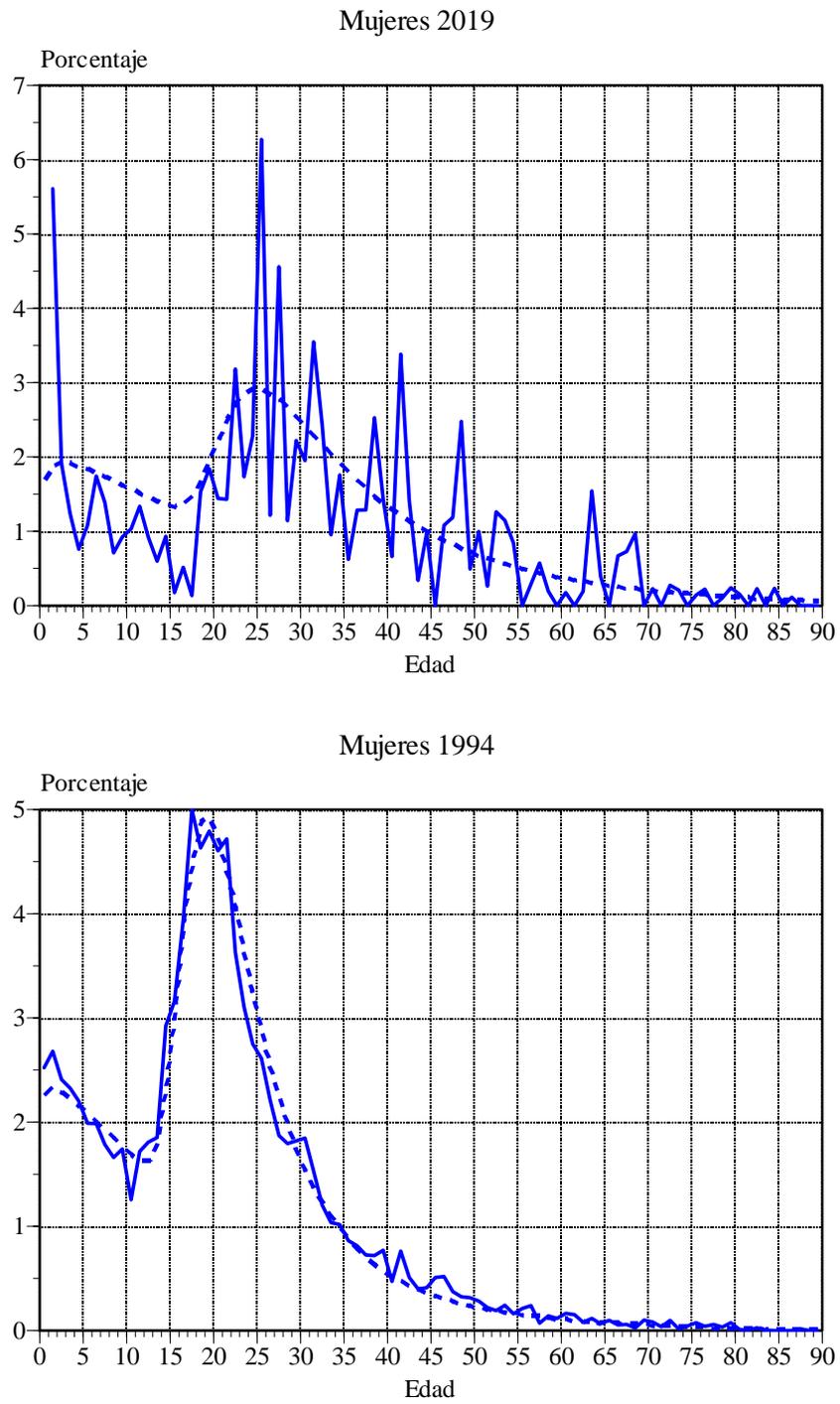
El primero de los componentes adicionales mencionados, los extranjeros que se mudan de México hacia Estados Unidos, se pueden deducir de datos disponibles de los censos de población norteamericanos de 1950, 1980 y 2000, y de la información recabada en la ACS. Los segundos se pueden estimar de los datos de los censos de México de 2000, 2010 y 2020 y de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica de 1992, 1997, 2014 y 2018. Veamos primero la emigración adicional a Estados Unidos y después la que se dirige al resto del mundo.

La emigración de extranjeros de México hacia Estados Unidos se obtiene de la pregunta sobre la residencia en una fecha previa (5 años para los censos de 1980 y 2000 y 1 año para el censo de 1950 y la ACS), ya que, en las fuentes de datos norteamericanas, no se sabe el país de procedencia directa (presumiblemente vinculado al año de llegada) de quienes nacieron fuera de Estados Unidos.

El cuadro 4.10 contiene los datos sobre los emigrantes mexicanos y extranjeros para los periodos que hemos podido conseguir información. En el cociente de extranjeros sobre mexicanos, se advierte un descenso de 1949–1950 a 1975–1980 y un aumento a partir de 1975–1980, reflejo quizás de la creciente inmigración a México, y después de permanecer en nuestro país algunos años y no ver satisfechas sus expectativas, optan por seguir su camino

¹⁰Con el fin de tener mayor claridad en el panel superior se omite la proporción de 0 años de edad (8.03 por ciento).

Gráfica 4.3. Estructura por edad observada y suavizada de las emigrantes mexicanas en Estados Unidos para dos años seleccionados



Fuente: Estimaciones con base en el censo de 2000, la ACS de 2001-2019 y los parámetros del cuadro 4.8.

hacia el vecino del norte.

Cuadro 4.10. Emigración mexicana hacia Estados Unidos por país de nacimiento y periodo de llegada, 1950-2019

Periodo	Total	Hombres	Mujeres
Nacidos en México			
1949-1950	11 689	9 961	1 728
1975-1980	726 143	405 041	321 102
1995-2000	1 740 431	1 037 925	702 506
2000-2004	1 792 923	1 103 835	689 088
2005-2009	1 372 596	890 422	482 174
2010-2014	678 226	409 552	268 674
2015-2019	614 259	359 689	254 570
Nacidos en otro país			
1949-1950	1 313	1 092	221
1975-1980	62 679	32 524	30 155
1995-2000	221 133	136 027	85 106
2000-2004	254 839	138 349	116 490
2005-2009	266 029	148 259	117 770
2010-2014	255 222	134 068	121 154
2015-2019	251 101	133 585	117 516
Nacidos en otro país / Nacidos en México			
1949-1950	0.11233	0.10963	0.12789
1975-1980	0.08632	0.08030	0.09391
1995-2000	0.12706	0.13106	0.12115
2000-2004	0.14214	0.12533	0.16905
2005-2009	0.19381	0.16650	0.24425
2010-2014	0.37631	0.32735	0.45093
2015-2019	0.40879	0.37139	0.46163

Fuente: Censos de Estados Unidos 1950,1980 y 2000 y ACS 2001-2015.

La adición de extranjeros al flujo migratorio hacia Estados Unidos se hizo de la manera siguiente. Sean E^m los emigrantes mexicanos, E^x los extranjeros y $\rho = E^x/E^m$:

1. Las proporciones ρ de 1949–1950 se mantuvieron hasta 1970, considerando que durante la mayor parte de ese periodo estuvo vigente el programa *bracero*, que en cierta medida “abrió” la frontera.
2. Se mantuvo ρ de 1975–1980 constante durante los seis años del periodo y la de 1995–1999 a lo largo de ese quinquenio. Las proporciones de 1971–1974 y 1981–1994 se estimaron mediante interpolación lineal, con respecto al tiempo, con base en las asignadas a 1970, 1975, 1980 y 1995.
3. Las proporciones ρ de 2000–2004, 2005–2009, 2010–2014 y 2015–2019 se asignaron al año intermedio, es decir, 2002, 2007, 2012 y 2017, respectivamente. Los años com-

prendidos en 2000–2001, 2003–2006, 2008–2011 y 2013–2016 se obtuvieron mediante interpolación lineal, con respecto al tiempo, con base en los años extremos conocidos.¹¹

4. Finalmente, la proporción ρ de 2015–2019 se mantuvo constante de 2017 a 2019.

Las proporciones elegidas se sobrepusieron a los totales de mexicanos previamente obtenidos (cuadro 4.7). La estimación se hizo para cada sexo por separado y se presenta en el cuadro 4.11.

Faltan aún de sumar los emigrantes de México hacia naciones distintas de Estados Unidos. Hicimos la estimación de manera indirecta, debido a que es imposible conseguir los datos sobre inmigración en todos los países del mundo, además que los censos de población se levantan con distintas periodicidades y no siempre captan la migración internacional.

En los seis levantamientos (1992, 1997, 2006, 2009, 2014 y 2018) de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID) y los censos de población de 2000, 2010 y 2020 (cuestionario ampliado) de México, se han incluido sendos módulos para captar los desplazamientos de nuestro país hacia otras naciones; no obstante, dejamos de lado las ENADID de 2006 y 2009, porque solo se preguntó por la emigración hacia Estados Unidos y, por ende, no se puede estimar el flujo hacia otros países. En la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), desde 2005 se ha preguntado por el lugar de destino de quienes dejaron el hogar; sin embargo, no se distingue el país de destino del emigrante, ya que la respuesta se agrupa en “otro país”.

Solo cuando se pueden separar entre quienes se dirigen a Estados Unidos u otros países, con esa distribución, se pueden estimar aquellos que no terminan su migración en el vecino del norte. En el cuadro 4.12 se presentan las proporciones deducidas de las siete fuentes seleccionadas. Se advierte que el considerable mayor tamaño de muestra en los tres censos de población ofrece estimaciones más precisas, incluso al diferenciar el cociente por sexo.¹²

Es conveniente aclarar que, al usar las proporciones de los censos del cuadro 4.12, estamos suponiendo implícitamente que la proporción de hogares completos que se desplazaron al exterior, o bien que la fracción de los arreglos domésticos que se disolvieron con alguno de sus antiguos miembros habiendo emigrado, es la misma en las dos corrientes migratorias (hacia Estados Unidos y el resto del mundo). Este supuesto se requiere porque no se cuenta con un declarante en el censo, pues el hogar no está presente o ya no existe. Es claro que, si la fracción de esos hogares respecto del total de unidades domésticas fuera distinta por flujo migratorio, la separación por país de destino estaría sesgada.

Las proporciones del censo de 2000 se usaron para 1950–1999, las del censo de 2010 para 2005–2009 y las del recuento de 2020 para 2015–2019; y las de los lustros intermedios se obtuvieron mediante interpolación lineal.¹³

¹¹Si bien se puede obtener el valor de ρ anualmente de la ACS de 2000 a 2019, preferimos el agrupamiento en quinquenios con el fin de tener estimaciones robustas, dado el bajo número anual de observaciones en la muestra.

¹²Martínez (2017) cita que el INEGI considera que un dato es de buena calidad si el coeficiente de variación está por debajo de 15%, aceptable si se encuentra entre 15 y 25% y de baja calidad cuando supera 25%.

¹³Por ejemplo, las de 2000 a 2004, asignando las del censo de 2000 a 1999 y las del censo de 2010 a 2005.

Cuadro 4.11. Emigrantes totales de México hacia Estados Unidos por año de llegada y sexo, 1950-2019

Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres
1950	41 270	21 422	19 848	1974	211 279	116 961	94 318	1998	653 628	387 481	266 147
1951	45 887	23 759	22 128	1975	223 148	124 149	98 999	1999	715 286	431 082	284 204
1952	52 495	27 022	25 473	1976	238 227	133 089	105 138	2000	628 272	364 099	264 173
1953	58 335	29 900	28 435	1977	250 139	140 317	109 822	2001	507 945	291 727	216 218
1954	62 849	32 180	30 669	1978	255 943	144 237	111 706	2002	465 128	270 727	194 401
1955	67 026	34 367	32 659	1979	258 987	146 918	112 069	2003	484 670	293 069	191 601
1956	71 110	36 552	34 558	1980	264 226	151 237	112 989	2004	555 792	333 398	222 394
1957	74 993	38 633	36 360	1981	272 461	157 406	115 055	2005	520 019	328 792	191 227
1958	77 943	40 181	37 762	1982	279 752	162 684	117 068	2006	438 967	268 583	170 384
1959	79 749	41 078	38 671	1983	286 052	166 779	119 273	2007	342 081	214 732	127 349
1960	80 816	41 573	39 243	1984	295 179	171 654	123 525	2008	294 051	176 068	117 983
1961	81 722	41 991	39 731	1985	312 151	180 103	132 048	2009	257 432	145 561	111 871
1962	83 302	42 761	40 541	1986	335 892	191 657	144 235	2010	230 636	122 418	108 218
1963	86 530	44 455	42 075	1987	361 985	203 916	158 069	2011	188 388	96 636	91 752
1964	92 131	47 615	44 516	1988	384 518	213 617	170 901	2012	230 724	123 574	107 150
1965	100 877	52 716	48 161	1989	403 608	221 292	182 316	2013	199 229	108 722	90 507
1966	111 632	59 034	52 598	1990	422 739	229 402	193 337	2014	262 999	138 622	124 377
1967	123 915	66 279	57 636	1991	442 436	238 813	203 623	2015	295 001	154 988	140 013
1968	137 207	74 126	63 081	1992	460 652	248 880	211 772	2016	303 880	153 534	150 346
1969	151 842	82 651	69 191	1993	476 740	259 454	217 286	2017	252 964	130 809	122 155
1970	167 202	91 490	75 712	1994	494 511	272 678	221 833	2018	225 038	114 320	110 718
1971	180 642	99 191	81 451	1995	519 661	291 574	228 087	2019	237 916	131 808	106 108
1972	191 635	105 485	86 150	1996	556 160	317 939	238 221				
1973	200 923	110 861	90 062	1997	602 711	350 999	251 712				

Fuente: Calculado con base en los cuadros 4.7 y 4.10.

Cuadro 4.12. Proporción que los emigrantes hacia otros países representa del flujo hacia Estados Unidos, por sexo, 1992-2020*

Fuente	Total	Hombres	Mujeres
Proporción			
ENADID 1992	0.017990	0.012025	0.032701
ENADID 1997	0.019563	0.015113	0.031554
ENADID 2014	0.108581	0.075141	0.217493
ENADID 2018	0.129112	0.097962	0.208583
Censo de 2000	0.114189	0.107781	0.133104
Censo de 2010	0.113662	0.091071	0.182761
Censo de 2020	0.298035	0.244924	0.420990
Error estándar			
ENADID 1992	0.004148	0.002979	0.010310
ENADID 1997	0.002810	0.002756	0.007101
ENADID 2014	0.014172	0.011781	0.048090
ENADID 2018	0.017403	0.016110	0.047933
Censo de 2000	0.001806	0.001999	0.002302
Censo de 2010	0.001355	0.001345	0.003011
Censo de 2020	0.006436	0.006092	0.013851
Coeficiente de variación (porcentaje)			
ENADID 1992	23.06	24.77	31.53
ENADID 1997	14.36	18.24	22.50
ENADID 2014	13.05	15.68	22.11
ENADID 2018	13.48	16.45	22.98
Censo de 2000	1.58	1.85	1.73
Censo de 2010	1.19	1.48	1.65
Censo de 2020	2.16	2.49	3.29

* En todos los casos se refiere al quinquenio previo inmediato al levantamiento.

Fuente: Módulo de migración internacional de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica 1992, 1997, 2014 y 2018 y de los censos de población de 2000, 2010 y 2020.

Si bien es difícil aceptar que la proporción de 1995–2000 hubiera prevalecido desde 1950, la requerimos para poder incorporar la migración internacional en la estimación del nivel de la mortalidad en el capítulo 2 y para la reconstrucción demográfica en el capítulo 5. Incluso, aunque hubiéramos usado los datos de 1987–1992, recabados en la ENADID de 1992, debiéramos suponer invariabilidad durante los 37 años previos (1950–1986). No obstante, tanto esas proporciones, como las desprendidas de la ENADID de 1997, son bastante inferiores a las recabadas en el censo de 2000, y es poco factible que hubieran aumentado tanto en tan poco tiempo. El total de emigrantes internacionales se reproduce en el cuadro 4.13 y la gráfica 4.4.

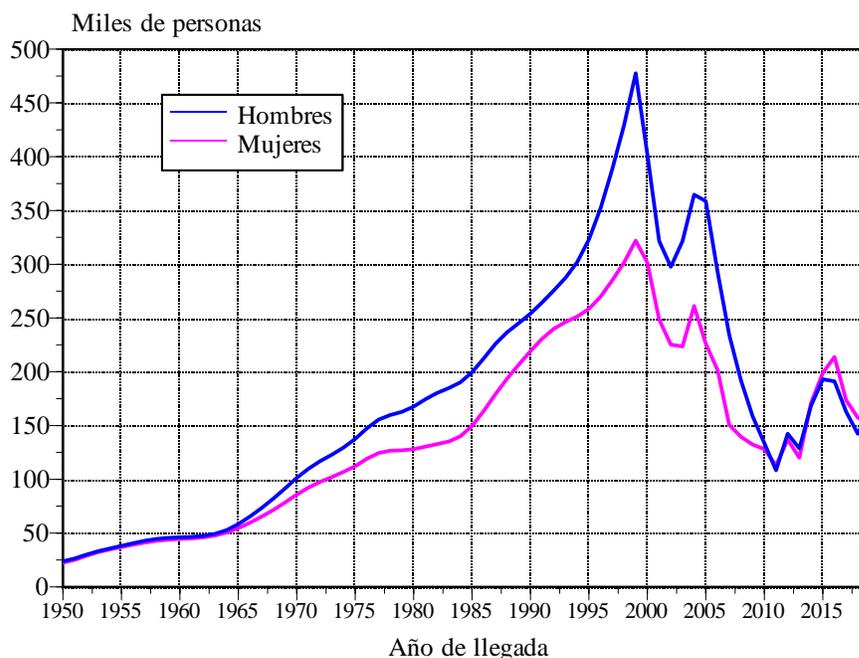
Con el fin de evitar distorsiones en el patrón etario al mezclar las pautas de las tres componentes del flujo emigratorio (mexicanos y extranjeros hacia Estados Unidos y ambos hacia otros países), se sobrepuso la composición por edad de los mexicanos residentes en

Cuadro 4.13. Emigrantes totales de México hacia otro país por año de llegada y sexo, 1950-2019

Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres
1950	46 221	23 731	22 490	1974	236 439	129 567	106 872	1998	730 816	429 244	301 572
1951	51 393	26 320	25 073	1975	249 706	137 530	112 176	1999	799 577	477 544	322 033
1952	58 798	29 934	28 864	1976	266 565	147 433	119 132	2000	703 850	402 328	301 522
1953	65 343	33 123	32 220	1977	279 880	155 440	124 440	2001	570 121	321 545	248 576
1954	70 399	35 648	34 751	1978	286 357	159 783	126 574	2002	522 747	297 644	225 103
1955	75 077	38 071	37 006	1979	289 739	162 753	126 986	2003	544 838	321 391	223 447
1956	79 650	40 492	39 158	1980	295 565	167 537	128 028	2004	625 887	364 689	261 198
1957	83 997	42 797	41 200	1981	304 740	174 371	130 369	2005	584 911	358 735	226 176
1958	87 300	44 512	42 788	1982	312 868	180 218	132 650	2006	494 567	293 043	201 524
1959	89 323	45 505	43 818	1983	319 904	184 755	135 149	2007	384 911	234 288	150 623
1960	90 520	46 054	44 466	1984	330 122	190 155	139 967	2008	331 649	192 103	139 546
1961	91 536	46 517	45 019	1985	349 139	199 515	149 624	2009	291 134	158 817	132 317
1962	93 307	47 370	45 937	1986	375 747	212 314	163 433	2010	261 563	133 567	127 996
1963	96 921	49 246	47 675	1987	405 003	225 894	179 109	2011	221 302	108 410	112 892
1964	103 188	52 747	50 441	1988	430 290	236 641	193 649	2012	279 376	142 433	136 943
1965	112 969	58 398	54 571	1989	451 726	245 143	206 583	2013	248 645	128 660	119 985
1966	124 996	65 397	59 599	1990	473 198	254 127	219 071	2014	339 120	168 308	170 812
1967	138 731	73 423	65 308	1991	495 278	264 552	230 726	2015	391 905	192 948	198 957
1968	153 592	82 115	71 477	1992	515 665	275 705	239 960	2016	404 778	191 138	213 640
1969	169 960	91 559	78 401	1993	533 626	287 418	246 208	2017	336 428	162 847	173 581
1970	187 141	101 351	85 790	1994	553 427	302 067	251 360	2018	299 649	142 320	157 329
1971	202 174	109 882	92 292	1995	581 446	323 000	258 446	2019	314 869	164 091	150 778
1972	214 471	116 854	97 617	1996	622 136	352 207	269 929				
1973	224 860	122 810	102 050	1997	674 046	388 830	285 216				

Fuente: Calculado con base en los cuadros 4.11 y 4.12.

Gráfica 4.4. Emigrantes totales de México por sexo, 1950-2019



Fuente: Cuadro 4.12.

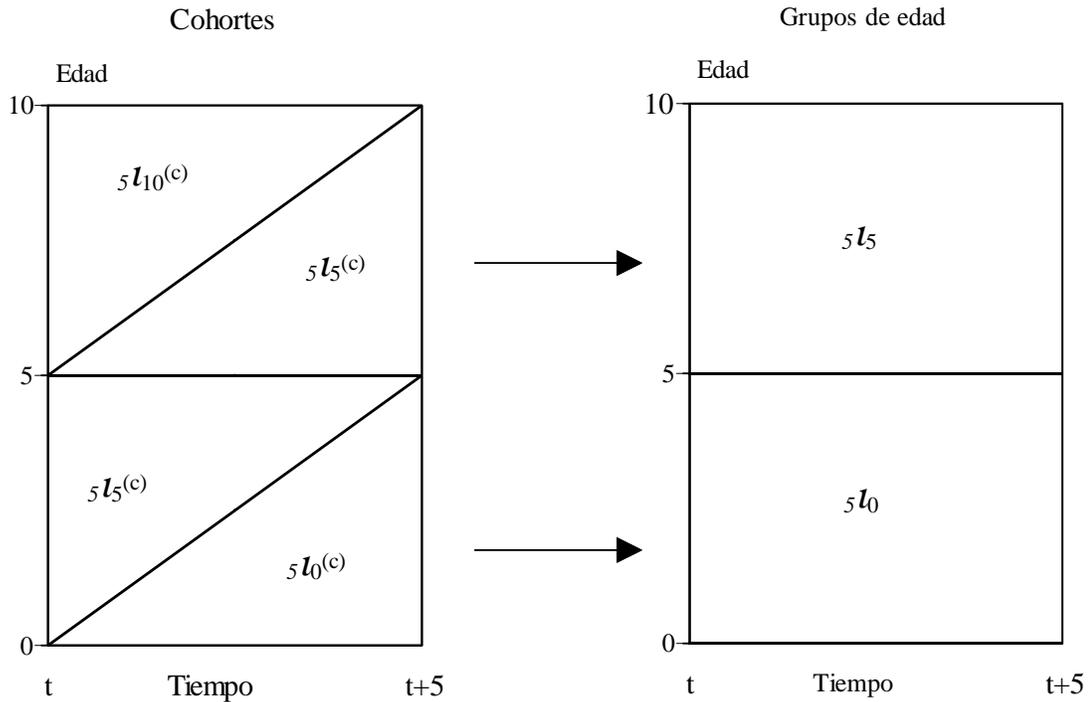
Estados Unidos, vista en el acápite anterior, al flujo global, para cada año de 1990 a 2015. Al dividir esos emigrantes entre la población media del capítulo 2, se obtuvieron tasas de emigración específicas por edad. Las de 1990 se supusieron iguales para los 40 años previos y, al multiplicarlas por la población media del capítulo 2, se dedujo la estructura etaria que se sobrepuso al total estimado para cada año del cuadro 4.13.

4.3 Inmigración internacional de México

El monto de la inmigración es más sencillo de obtener, ya que se ha recolectado en distintas fuentes de datos de nuestro país. Entre todas ellas, preferimos los censos de población y el conteo de 2005, porque cubren completo al país y se entrevista a todos los habitantes, y la encuesta de 2015 por su gran tamaño de muestra.

En los recuentos de 1960 a 1980 se preguntó si la persona había vivido en otra entidad federativa o país; y, si la respuesta fue afirmativa, se indagó por la entidad federativa o país de última residencia y el tiempo de vivir en la residencia actual. Serias deficiencias en la pregunta en 1980 (Partida, 1993) llevaron a cambiar por una más sencilla a partir de 1990: el lugar de residencia cinco años antes. La omisión de la migración ocurrida seis años o antes se subsanó al incluir la pregunta en el conteo de 2005, no así en 1995. De esta manera, se cuenta con la inmigración internacional (residencia en otro país cinco años antes) para los quinquenios 1985–1990, 1995–2000, 2000–2005, 2005–2010 y 2015–2019, y de la encuesta intercensal para 2010–2015.

Figura 4.2. Diagramas de Lexis que ilustran el paso de tasas por cohortes a grupos de edad



De las estimaciones de Partida (1993), a partir de distintas tabulaciones publicadas e inéditas del censo de 1980 para la década previa, los pocos datos publicados del censo de 1970 y muestras de 1.5% del censo de 1960 y de 10% del recuento de 1970, elaboramos las tabulaciones sobre la inmigración a nuestro país.

A diferencia del censo de Estados Unidos de 2000, donde se cuenta con cada año de llegada de los inmigrantes, en los datos disponibles para México sólo se tienen por quinquenios naturales (cuadro 4.14). Así, calculamos primero las tasas de inmigración para cada uno de los quinquenios disponibles. Denotemos por ${}_5P_x(t)$ a las personas de edades cumplidas x a $x + 4$ residentes en México al momento t y por ${}_5I_x^{(c)}(t, t + 4)$ a los inmigrantes ocurridos durante los años calendario t a $t + 4$, es decir, durante el quinquenio previo al inicio del año $t + 5$, y que corresponden a la cohorte (el sobreíndice c) o generación quinquenal de edades cumplidas x a $x + 4$ al principio del periodo, como en el diagrama de Lexis del lado izquierdo de la figura 4.2.

Si descontamos los inmigrantes de la población al final, tenemos los habitantes cinco años antes que no inmigraron y que permanecieron en México, es decir, que no emigraron a otro país. Dado que la inmigración acrecienta el efectivo poblacional, las tasas —promedio anual per cápita— para los distintos grupos quinquenales de edad son similares a las de crecimiento, bajo el modelo exponencial:

Cuadro 4.14. Inmigrantes internacionales de México por periodos quinquenales disponibles, 1950-2019

Periodo	Total	Hombres	Mujeres
1950-1954	33 282	18 069	15 213
1955-1959	68 450	35 660	32 790
1960-1964	31 617	16 540	15 077
1965-1969	67 600	34 883	32 717
1970-1974	119 661	68 792	50 869
1975-1979	398 259	253 694	144 565
1985-1989	361 032	195 938	165 094
1995-1999	455 003	261 174	193 829
2000-2004	367 272	225 072	142 200
2005-2009	1 293 106	845 336	447 770
2010-2014	818 835	495 654	323 181
2015-2019	619 725	386 998	232 727

Fuente: Censos de Población de 1960 a 2020, Censo de Población de 2005 y Encuesta Intercensal de 2015.

$$\begin{aligned}
 {}_5l_0^{(c)}(t, t+4) &= \frac{1}{2.5} \ln \left\{ \frac{{}_5P_0(t)}{{}_5P_0(t) - {}_5I_0^{(c)}(t, t+4)} \right\} \\
 {}_5l_x^{(c)} &= \frac{1}{5} \ln \left\{ \frac{{}_5P_x(t)}{{}_5P_x(t) - {}_5I_x^{(c)}(t, t+4)} \right\} \quad x = 5, 10, \dots, 85
 \end{aligned}
 \tag{4.15}$$

donde la primera se divide por 2.5, porque las niñas y los niños de 0–4 años de edad en el recuento (momento $t + 5$) están expuestos a migrar, en promedio, solo la mitad del lustro (del nacimiento al final). Para simplificar la nomenclatura omitamos la referencia al periodo $(t, t + 4)$.

Si suponemos que la tasa es constante en todas las edades de la cohorte durante el quinquenio, la del grupo 0–4 años para el lustro se puede estimar como:

$${}_5l_0 = \frac{1}{2} \left[{}_5l_0^{(c)} + {}_5l_5^{(c)} \right]$$

la de 5–9 años:

$${}_5l_5 = \frac{1}{2} \left[{}_5l_5^{(c)} + {}_5l_{10}^{(c)} \right]$$

y de manera general:

$${}_5l_x = \frac{1}{2} \left[{}_5l_x^{(c)} + {}_5l_{x+5}^{(c)} \right]
 \tag{4.16}$$

El principio se muestra de manera esquemática en los diagramas de Lexis de la figura 4.2.

Cuadro 4.15. Parámetros del modelo de Rogers y Castro para las tasas de inmigración internacional por edad, 1950-2019

Parámetro	1950-1954	1955-1959	1960-1964	1965-1969	1970-1974	1975-1979	1985-1989	1995-1999	2000-2004	2005-2009	2010-2014	2015-2019
Hombres												
a_1	0.00046	0.00014	0.00016	0.00010	0.00056	0.00008	0.00030	0.00077	0.00051	0.00197	0.00125	0.00032
α_1	0.04714	0.31296	0.01822	0.33054	0.01013	0.30939	0.08894	0.08765	0.10376	0.04839	0.03058	0.08277
a_2	0.00069	0.00077	0.00033	0.00055	0.00111	0.00400	0.00169	0.00368	0.00338	0.01122	0.00489	0.00489
α_2	0.01312	0.03432	0.02175	0.03401	0.01864	0.03539	0.05796	0.07859	0.07035	0.05613	0.04908	0.07900
λ_2	0.12664	0.13855	0.14824	0.14077	0.20644	0.24969	0.16107	0.16901	0.14582	0.19745	0.20586	0.10432
μ_2	18.77300	22.44027	21.07372	22.36315	15.42918	16.83657	22.10968	23.62594	24.48443	22.21748	23.91109	31.31844
a_3	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00005	0.00011	0.00000	0.00000	0.00002
α_3	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.40245	0.23468	0.31401	0.00000	0.00000	0.31453
λ_3	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.07055	0.05639	0.09668	0.00000	0.00000	0.06175
μ_3	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	87.60895	86.75916	74.20291	0.00000	0.00000	89.58823
c	-0.00022	0.00019	-0.00005	0.00014	-0.00036	0.00055	0.00020	0.00022	0.00020	0.00006	-0.00001	0.00037
Mujeres												
a_1	0.00030	0.00012	0.00024	0.00009	0.00007	0.00022	0.00029	0.00071	0.00050	0.00175	0.00101	0.00036
α_1	0.07710	0.19479	0.00912	0.24248	0.13642	0.20899	0.07360	0.08402	0.08658	0.06041	0.04010	0.03774
a_2	0.00034	0.00036	0.00014	0.00026	0.00090	0.00297	0.00091	0.00177	0.00135	0.00402	0.00148	0.00117
α_2	0.01291	0.02576	0.00665	0.02643	0.15480	0.13304	0.10759	0.16407	0.12183	0.10957	0.05594	0.08350
λ_2	0.21059	0.38236	0.34894	0.39323	0.08903	0.13437	0.10953	0.12902	0.13404	0.16349	0.20457	0.14253
μ_2	15.23976	16.93855	16.27577	16.98231	29.96208	23.44028	28.39363	29.13582	27.51800	25.92685	24.00788	26.59236
a_3	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00078	0.00063	0.00037	0.00040	0.00040	0.00074	0.00000	0.00013
α_3	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.08915	0.03308	0.10143	0.07553	0.09824	0.15975	0.00000	0.22476
λ_3	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.08854	0.21472	0.14541	0.12356	0.12683	0.09810	0.00000	0.06655
μ_3	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	52.97276	48.47349	58.48682	52.29762	55.74195	63.12703	0.00000	81.05619
c	-0.00005	0.00020	-0.00013	0.00015	0.00013	0.00043	0.00019	0.00026	0.00018	0.00031	0.00026	0.00029

Fuente: Estimaciones con base en los censos de población de 1960 a 2020, el conteo de población de 2005 y la encuesta intercensal de 2015.

Similar a nuestra estimación de los mexicanos que se fueron a vivir a Estados Unidos, los inmigrantes a nuestro país de 1950–1954, 1960–1964 y 1970–1974, para ser enumerados en los censos de 1960, 1970 y 1980, debieron permanecer (no emigrar) en México hasta la celebración de los censos correspondientes, con lo cual estimamos la posible emigración en el lustro siguiente con las fórmulas (4.8), (4.9) y (4.10).

El desglose por edades simples se hizo ajustando nuevamente la función paramétrica de Rogers y Castro (1982), donde en algunos casos se creyó pertinente incorporar la *componente del retiro* (subíndice 3):

$$\iota_x = a_1 \exp \{-\alpha_1 x\} + a_2 \exp \{-\alpha_2 (x - \mu_2) - e^{-\lambda_2(x-\mu_2)}\} + a_3 \exp \{-\alpha_3 (x - \mu_3) - e^{-\lambda_3(x-\mu_3)}\} + c$$

Los valores de los parámetros se muestran en el cuadro 4.15 y en la gráfica 4.5

Debido a la forma como se captó la información en los censos de 1990 y 2000, no contamos con migración para 1980–1985 y 1990–1995, así las tasas se tomaron como la media aritmética de las correspondientes a 1975–1980 y 1985–1990 para el primero de esos lustros y el promedio de 1985–1990 y 1995–2000 para el segundo.

A diferencia del censo de Estados Unidos de 2000, donde se cuenta con cada año de llegada de los inmigrantes, en los datos disponibles para México sólo se tienen por quinquenios naturales (cuadro 4.13).¹⁴

El desglose por años simples se hizo en cuatro pasos:

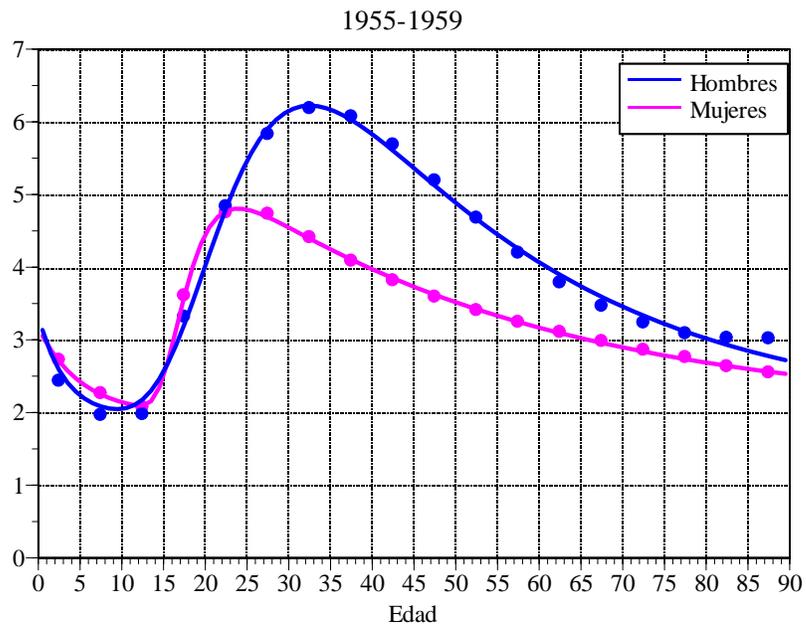
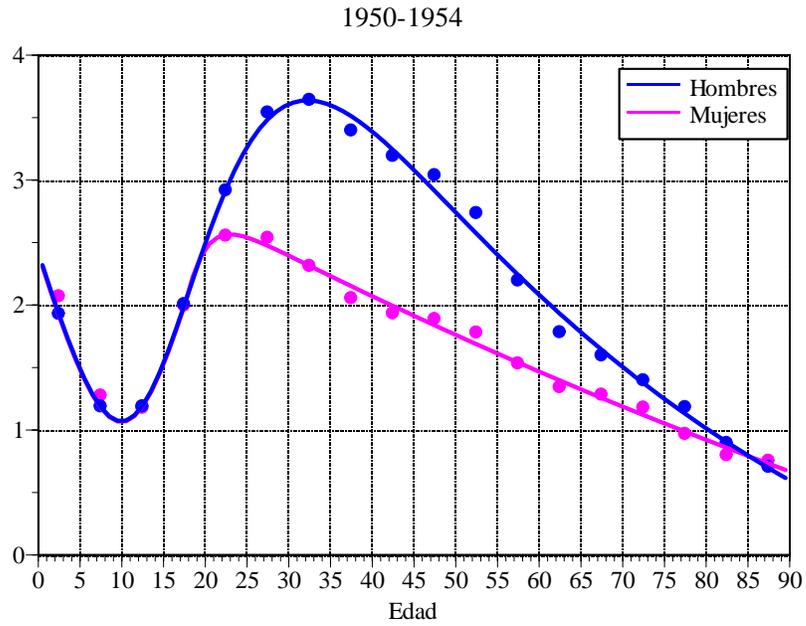
1. Ubicamos las tasas suavizadas a la mitad del quinquenio (1952, 1957, ..., 2007 y 2017), para los años intermedios las interpolamos linealmente para cada edad por separado, y las supusimos constantes en los extremos, es decir las de 1950–1955 para 1950, 1951 y 1952, y las de 2015–2019 para 2017, 2018 y 2019.
2. Para cada edad multiplicamos esas por las poblaciones medias y sobrepusimos la distribución temporal al total conocido de cada quinquenio. Como no disponemos de los montos para 1980–1985 y 1990–1995, los obtuvimos mediante interpolación lineal, con respecto del tiempo, con los datos ya proporcionados de los años previo y posterior, es decir,

$$\widehat{I}(t+j) = \widehat{I}(t-1+j) + \left[\frac{\widehat{I}(t+5+j) - \widehat{I}(t-1+j)}{I(t+5+j) - I(t-1+j)} \right] [I(t+j) - I(t-1+j)]$$

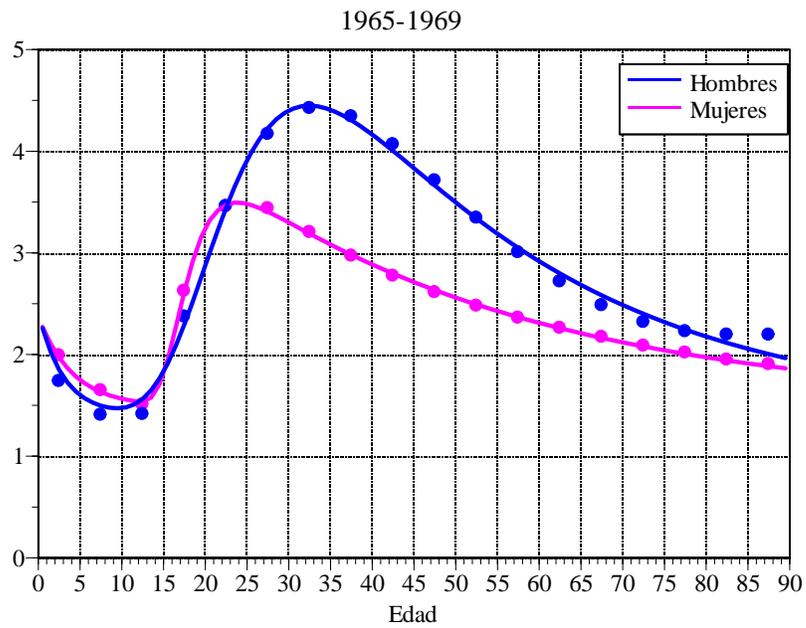
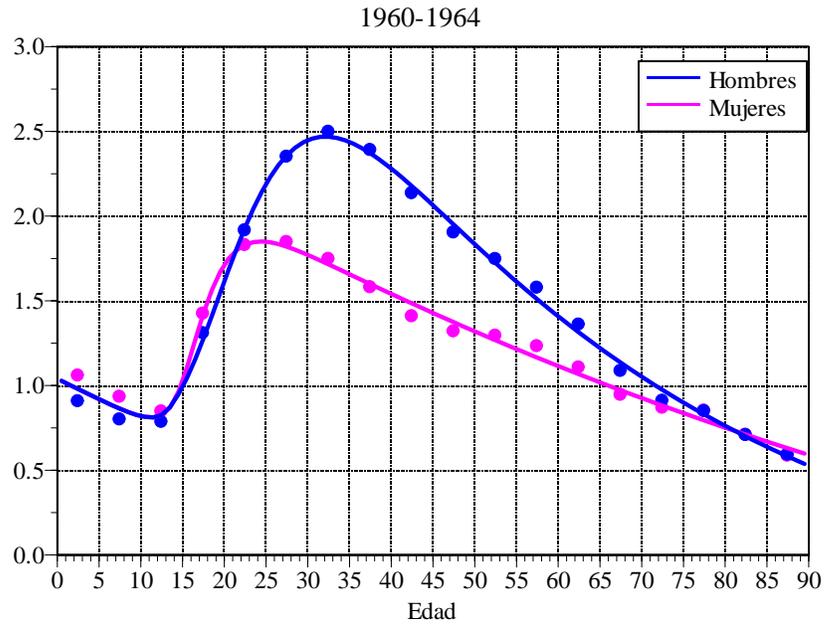
para $t = 1980, 1985$ y $j = 1, 2, 3, 4, 5$, donde I es el total de inmigrantes que resulta de sobreponer las tasas por edad a las poblaciones medias, e I el total proporcionado al distribuir anualmente los totales quinquenales censados.

¹⁴El censo de 1970 se levantó el 28 de enero —que podemos equiparar al 1 de enero. La clasificación de los periodos de residencia fue: menos de un año (1969), 1 y 2 años (1967–1968), 3 a 5 años (1964–1966) y 6 a 10 años (1959–1963). Si suponemos que los migrantes se distribuyeron de manera uniforme dentro de cada periodo, el flujo de 1960 a 1964 se obtiene como 4/5 de 1959–1963 y un tercio de 1964–1966; y de 1965 a 1960 como dos tercios de 1964–1966 y el total de 1967 a 1969.

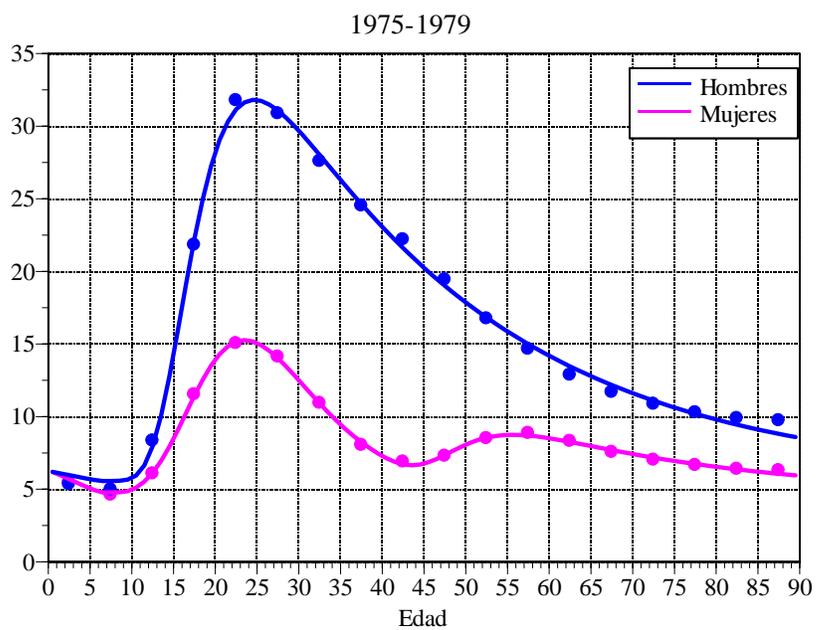
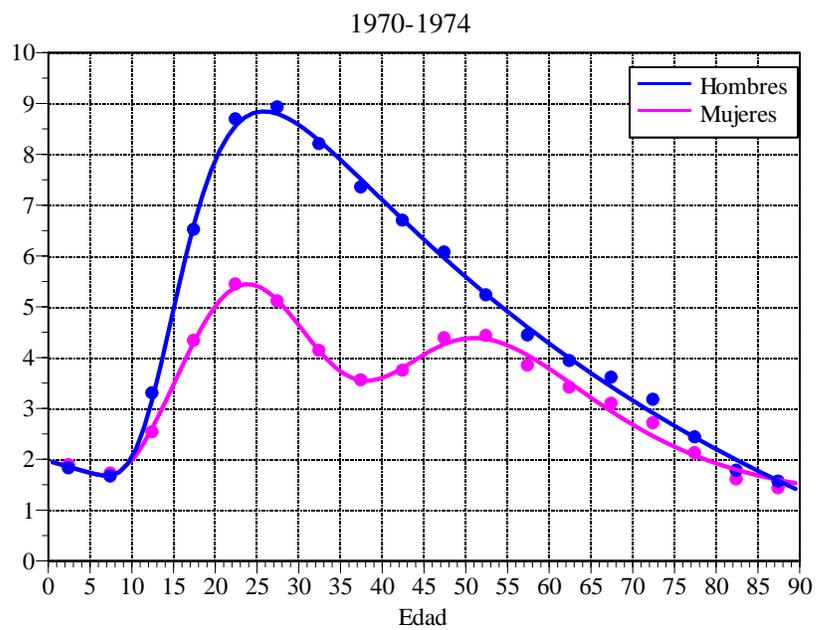
Gráfica 4.5. Tasas de inmigración internacional por edad y sexo observadas y suavizadas 1950-2019
(Por cada diez mil residentes)



Gráfica 4.5.
(Continúa)

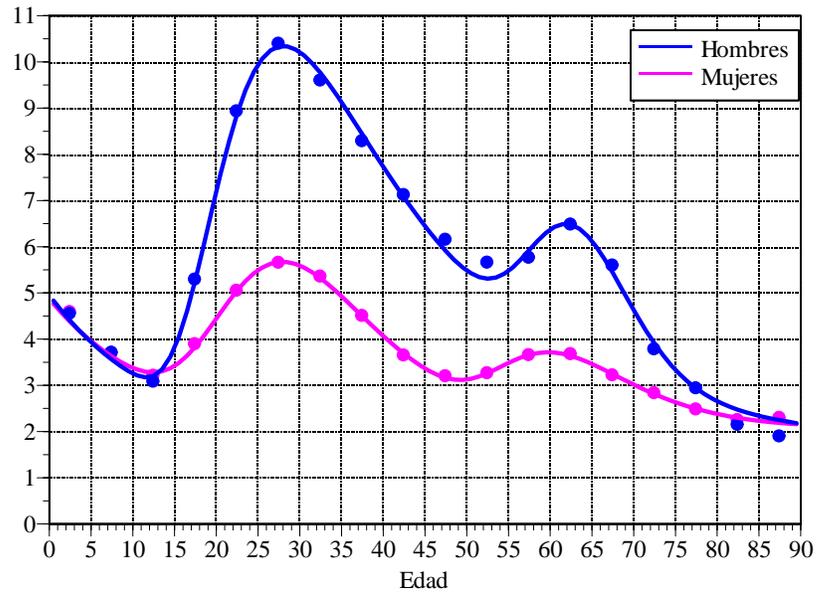


Gráfica 4.5.
(Continúa)

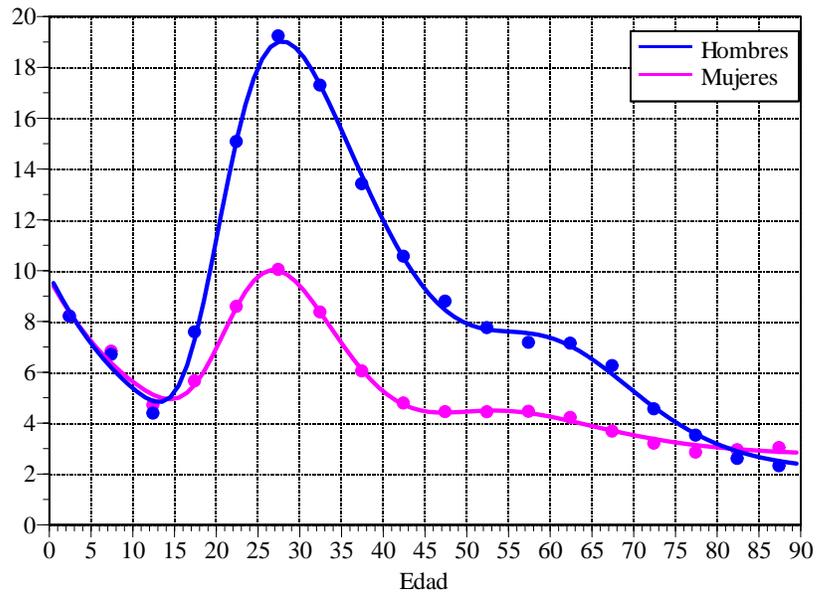


Gráfica 4.5.
(Continúa)

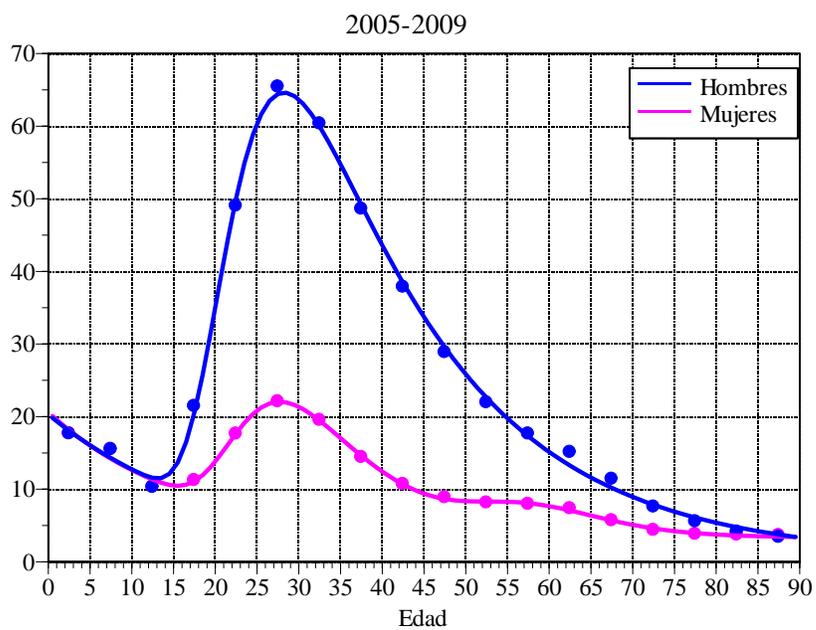
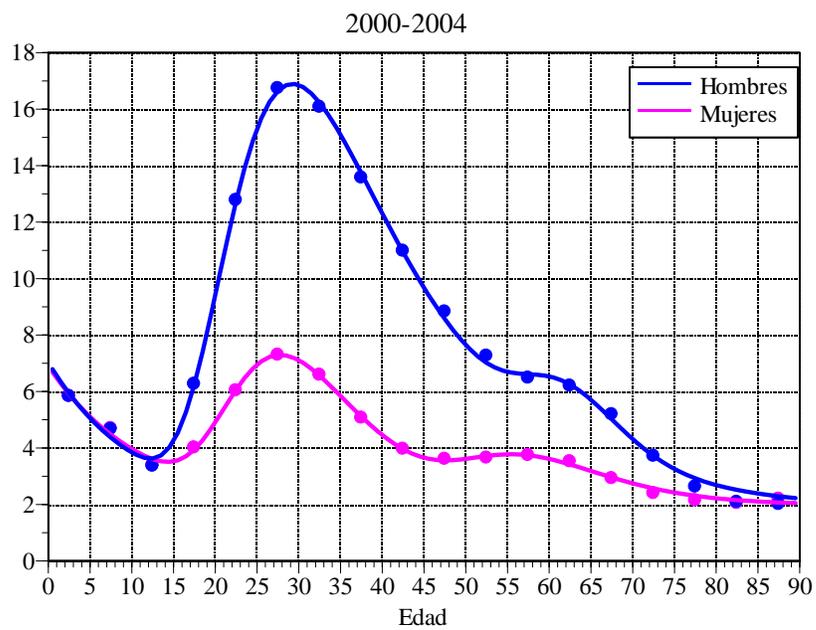
1985-1989



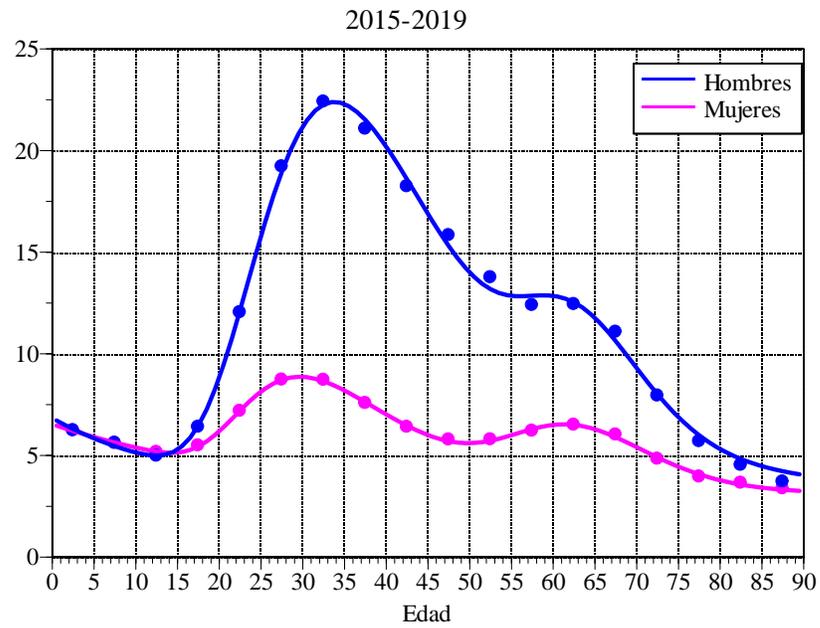
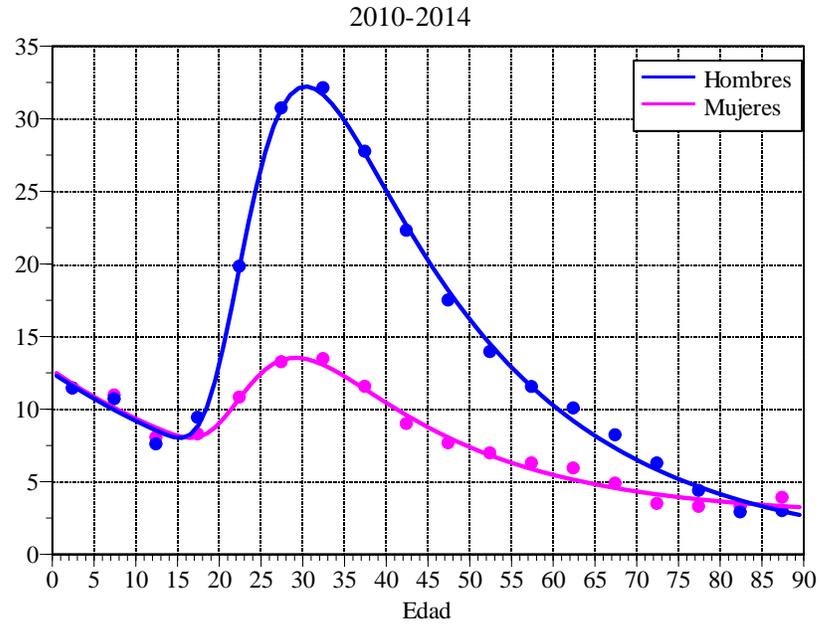
1995-1999



Gráfica 4.5.
(Continúa)

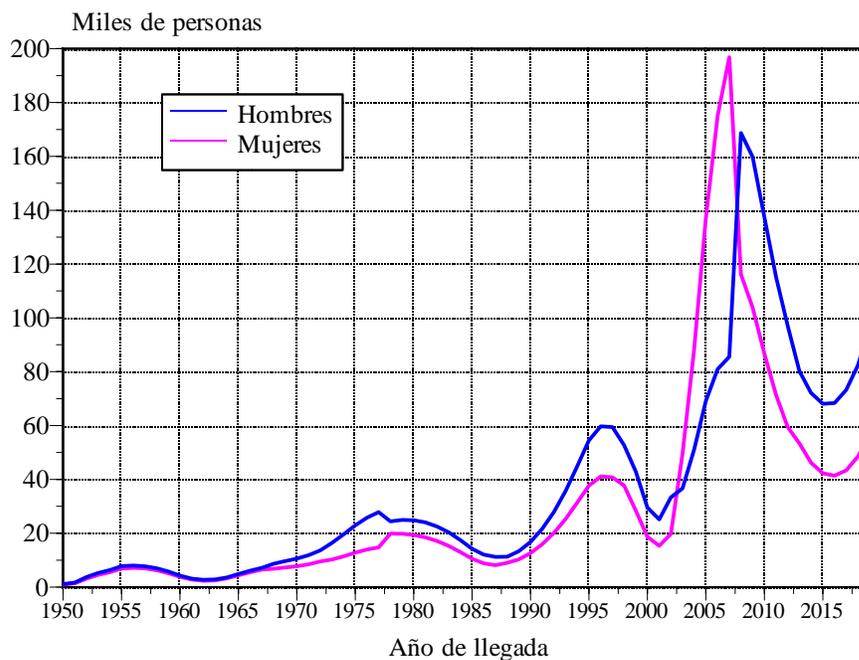


Gráfica 4.5.
(Concluye)



Fuente: Estimaciones con base en los censos de población 1950 a 2020, el conteo de 2005, la encuesta intercensal de 2015 y los parámetros del cuadro 4.15.

Gráfica 4.6. Inmigrantes totales de México por sexo, 1950-2019



Fuente: Cuadro 4.16.

3. Igual que en la emigración, la tendencia temporal se suavizó con el procedimiento *lowess* considerando una ventana de 15% de las observaciones. El resultado se reproduce en el cuadro 4.16.
4. Los inmigrantes por edad desplegada se obtuvieron al sobreponer las estructuras por edad del paso 2, y las tasas definitivas al dividir esos inmigrantes por las poblaciones medias del capítulo 2.

Las tasas definitivas, igual que las de emigración, se usaron en la estimación del nivel de la mortalidad en el capítulo 2 y para la conciliación demográfica en el capítulo 5.

Cuadro 4.16. Inmigrantes internacionales totales de México por año de llegada y sexo, 1950-2019

Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres
1950	2 011	1 091	920	1974	30 962	19 571	11 391	1998	90 398	52 681	37 717
1951	3 015	1 637	1 378	1975	35 748	22 951	12 797	1999	71 423	42 953	28 470
1952	6 778	3 683	3 095	1976	39 713	25 768	13 945	2000	48 192	29 539	18 653
1953	9 705	5 221	4 484	1977	42 540	27 813	14 727	2001	40 427	25 119	15 308
1954	11 798	6 301	5 497	1978	44 226	24 392	19 834	2002	53 058	33 312	19 746
1955	14 635	7 773	6 862	1979	44 772	24 948	19 824	2003	86 085	36 653	49 432
1956	15 109	7 989	7 120	1980	44 180	24 814	19 366	2004	139 510	51 136	88 374
1957	14 650	7 719	6 931	1981	42 447	23 995	18 452	2005	205 973	69 064	136 909
1958	13 254	6 995	6 259	1982	39 575	22 491	17 084	2006	256 045	80 944	175 101
1959	10 924	5 775	5 149	1983	35 563	20 302	15 261	2007	282 369	85 521	196 848
1960	8 010	4 243	3 767	1984	30 412	17 430	12 982	2008	284 946	168 707	116 239
1961	5 927	3 147	2 780	1985	24 712	14 214	10 498	2009	263 773	159 884	103 889
1962	5 026	2 678	2 348	1986	20 827	12 019	8 808	2010	224 043	137 407	86 636
1963	5 308	2 814	2 494	1987	19 348	11 202	8 146	2011	186 514	115 170	71 344
1964	6 772	3 576	3 196	1988	20 276	11 257	9 019	2012	156 375	96 994	59 381
1965	9 174	4 829	4 345	1989	23 609	13 321	10 288	2013	133 630	80 242	53 388
1966	11 536	6 055	5 481	1990	29 348	16 753	12 595	2014	118 273	72 111	46 162
1967	13 613	7 128	6 485	1991	37 495	21 619	15 876	2015	110 309	68 037	42 272
1968	15 404	8 633	6 771	1992	48 045	27 931	20 114	2016	109 736	68 351	41 385
1969	16 911	9 646	7 265	1993	61 004	35 708	25 296	2017	116 554	73 220	43 334
1970	18 309	10 580	7 729	1994	76 368	44 952	31 416	2018	130 763	82 307	48 456
1971	20 307	11 858	8 449	1995	92 206	54 511	37 695	2019	152 363	96 152	56 211
1972	23 082	13 590	9 492	1996	100 789	59 707	41 082				
1973	26 634	16 422	10 212	1997	100 187	59 413	40 774				

Fuente: Calculado con base en los cuadros 4.14 y 4.15.

5. Conciliación intercensal de la población de México

Distintos diagnósticos matemáticos y demográficos permiten ver que los catorce censos modernos de población de México (1895 a 2020), los conteos de 1995 y 2005 y la encuesta intercensal de 2015 adolecen de mala declaración de edad y falta de cobertura. Aunque ambas deficiencias han ido aminorando con el paso del tiempo, aún están presentes en las enumeraciones de población más recientes. Si bien es clara la presencia de esas dos fallas, generalmente es difícil determinar el grado de error por separado, ya que ambas se entrelazan en la estructura por edad de la población. Por ejemplo, la presumible falta de mujeres en el grupo de edades 40–44 años se puede deber más a un rejuvenecimiento al declarar mal la edad que a una omisión en el recuento censal.

Los ejercicios tradicionales de conciliación intercensal consisten de la ubicación simultánea, en un momento en el tiempo, de la población de dos o más censos, utilizando procedimientos demográficos de proyección y retrospección. Una vez ubicadas las distintas poblaciones censadas en un momento dado, el experto elige —para cada edad y sexo— aquella que a su juicio es la más adecuada; finalmente, la población seleccionada se ubica al momento inicial de la proyección (Rincón, 1984).

Una limitación de este procedimiento es que, generalmente, se pretende corregir al mismo tiempo los problemas de mala declaración de la edad y los de cobertura, lo cual puede introducir cierto grado de arbitrariedad en la selección de una población entre las varias disponibles. Una alternativa es subsanar primero las deficiencias originadas en el reporte erróneo de la edad en cada censo y después, mediante la coincidencia temporal, seleccionar la enumeración con mayor grado de integridad. Al respecto cabe mencionar el trabajo de Luther y Retherford (1988), quienes diseñaron un algoritmo, con cierto grado de complejidad matemática, que permite corregir de manera simultánea tanto los eventos que componen la evolución demográfica como las poblaciones censadas. El procedimiento consiste en asignar a cada pieza de información un factor de corrección distinto. Esos factores son las incógnitas de un conjunto de ecuaciones lineales, estructuradas para cada generación, sobre el principio de la ecuación compensadora o del balance demográfico. Debido a que el número de incógnitas es al menos el doble que el de las ecuaciones simultáneas, la solución no es irrestricta y deben ser introducidos factores de corrección iniciales. El algoritmo busca minimizar la distancia que separa los factores de corrección definitivos —dentro del espacio de soluciones posibles— de los iniciales, que se encuentran fuera de ese espacio. Dado que el resultado depende en buena medida de los valores iniciales asignados a las incógnitas, es claro que este

procedimiento también reviste cierto grado de arbitrariedad, aun cuando los datos iniciales ya hayan sido corregidos por problemas de mala declaración de la edad.

En México, los recuentos de población anteriores a 1990 han sido objeto de ajustes postcensales por omisiones en el operativo de campo, aunque sólo para el censo de 1980 disponemos de alguna información de esos ajustes. Una conciliación intercensal pudiera estar midiendo la sensibilidad de los ajustes en los recuentos previos más que la cobertura del censo de población de 2020. En los censos de México de 1990, 2000 y 2020 y los conteos de 1995 y 2005 se utilizaron metodologías y estructuras operativas similares, con lo cual se espera que los errores sean parecidos, al menos desde la óptica de la cobertura.

Igual que en los métodos ordinarios de conciliación intercensal, no es posible separar totalmente el error atribuible a la mala declaración de la edad del correspondiente a la omisión; en el capítulo 2 se corrigió la mala declaración de la edad, aquí nos ocupamos de subsanar la omisión en los censos de 1950 a 2020, los conteos de 1995 y 2005 y la encuesta de 2015, mediante la conciliación demográfica de esos setenta años con la estructura por edad de 2020.

5.1 Conciliación demográfica 1950–2020

La reconstrucción de la mortalidad, la fecundidad y la migración internacional, en los capítulos 2, 3 y 4, nos permite evaluar de manera simultánea la cobertura de las once enumeraciones de población consideradas. Para ello partimos de la metodología estándar para hacer proyecciones de población. La conciliación de la dinámica demográfica de 1950 a 2019 con la población corregida por subenumeración se hace por edades simples con el fin de asegurarnos la mayor fidelidad posible.

Denotemos por $P_x(t)$ la población de edad cumplida x al momento t y por $\mathcal{S}_x(t)$ la proporción que permanecerá en el país un año después, es decir,

$$P_{x+1}(t+1) = P_x(t)\mathcal{S}_x(t) \quad (5.1)$$

y para los menores de un año:

$$P_0(t+1) = B(t)\mathcal{S}_b(t) \quad (5.1')$$

donde $B(t)$ se refiere a los nacimientos ocurridos durante el año que inicia en t .

Es claro que la proporción $\mathcal{S}_x(t)$ incorpora tanto la mortalidad como la migración internacional. Si $S_{dx}(t)$ expresa la supervivencia a la mortalidad y $S_{\lambda x}(t)$ el factor de crecimiento o decrecimiento debido a la migración neta internacional, es claro que, bajo el supuesto de independencia estocástica entre la mortalidad y la migración se tiene:

$$\mathcal{S}_x(t) = S_{dx}(t) S_{\lambda x}(t) \quad (5.2)$$

$S_{dx}(t)$ y $S_{\lambda x}(t)$ se valoran como:

$$S_{dx}(t) = \frac{L_{x+1}(t)}{L_x(t)} \quad \text{y} \quad S_{\lambda x}(t) = \exp \left\{ \frac{\lambda_x(t) + \lambda_{x+1}(t)}{2} \right\} \quad x \geq 0 \quad (5.3)$$

donde $L_x(t)$ son los años-persona vividos a la edad cumplida x en la tabla de vida para el año t , que se deducen de las estimaciones de la mortalidad en el capítulo 2, y $\lambda_x(t)$ es la tasa de migración neta del año t obtenida en el capítulo 4. Para quienes nacen durante el año:

$$S_{ab}(t) = \frac{L_0(t)}{\ell_0(t)} \quad \text{y} \quad S_{\lambda b}(t) = \exp \left\{ \frac{\lambda_0(t)}{2} \right\} \quad (5.3')$$

donde $\ell_0(t)$ es el rádix de la tabla de vida.

Las fórmulas para la supervivencia son ampliamente conocidas, las correspondientes a la migración tienen la explicación siguiente. Las tasas de migración neta son del tipo edad-periodo, es decir, el diagrama de Lexis del lado derecho de la figura 4.2, y necesitamos convertirlas en tasas cohorte-periodo, esto es, el diagrama de Lexis del lado izquierdo de la figura 4.2. Las niñas y los niños de 0 años al final del año están expuestos, en promedio, sólo la mitad del año (triángulo inferior lado izquierdo de la figura 4.2), por eso se toma la mitad de λ_0 en (5.3'); y las personas de $x + 1$ años de edad al final están expuestas, en promedio, medio año de la edad cumplida x a la edad exacta $x + 1$ (λ_x) y medio año de la edad exacta $x + 1$ a la edad cumplida $x + 1$ (λ_{x+1}), como se puede ver en el diagrama de Lexis del lado izquierdo de la figura 4.2, así el riesgo es el promedio de λ_x y λ_{x+1} .

Los nacimientos, que se incorporan año con año, se obtienen a partir de sus progenitoras. Denotemos por ${}_5F_x(t)$ la tasa de fecundidad durante el año que inicia en t para el grupo quinquenal de edades cumplidas x a $x + 4$. Si ${}_5\bar{P}_x^f(t)$ es la población femenina a mitad del año, es decir,

$${}_5\bar{P}_x^f(t) = \frac{1}{2} [{}_5P_x^f(t) + {}_5P_x^f(t + 1)]$$

los nacimientos provenientes de ese grupo de edad son:

$${}_5B_x(t) = {}_5\bar{P}_x^f(t) {}_5F_x(t) \quad (5.4)$$

y el total de nacimientos es:

$$B(t) = \sum_{x=15}^{45} {}_5B_x(t) \quad (5.5)$$

Las tasas específicas de fecundidad por edad ${}_5F_x(t)$ se obtuvieron en el capítulo 3 (cuadro 3.6), y el índice de la sumatoria en (5.5) se incrementa de 5 en 5.

La proyección se hace para cada sexo por separado, por lo que es necesario desagregar los nacimientos por sexo. En los países con estadísticas vitales confiables se ha podido comprobar que nacen más varones y que, en tendencias de largo plazo, el índice de masculinidad al nacimiento oscila entre 103 y 106 hombres por cada cien mujeres. En México, entre los nacimientos ocurridos y registrados durante los primeros cinco años de vida para las generaciones 1985–2015, el índice varió anualmente de 103.4 en 2008 a 104.1 en 1985, con una media de 103.8, pero sólo una variación estándar de 0.2, y una mediana de 103.8. Con base en esos indicadores, adoptamos un índice de masculinidad al nacer de 104.

Iniciamos la reconstrucción con el censo de 2020, cuya fecha media de levantamiento fue el 15 de marzo. Con el fin de simplificar el procedimiento, y hacer coincidir temporalmente

nuestras estimaciones anuales de mortalidad, fecundidad y migración internacional de los tres capítulos previos, optamos por recorrer la población al inicio de 2020. La población al 1 de enero de 2020 se obtuvo mediante la interpolación llevada a cabo en el apartado 2.2.3 y se le sobrepuso la estructura etaria del censo suavizada con el algoritmo descrito en el apartado 2.2.2. El procedimiento inicia con las mujeres, pues como veremos adelante, la cobertura en las enumeraciones de población ha sido más cabal en el sexo femenino. La estimación se hace para cada edad simple de 3 años o más de edad en 2020, pues como se explicó en el capítulo 1, la distinta omisión censal de niñas y de niños respecto del resto de los habitantes en México sólo tiene lugar en los primeros tres años de vida.

El primer ejercicio consistió de una proyección de población de 1950 a 2020, incorporando nuestras estimaciones de los fenómenos demográficos de los tres capítulos previos, y como población inicial —al 1 de enero de 1950— la estimada en el ejercicio de conciliación anterior (Partida, 2017). Para poder comparar el resultado con la población femenina censada en 2020, replicamos para ese año las tasas de los componentes demográficos de 2019.¹

La población obtenida al 15 de marzo de 2020 fue inferior a la enumerada, con lo cual, se modificaron simultáneamente la población a inicios de 1950 y las tasas de fecundidad de 1950 a 2019, de tal forma que, del ejercicio de proyección, el total de mujeres de 3 años o más de edad coincidiera con el total enumerado para el mismo rango etario. De este ejercicio extrajimos los nacimientos femeninos estimados para cada año de 1950 a 2019.²

En el segundo ejercicio hicimos una retrospectión de la población a partir del 1 de enero de 2020 para obtener una estimación alternativa de los nacimientos de 1950 a 2019. La retrospectión consiste de una reconstrucción del pasado, digamos una proyección inversa, la cual se tiene al despejar en las ecuaciones (5.1) y (5.1')

$$P_x(t) = \frac{P_{x+1}(t+1)}{\mathcal{S}_x(t)} \quad \text{y} \quad B(t) = \frac{P_0(t+1)}{\mathcal{S}_b(t)} \quad (5.6)$$

En la gráfica 5.1 se contrastan las dos series de nacimientos. La tendencia temporal de ambas series es similar, con el intercambio en los montos en 1984. Dada la semejanza en las trayectorias temporales y la cercanía de los volúmenes, tomamos la media de ambas series hasta 2012 y retuvimos los nacimientos de la proyección de 2013 a 2019; en realidad, alteramos proporcionalmente las tasas de fecundidad estimadas en el capítulo 3, de tal forma que, al sobreponerlas a la proyección que resultó de la convergencia del primer ejercicio, los nacimientos resultantes coincidieran con el monto elegido.

Al replicar la proyección desde 1950, reteniendo la población estimada para inicio de ese año en el primer ejercicio, y sobreponer las nuevas tasas de fecundidad, la población femenina de 3 años o más de edad al 15 de marzo de 2020 habría sido de 62'876,505 en lugar del monto enumerado de 61'051,0677. Considerando que la diferencia es apenas de 2.2% superior a las

¹No incorporamos la información de 2020 pues la pandemia de covid-19 alteró las tendencias tanto de la mortalidad como de la fecundidad (aplazamiento del registro de nacimientos ante el cierre temporal de oficinas del registro civil). Mantener la mortalidad y la fecundidad de 2019 hasta 2020 es consistente con el hecho que el levantamiento del censo de 2020 concluyó antes del confinamiento de la población por la pandemia.

²Mediante interpolación lineal sobre el tiempo, de las poblaciones a inicio y final de 2020 y para cada edad por separado, determinamos a las mujeres en la fecha del censo.

mujeres censadas, modificamos sucesivamente solo las tasas de fecundidad y mantuvimos fija la población al 1 de enero de 1950, hasta que el monto estimado del procedimiento de proyección coincidiera en el volumen contado el 15 de marzo de 2020.

Los nuevos nacimientos se incluyen en la gráfica 5.1 (línea discontinua), y en la gráfica 5.2 se compara la tasa global de fecundidad inicial (capítulo 3) con la asociada a las nuevas tasas de fecundidad.

Se advierte, por un lado, una coincidencia clara en la secuencia temporal de los nuevos nacimientos femeninos (gráfica 5.1) con el promedio; y, por el otro lado, una proximidad evidente en el nivel de la fecundidad (gráfica 5.2) en el periodo que comprende la nueva política demográfica del país, en el sentido de disminuir el crecimiento poblacional vía el control natal.

La conciliación de la población varonil la hicimos con el índice de masculinidad. Como dijimos arriba, adoptamos el índice al nacimiento de 104 hombres por cada cien mujeres para todos los años del periodo 1950–2020; con eso cubrimos las primeras setenta edades, ya que disponemos de la reconstrucción de mortalidad y de la migración internacional de 1950 a 2019. Es necesario, entonces, una estimación del índice de masculinidad para 1950, para lo cual adoptamos el estimado en la conciliación previa (Partida, 2017), el cual se sobrepuso a la población femenina definitiva del ejercicio de conciliación.

El cuadro 5.1 contiene la comparación de las poblaciones reconstruidas con las censadas para las once enumeraciones consideradas.

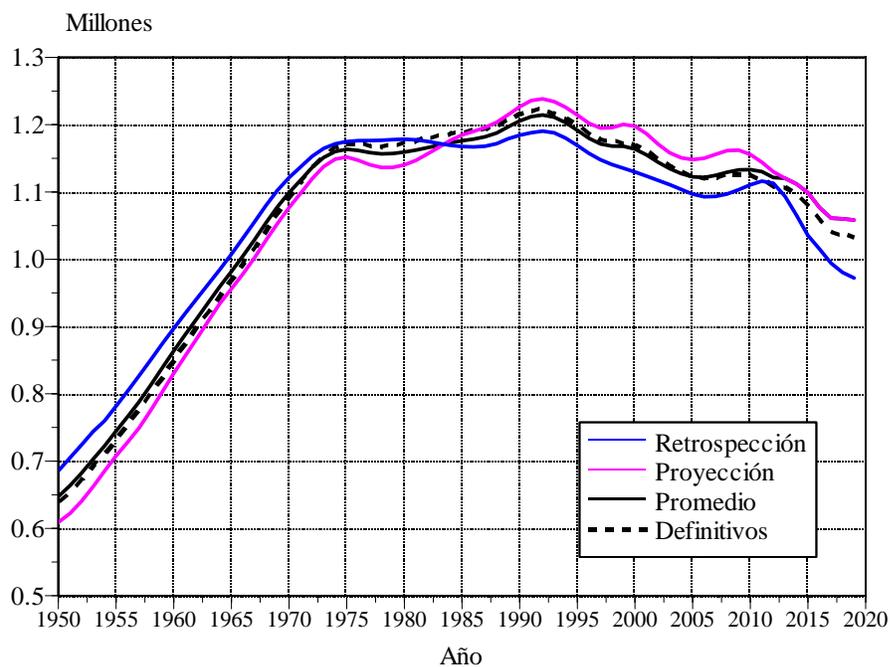
Se aprecia que la cabalidad en la enumeración de habitantes ha mejorado con el paso de los años. No obstante, es poco creíble que a los censos de población de 1980 y 2000, al conteo de 1995 y a la encuesta intercensal de 2015 les “sobre” gente o, si se quiere, que algunos residentes del país se hayan enumerado más de una vez (omisiones negativas en el cuadro 5.1).

En el caso del censo de 1980, ante serios problemas en el levantamiento, cuando amplias zonas del país no fueron censadas, “se (le) aplicaron técnicas complementarias” (Jarque, 1990: 7). Así, podemos retener la sobre enumeración en ese recuento poblacional.

En el conteo de 1995 cabe mencionar que, independiente de la omisión en el censado de los quince municipios de Chiapas ocupados por el Ejército Zapatista de Liberación Nacional (EZLN), la entrevista se intentó hacerla en una sola visita, es decir, no hubo un intento posterior al primer llamado para entrevistar a los residentes del domicilio. Amén de la omisión del territorio ocupado por el EZLN, las 28,634 viviendas pendientes de 1995 son marcadamente inferiores a 136,341 reportadas el final del trabajo de campo del censo de 1990 y 425,724 en el de 2000, cuando en estos dos últimos sí hubo visitas posteriores, con el fin de recoger la información de los ocupantes de la vivienda. Se desconocen los procedimientos, llevados a cabo en el conteo de 1995, para recuperar los datos de los ocupantes de las viviendas pendientes, incluso si, efectivamente, esos domicilios estaban realmente habitados.

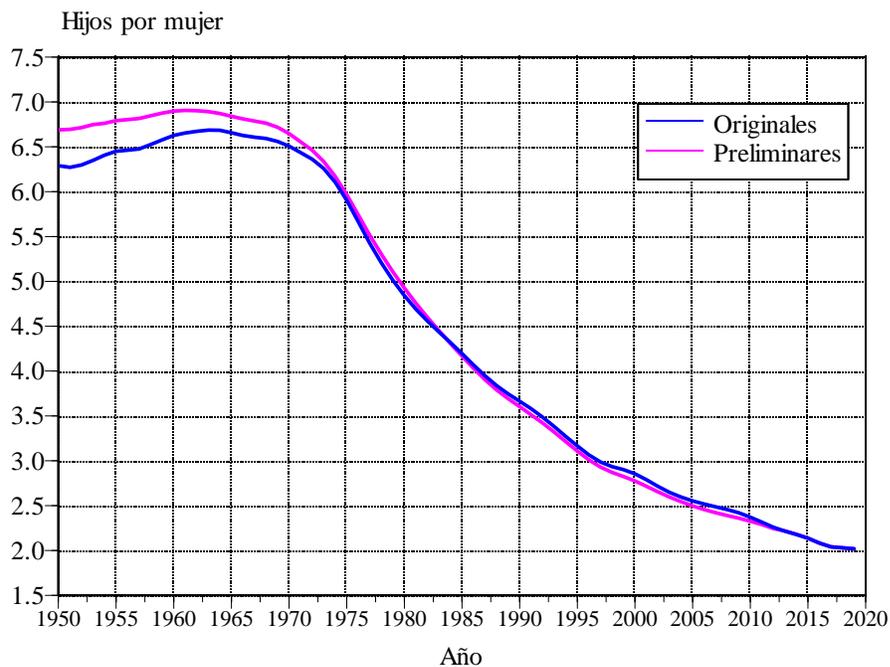
Al ser la encuesta intercensal de 2015 por muestreo, en su diseño, el INEGI adoptó un intervalo de confianza de 90% para determinar el tamaño de la muestra, consistente con los intervalos en el reporte de los resultados disponibles en el sitio de internet de la institución. Si bien nuestra reconstrucción de las mujeres de 3 años o más de edad (58'243,425) es inferior a la cifra expandida (58'445,649), cabe mencionar que cae dentro del intervalo de confianza de 90% (58'104,179; 58'702,703). Se puede concluir, así, que nuestra reconstrucción para

Gráfica 5.1. Nacimientos femeninos estimados mediante reconstrucción de cohortes y proyección con las tasas de fecundidad, 1950-2019



Fuente: Estimaciones con base en los capítulos 2, 3 y 4.

Gráfica 5.2. Tasas globales de fecundidad originales y preliminares, 1950-2019



Fuente: Estimaciones con base en los capítulos 2, 3 y 4.

2015 es adecuada.

En el censo de 2000, debemos considerar que atribuimos 1'401,492 personas a 425,724 viviendas pendientes en el enumeración, esto es, en vez de 1'730,016 reportado en las publicaciones del censo; con lo cual, de aceptar la asignación de cinco personas a cada vivienda pendiente de Chiapas y cuatro a las restantes 31 entidades federativas restantes, la sobre enumeración aumentaría. Como nuestro procedimiento en el capítulo 1 no propicia exceso de habitantes contabilizados en el censo de 2010, porque fue la base de la asignación de personas a las viviendas pendientes en los censos restantes y conteos de 1995 y 2005, y como las cifras desprendidas de la reconstrucción demográfica, que aquí nos ocupa, son mayores a las asignadas en el capítulo 1, consideramos adecuada la población de 2000 del capítulo 1 y, dado que no debe haber duplicidad en el censado de la población, repetimos la conciliación demográfica, de tal manera que fueran las mujeres de 3 años o más de edad del censo de 2000 quienes tuvieran cobertura completa, es decir, que el monto censado —enumerado más atribuido a las viviendas pendientes— coincidiera con la cuantía de la reconstrucción.

En el cuadro 5.2 se comparan las poblaciones reconstruidas definitivas con las enumeradas en los ocho censos, ambos conteos y encuesta intercensal. En el cuadro 5.3 se reproduce la población estimada al 1 de enero de 2020, que sería la población base para eventuales proyecciones de población de México. En el anexo G se proporciona la población, por edad desplegada y sexo, del 1 de enero de 1950 al 1 de enero de 2020.

En la gráfica 5.3 se comparan las poblaciones enumeradas y estimadas en las fechas de los censos de 1950 a 2020, conteos de 1995 y 2005 y de la encuesta de 2015. Se aprecia una fuerte congruencia en las composiciones por edad y los volúmenes de población, excepto en los primeros tres años de vida, como lo hemos apuntado antes.

5.2 Tendencias del cambio demográfico

La población media y las tasas de crecimiento, de 1950 a 2019, se presentan en la gráfica 5.4. Los habitantes del país más que se duplicaron en solo 24 años, al pasar de 28.5 millones en 1950 a 58.0 millones en 1974, y una nueva dobla habría tenido lugar con 116.4 millones en 2011; no obstante, es poco probable que el monto de habitantes del país vuelva a doblarse aun en un futuro lejano. La tasa de crecimiento, después de un continuo aumento durante poco más de las primeras décadas, experimentó un franco descenso originado, en buena medida, por la reducción de la natalidad, como respuesta a la nueva política de población que fomentó la planificación familiar a partir de 1974, y en menor grado, aunque también importante, la creciente pérdida neta por migración internacional. Los vaivenes en el ritmo de crecimiento, en lo que va del presente siglo, reflejan más el comportamiento de la migración internacional, que de la natalidad y la mortalidad.

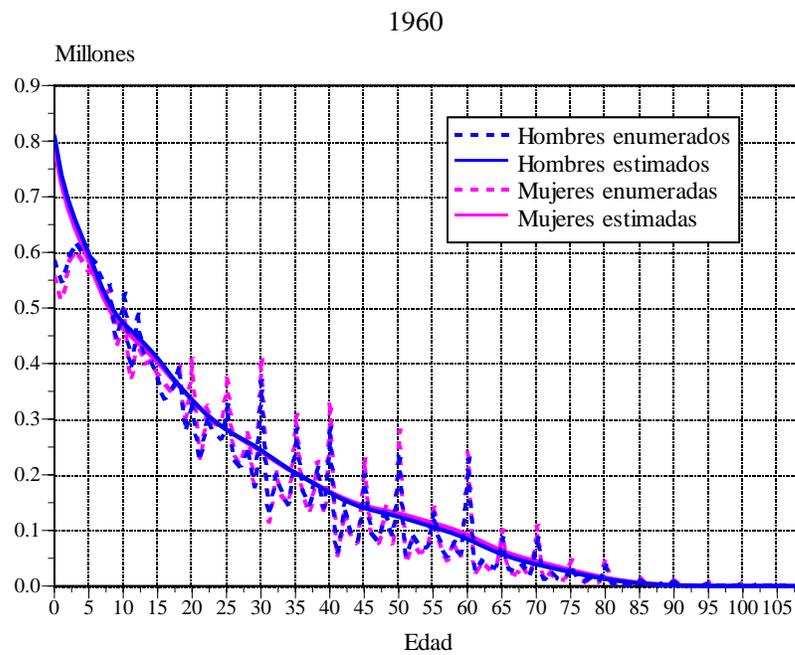
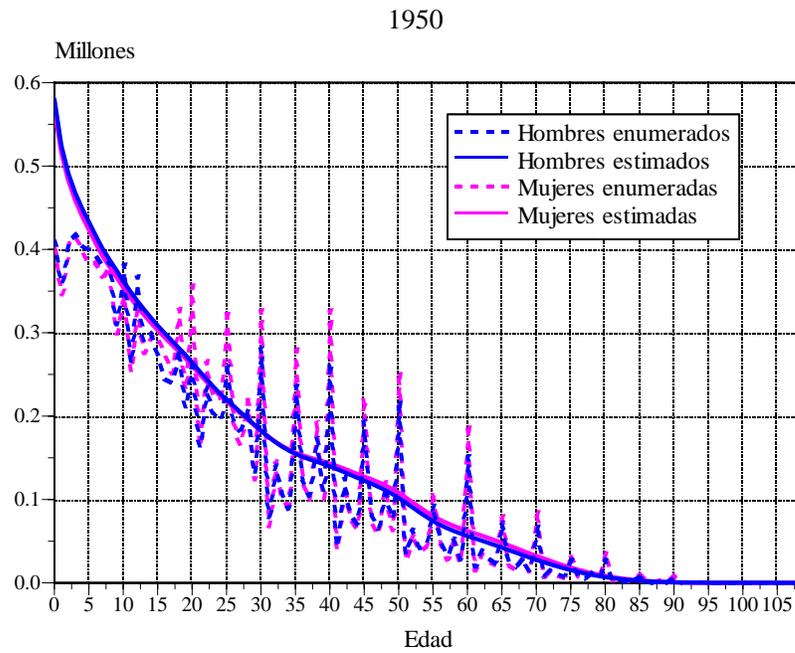
La serie cronológica de nacimientos y decesos definitivos y sus tasas brutas asociadas son motivo de la gráfica 5.5. Si bien el efecto del control natal, como reducción del monto de nacimientos, se postergó más de veinte años, la progresiva reducción de la descendencia es evidente en el notable freno al crecimiento de los nuevos mexicanos una vez que la planificación familiar sentó sus reales. Por su parte, el aumento en la tasa bruta de mortalidad, durante el presente siglo, se debe —en buena medida— al envejecimiento de la estructura

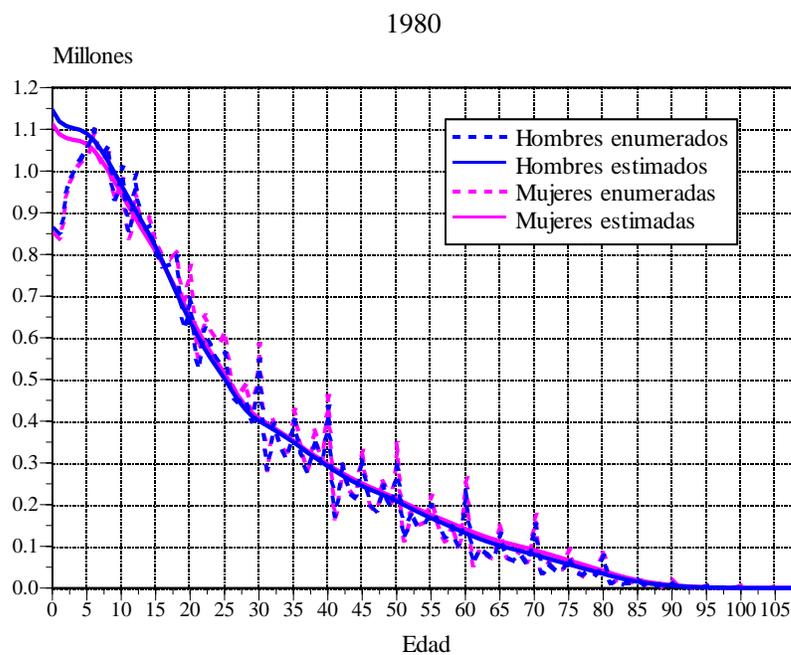
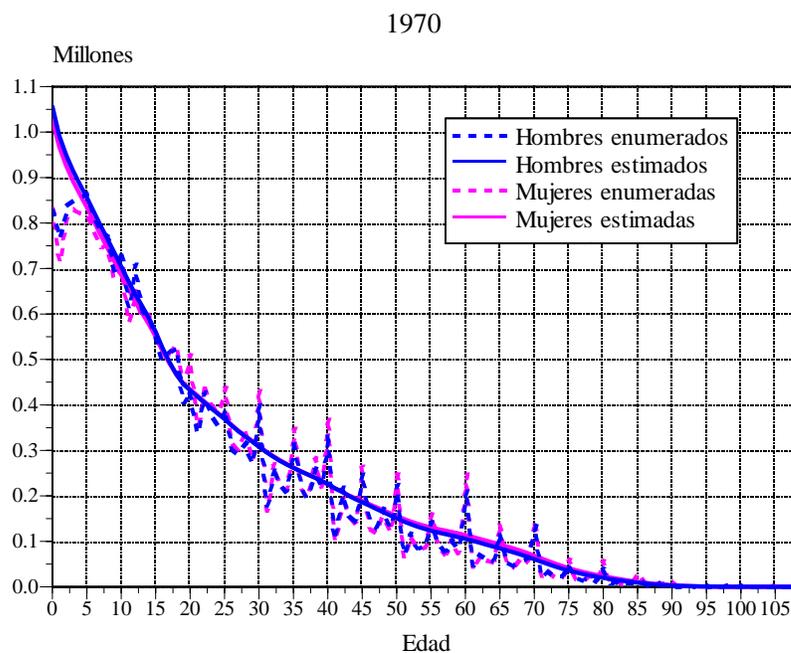
Cuadro 5.3. Población por edad y sexo estimada al 1 de enero de 2020

Edad	Hombres	Mujeres	Edad	Hombres	Mujeres	Edad	Hombres	Mujeres	Edad	Hombres	Mujeres
0	1 077 245	1 038 541	28	1 077 128	1 086 464	56	566 924	617 891	84	80 879	100 020
1	1 074 132	1 035 849	29	1 049 896	1 066 707	57	544 180	593 562	85	71 604	89 045
2	1 072 384	1 033 903	30	1 020 210	1 045 213	58	521 270	569 408	86	62 959	78 665
3	1 085 525	1 046 141	31	993 367	1 026 892	59	498 066	544 999	87	54 887	68 883
4	1 105 056	1 064 566	32	967 421	1 010 879	60	473 670	519 197	88	47 389	59 738
5	1 116 226	1 075 227	33	940 594	995 794	61	449 345	493 690	89	40 380	51 142
6	1 123 658	1 082 577	34	912 470	981 529	62	425 447	468 770	90	33 877	43 131
7	1 132 895	1 091 724	35	880 803	965 284	63	403 719	446 232	91	27 920	35 749
8	1 147 364	1 105 675	36	846 958	946 944	64	382 104	423 858	92	22 870	29 441
9	1 159 800	1 117 643	37	815 130	928 928	65	359 250	399 766	93	18 300	23 672
10	1 166 772	1 124 692	38	787 500	911 457	66	333 381	372 768	94	14 546	18 895
11	1 166 323	1 125 203	39	766 947	896 885	67	311 648	349 505	95	11 375	14 814
12	1 159 824	1 122 183	40	753 020	884 974	68	291 916	328 447	96	8 725	11 371
13	1 151 115	1 118 545	41	745 353	876 134	69	275 574	310 913	97	6 560	8 539
14	1 144 615	1 116 365	42	743 428	870 638	70	262 863	297 620	98	4 828	6 263
15	1 141 762	1 116 616	43	745 885	867 785	71	249 593	283 627	99	3 473	4 478
16	1 142 992	1 119 641	44	748 772	864 094	72	235 963	269 212	100	2 442	3 120
17	1 149 031	1 126 623	45	747 030	854 493	73	222 105	254 537	101	1 678	2 118
18	1 156 642	1 134 630	46	740 542	839 459	74	208 126	239 726	102	1 126	1 398
19	1 157 963	1 136 717	47	729 378	819 962	75	194 141	224 882	103	738	898
20	1 148 887	1 129 620	48	715 272	798 089	76	179 054	208 815	104	471	560
21	1 131 970	1 115 340	49	698 758	774 834	77	164 744	193 512	105	293	338
22	1 119 627	1 105 359	50	681 139	750 974	78	151 587	179 383	106	176	197
23	1 114 825	1 102 869	51	663 302	727 934	79	138 292	164 887	107	104	111
24	1 114 171	1 104 831	52	644 441	704 869	80	125 368	150 618	108	58	60
25	1 112 254	1 106 065	53	625 690	682 875	81	113 107	136 913	109	31	31
26	1 106 434	1 104 307	54	607 585	662 351	82	101 652	123 962			
27	1 095 255	1 098 369	55	588 692	641 541	83	90 905	111 671			

Fuente: Estimaciones con base en los capítulos 2 a 4.

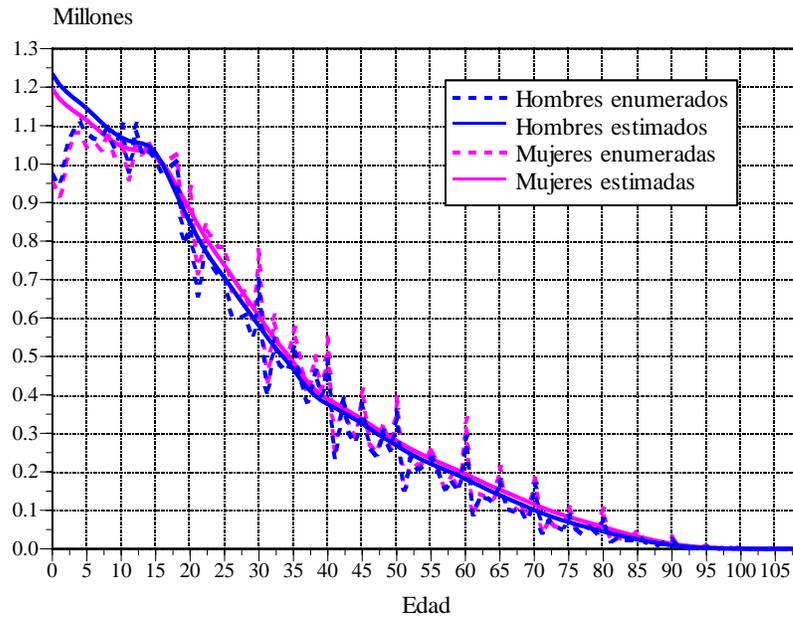
Gráfica 5.3. Población enumerada y estimada por edad y sexo en la fecha de la enumeración, 1950-2020



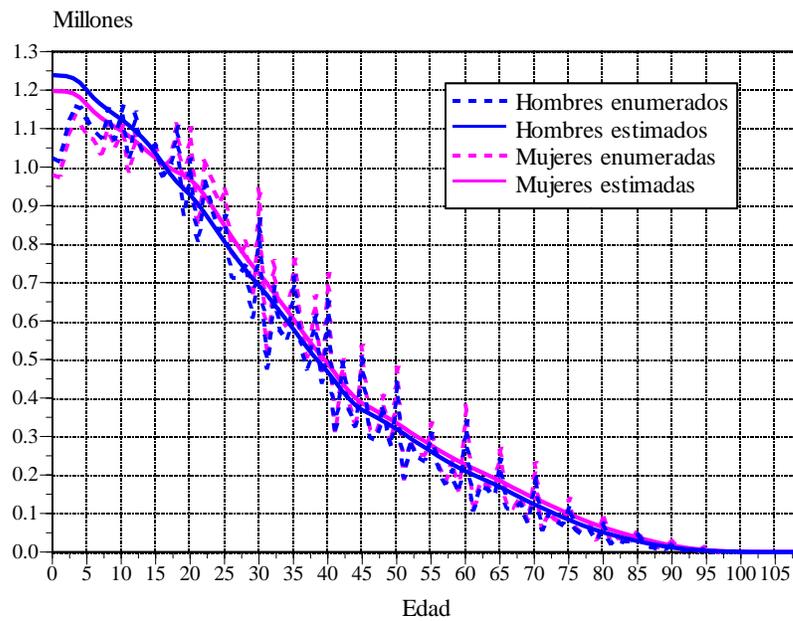
Gráfica 5.3.
(Continúa)

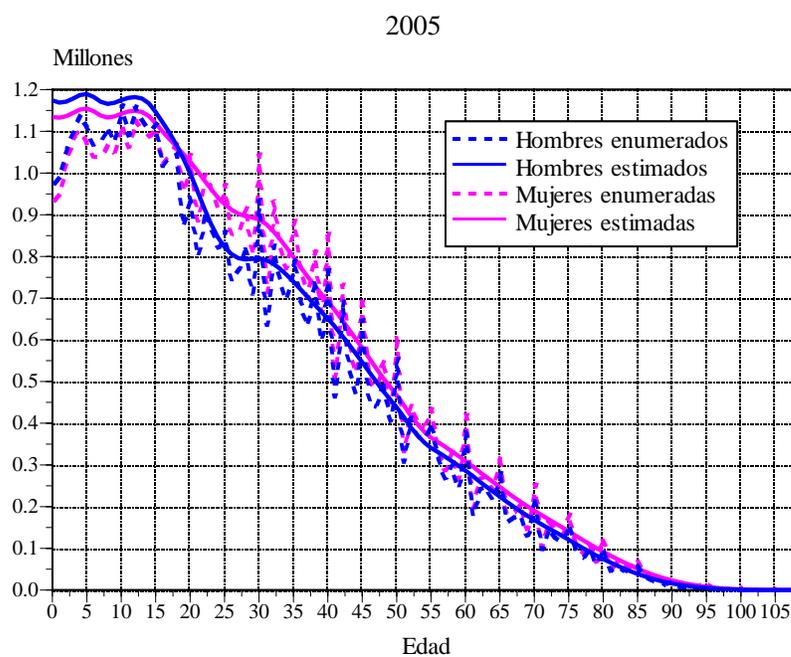
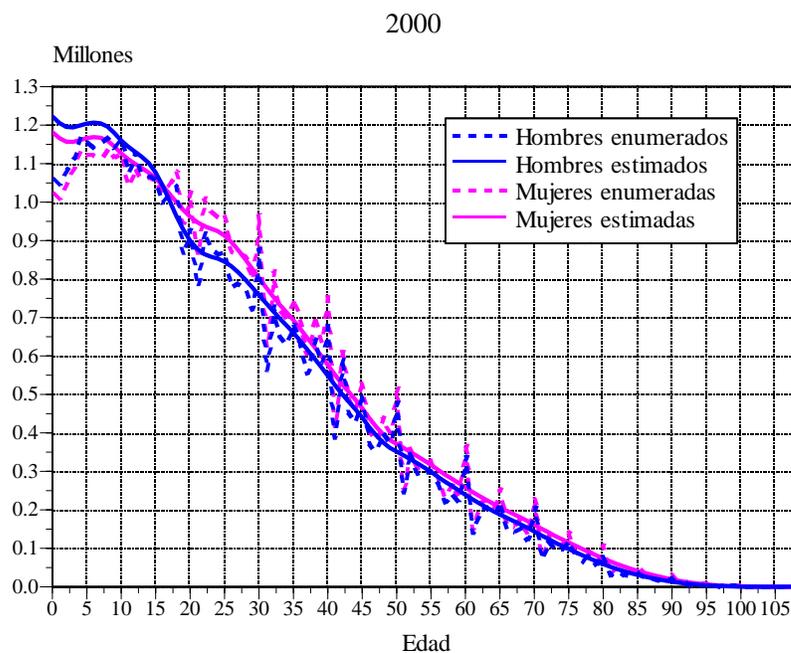
Gráfica 5.3.
(Continúa)

1990

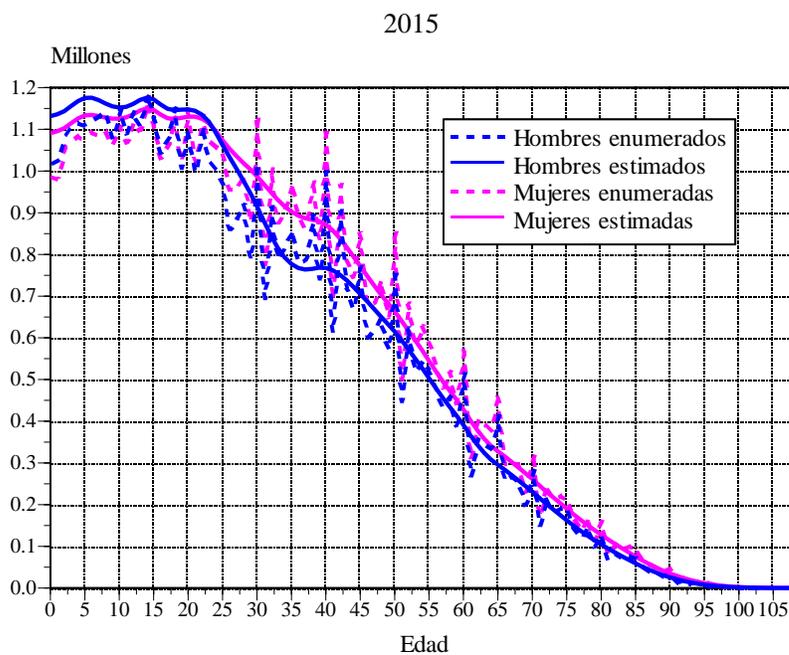
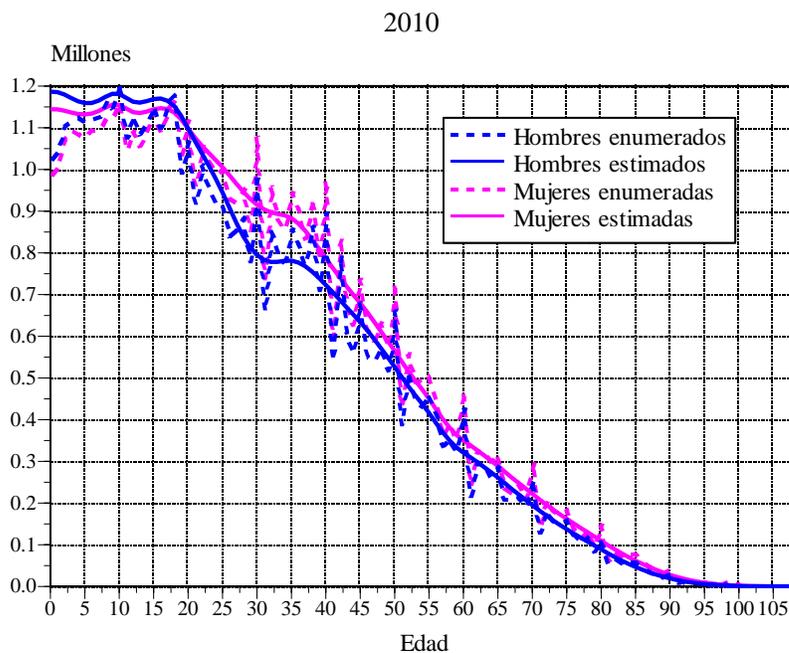


1995

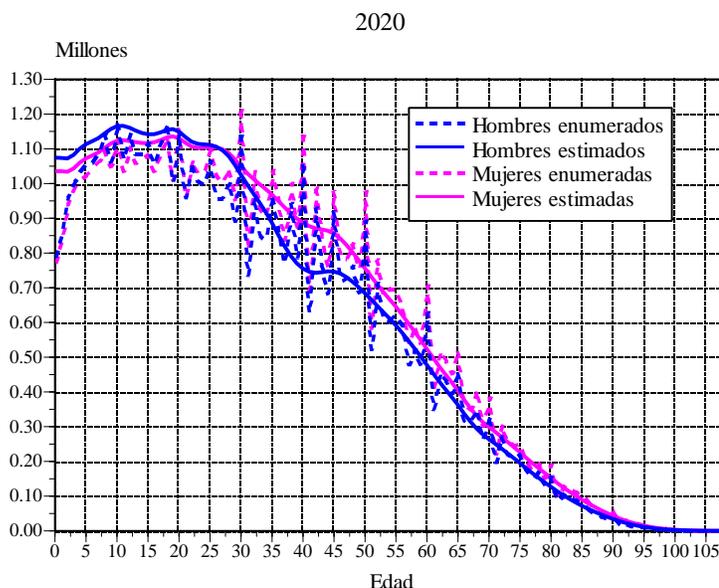


Gráfica 5.3.
(Continúa)

Gráfica 5.3.
(Continúa)



Gráfica 5.3.
(Concluye)



Fuente: Estimaciones con base los capítulos 2, 3 y 4.

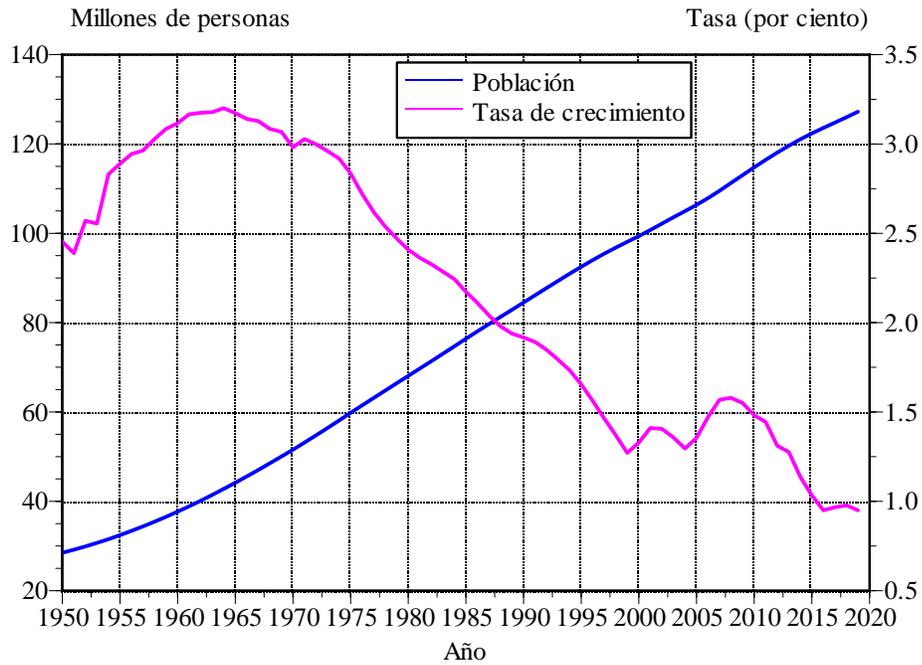
por edad de la población, pero también a un aumento general de la mortalidad, patente en el progresivo aumento del volumen de las defunciones.

La gráfica 5.6 contiene las estimaciones finales de la migración internacional de México de 1950 a 2019. Es evidente el cambio reciente en las tendencias, el franco descenso de la emigración y el emergente aumento de la inmigración de 2000 a 2010, escenario que se presume se liga a la severa crisis económica que azotó a Estados Unidos desde 2008 hasta entrada la década pasada. Un panorama semejante se observó en los años treinta del siglo pasado, cuando tuvo lugar una crisis económica de magnitud similar en Estados Unidos, y la población nacida en México residente en el vecino del norte se contrajo en casi 40%, al reducirse de 641 mil en 1930 a 374 mil en 1940. Los indicios de la incipiente recuperación económica del vecino del norte pudieron vincularse al repunte reciente de la emigración hasta 2015, solo para descender durante el final de la administración de Obama y el inicio de la de Trump.

La recuperación reciente de la inmigración pudiera reflejar una opción menos viable de nuestros compatriotas de permanecer fuera del país, pero también indicativa del aumento en los procedentes de América Central, Colombia y Venezuela.

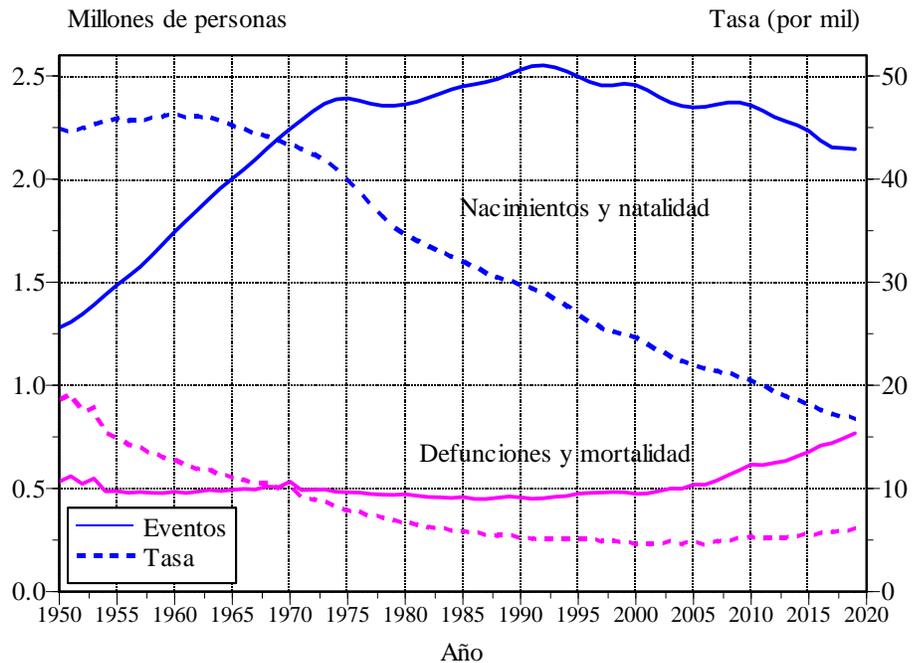
La suma del crecimiento natural (exceso de nacimientos sobre defunciones) y el crecimiento social (inmigrantes menos emigrantes), da lugar al crecimiento demográfico total. Su trayectoria temporal se presenta en la gráfica 5.7. El declive parsimonioso del crecimiento natural se altera por los cambios en la migración neta, fundamentalmente debidos al comportamiento de la emigración hacia Estados Unidos.

Gráfica 5.4. Población media y tasa de crecimiento, 1950-2019



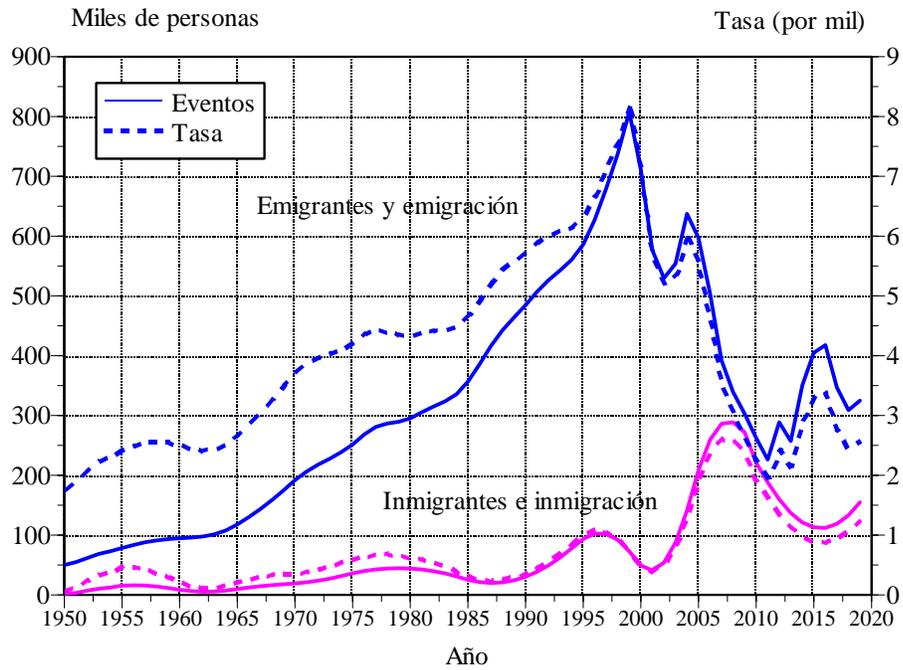
Fuente: Estimaciones con base en los capítulos 2, 3 y 4.

Gráfica 5.5. Nacimientos, defunciones y tasas brutas de natalidad y mortalidad, 1950-2019



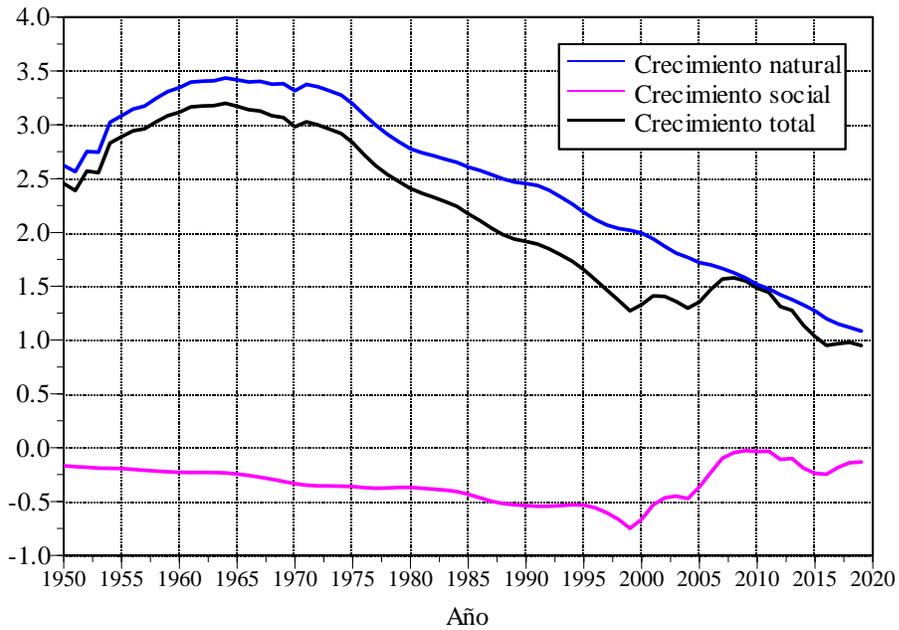
Fuente: Estimaciones con base en los capítulos 2, 3 y 4.

Gráfica 5.6. Migrantes internacionales y tasas brutas de migración 1950-2019



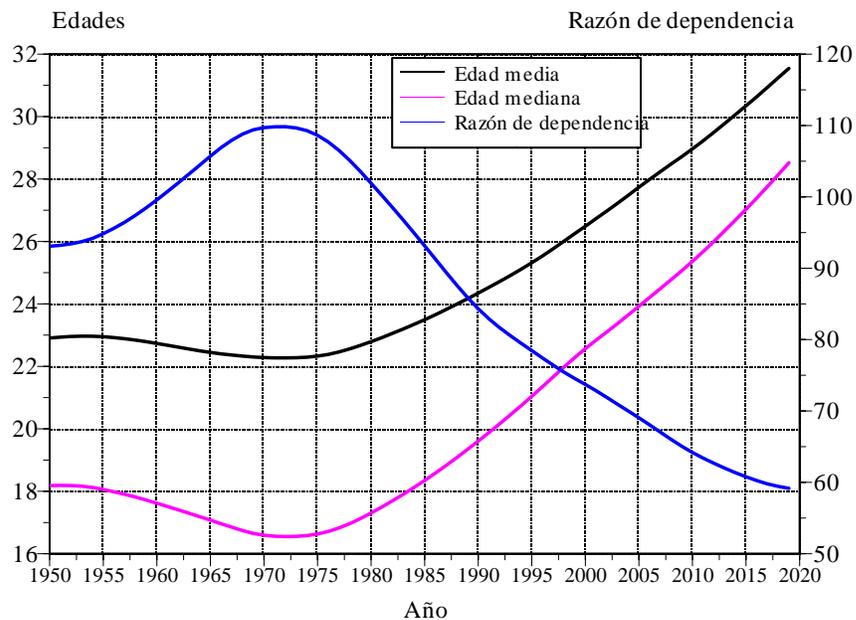
Fuente: Estimaciones con base en los capítulos 2, 3 y 4.

Gráfica 5.7. Componentes del crecimiento poblacional, 1950-2019 (Tasas por cien)



Fuente: Estimaciones con base en los capítulos 2, 3 y 4.

Gráfica 5.8. Edades media y mediana y razón de dependencia demográfica, 1950-2019



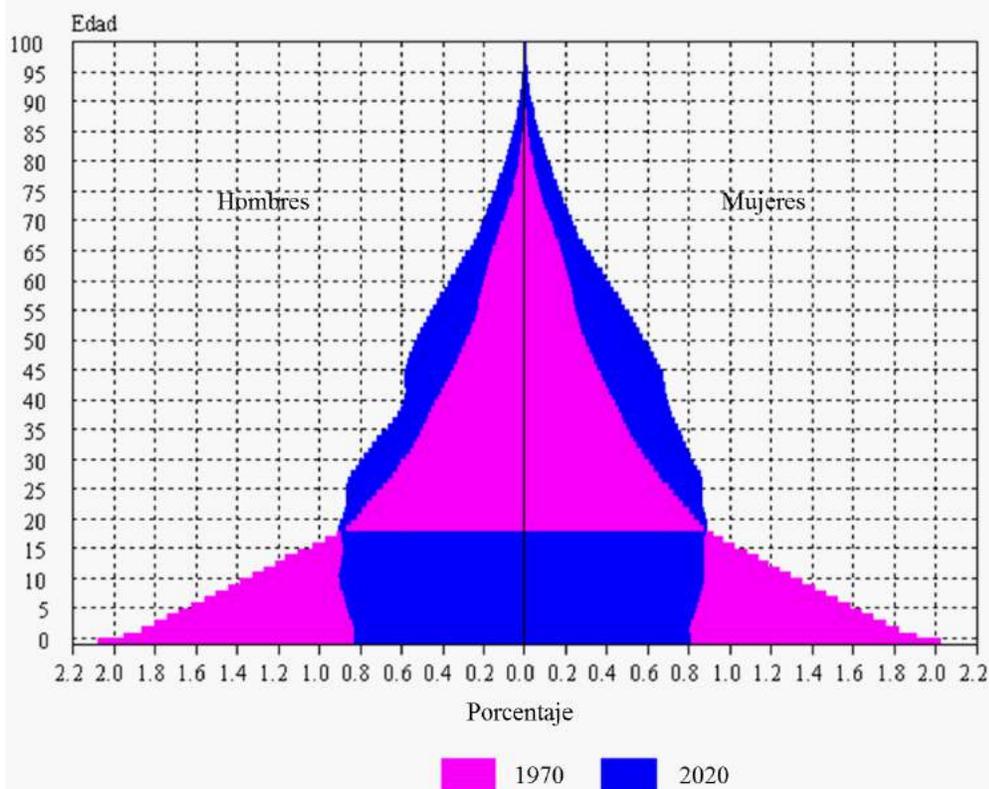
Fuente: Estimaciones con base en los capítulos 2, 3 y 4.

Los cambios en la estructura por edad de la población, delineados en la gráfica 5.3 para años seleccionados, se pueden ver también de manera sucinta en tres indicadores para las siete décadas consideradas: la edad media de la población, la edad mediana, y la razón de dependencia demográfica (población menor de 15 años y de 60 años o más por cada cien personas de 15 a 59 años). Las tres medidas se reproducen en la gráfica 5.8. La recuperación de las edades media y mediana es un claro indicio del envejecimiento paulatino de la población de México a partir de principios de los años setenta. La inversión en la tendencia de la razón de dependencia, por su parte, refleja el rápido crecimiento de la población en edades laborales (15 a 59 años), dando pie al denominado dividendo demográfico. Las proyecciones que se lleven a cabo, a partir de la población base objeto de este trabajo, darán cuenta del cierre de esa eventual ventana de oportunidad.

En la gráfica 5.9 sobreponemos las pirámides de edades de la población, en términos porcentuales, de las situaciones extremas: la de 1970, la más joven en la larga historia de la nación; y la de 2020, la más envejecida. Amén del notable cambio en la composición etaria de los residentes en México, enunciado arriba sobre la gráfica 5.8, dos comparaciones se aprecian en el proceso de envejecimiento del país en el último medio siglo: los menores de cinco años representaban 18.6% en 1970, misma proporción de 52 años o más con 18.8% en 2020; o bien, la fracción conjunta de niñas, de niños y de adolescentes (0 a 17 años) de 52.7% en 1970 equiparaba a las personas de 27 años o más con 53.0% en 2020.

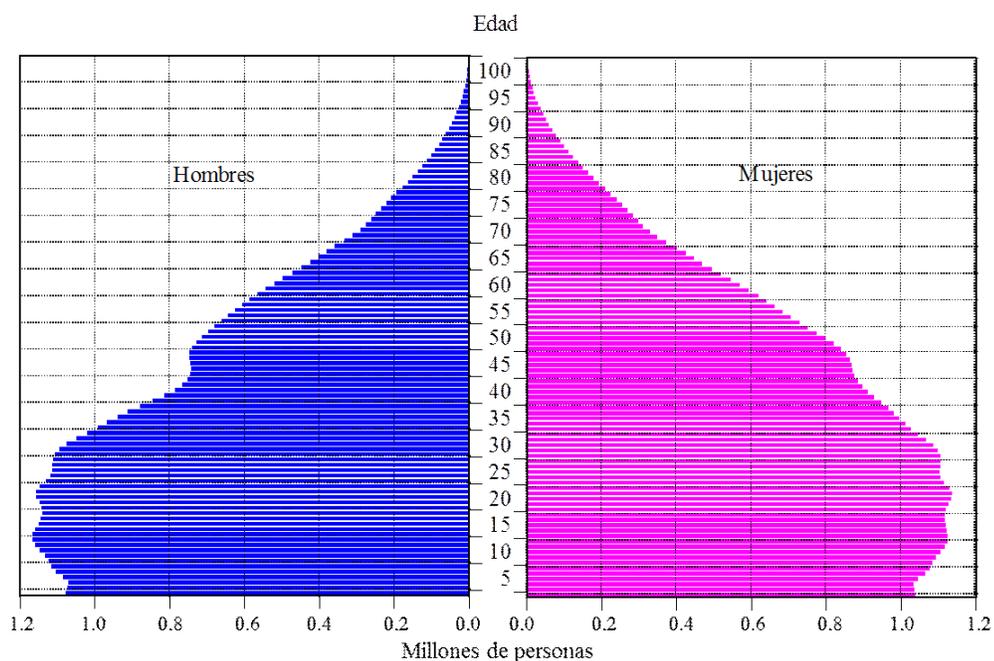
Finalmente, en la gráfica 5.10 se reproduce, mediante una pirámide de población, la composición etaria de la población al 1 de enero de 2020, la inicial de las futuras proyecciones

Gráfica 5.9. Pirámides de edades de la población, censos de 1970 y 2020



Fuente: Estimaciones con base en los capítulos 2, 3 y 4

Gráfica 5.10. Pirámide de edades de la población el 1 de enero de 2020



Fuente: Estimaciones con base en los capítulos 2, 3 y 4

de población de México y de sus entidades federativas.

Los resultados del ejercicio se reproducen en los anexos G a L en los archivos de EXCEL adjuntos.

Parte II. La población estatal

6. Población de los estados 1970–2020

Es indudable que la riqueza analítica de las estimaciones demográficas crece conforme es menor el nivel de agregación geográfica. El conocimiento de las tendencias pasadas del número de habitantes y de su mortalidad, fecundidad y migración en ámbitos territoriales más específicos, además de ofrecer un panorama de largo plazo, constituye una pieza de información imprescindible para elaborar proyecciones de población en ámbitos subnacionales.

Determinar la población por estado, edades simples y con periodicidad anual, es una tarea más compleja que para el conjunto del país, porque, además de la mortalidad, fecundidad y migración internacional, interviene la migración interestatal. Pero no sólo eso, es además indispensable que la suma de las poblaciones y de los eventos estimados (muertes, nacimientos y migrantes internacionales), para los 32 estados, satisfagan los totales para el país previamente obtenidos.

Una retrospección simultánea para los 32 estados, semejante a la nacional del capítulo 5, se puede hacer y preservar la condición que las sumas satisfagan los totales nacionales; sin embargo, enfrenta la disyuntiva que, en algunos estados, el monto de habitantes estimado pudiera ser inferior al enumerado en el censo, conteo o encuesta intercensal. Si ese fuera el caso —y realmente ocurrió en un intento inicial en la conciliación demográfica que nos ocupa—, se requiere adaptar las cifras de la retrospección para que preserven el principio que al censo, conteo o encuesta de un estado, no le pueden *sobrar* habitantes.

Una alternativa —que seguimos en ese intento inicial— es retener la población censada total a partir de cierta edad (por ejemplo, 3 años) en aquellos estados donde la contabilidad censal supera a la regresada, y lo que resta del total nacional, previamente obtenido, prorratearlo entre los demás estados, siguiendo la distribución territorial de la retrospección. Al proceder de esta manera se enfrenta otra disyuntiva: las tendencias de la mortalidad, fecundidad y migración interestatal e internacional ya no satisfacen el crecimiento poblacional implícito en las nuevas poblaciones, pues modificamos las poblaciones iniciales (aquellas de la retrospección).

Con el fin de evitar engorrosos ajustes para conciliar poblaciones y variables demográficas, supusimos que los porcentajes de omisión de la población nacional de 3 años o más, estimados en el capítulo 5 para los censos de 1970 a 2020, los conteos de 1995 y 2005 y la encuesta intercensal de 2015, son iguales para todos los estados. De esa manera, además

de asegurar que en ningún estado hay sobrenumeración de habitantes,¹ la modificación de las tendencias de las variables demográficas es menor, y queda satisfecho el principio de la ecuación compensadora o del balance demográfico, o si se quiere, la conciliación de las poblaciones con las variables demográficas.

En la parte restante de este capítulo se describe la manera como se estimaron las poblaciones estatales.

Antes de pasar a exponer la estimación de la población estatal, es conveniente establecer dos principios de “cerradura” que regirán las estimaciones de este capítulo y los tres siguientes, que se dedican a las variables demográficas.

Denotemos por $P_{x,i}(t)$ a la población de edad cumplida x que reside en el estado i al tiempo t .² Si $P_x(t)$ es la población nacional, debe quedar garantizado que:

$$P_x(t) = \sum_{i=1}^{32} P_{x,i}(t) \quad \text{para } 0 \leq x \leq 109 \quad (6.1)$$

Asimismo, si $E_{x,i}(t)$ son los eventos (nacimientos de progenitoras, defunciones o migraciones) de edad cumplida x ocurridos en el estado i durante el año que comienza en t y $E_x(t)$ es el monto nacional, se espera que se cumpla:

$$E_x(t) = \sum_{i=1}^{32} E_{x,i}(t) \quad \text{para } 0 \leq x \leq 109 \quad (6.2)$$

En este capítulo y los tres siguientes se busca que las estimaciones de población y eventos satisfagan ambos principios de “cerradura”.

6.1 Corrección de las poblaciones enumeradas

En el apartado 2.2.2, se dijo que la distinta omisión censal de las niñas y los niños respecto del resto de los habitantes en México sólo tiene lugar en los primeros tres años de vida. Si se extiende esa observación a las entidades federativas, el primer paso, para obtener las poblaciones de las entidades federativas, es sobreponer la distribución estatal de 3 años o más, en cada censo de 1970 a 2020, los conteos de 1995 y 2005 y la encuesta de 2015, a los totales nacionales estimados en el capítulo 5. De esa manera se satisface el supuesto de igual omisión en los 32 estados. Los resultados se reproducen en el cuadro 6.1.

El siguiente paso es estimar las poblaciones por edad desplegada. Para ello echamos mano del algoritmo de asignación biproporcional iterativa (véase anexo A), cuya aplicación requiere de marginales renglón y columna conocidos, y un arreglo inicial que sea representativo de los datos que se pretenden estimar.

Para cada enumeración poblacional y sexo por separado, asignemos la edad a los renglones y las columnas a los estados. Claramente, los marginales renglón son la población nacional por edad desplegada obtenida en el capítulo 5 para la fecha censal específica, y los

¹Excepto 1980, 1995, 2000 y 2015, según se aclaró la situación en los dos párrafos últimos del acápite 5.1.

²Con el fin de simplificar la exposición asimilamos Ciudad de México a un estado.

Cuadro 6. I.
(Concluye)

Estado	1970	1980	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020
<i>Mujeres</i>									
República Mexicana	22 509 462	30 791 310	38 873 440	43 432 510	46 660 244	51 055 281	55 190 903	58 992 483	62 230 242
Aguascalientes	158 331	239 331	344 876	409 676	453 808	526 216	581 227	641 604	699 748
Baja California	405 366	549 797	777 656	976 088	1 127 764	1 342 151	1 493 712	1 602 070	1 806 459
Baja California Sur	57 786	95 228	146 030	172 978	194 333	240 132	295 908	337 312	377 086
Campeche	116 992	189 680	248 913	297 427	323 345	367 958	398 095	437 112	452 987
Coahuila	513 744	711 504	935 665	1 024 896	1 083 255	1 212 107	1 326 196	1 424 424	1 515 242
Colima	111 303	158 066	202 837	231 273	254 686	277 797	314 251	345 736	359 880
Chiapas	725 003	940 570	1 476 780	1 659 350	1 820 912	2 080 334	2 319 013	2 536 529	2 700 768
Chihuahua	743 352	933 309	1 157 261	1 313 060	1 423 695	1 559 489	1 641 708	1 727 362	1 823 595
Ciudad de México	3 351 388	4 228 344	4 105 393	4 210 406	4 267 312	4 442 701	4 507 517	4 585 063	4 724 114
Durango	424 991	536 972	640 854	676 728	690 495	742 327	794 255	851 628	887 472
Guanajuato	1 048 601	1 383 121	1 919 311	2 117 947	2 263 932	2 468 500	2 720 919	2 895 284	3 039 703
Guerrero	747 890	966 066	1 251 219	1 379 825	1 473 451	1 553 089	1 664 010	1 747 542	1 759 861
Hidalgo	555 336	699 009	898 607	1 004 465	1 085 056	1 180 997	1 322 592	1 432 854	1 545 908
Jalisco	1 547 803	2 046 769	2 579 812	2 884 657	3 044 076	3 337 006	3 600 646	3 842 371	4 093 258
México	1 749 054	3 426 635	4 683 739	5 569 953	6 244 304	6 887 990	7 478 316	8 045 897	8 447 202
Michoacán	1 079 125	1 334 351	1 718 466	1 867 822	1 942 881	2 006 004	2 154 291	2 266 270	2 339 377
Morelos	288 108	436 416	577 452	691 070	752 292	809 435	885 709	952 271	989 188
Nayarit	247 881	327 121	388 219	420 659	435 543	464 917	519 127	566 028	598 341
Nuevo León	781 117	1 145 901	1 476 530	1 677 758	1 805 286	2 035 927	2 245 632	2 479 501	2 781 725
Oaxaca	957 713	1 097 297	1 443 687	1 545 883	1 671 201	1 773 712	1 901 183	1 993 042	2 073 387
Puebla	1 183 741	1 546 873	1 986 894	2 224 562	2 453 899	2 693 666	2 888 280	3 088 075	3 282 321
Querétaro	223 552	333 577	498 547	592 405	675 443	792 576	899 844	1 002 780	1 164 120
Quintana Roo	38 556	97 446	219 236	314 593	394 366	518 755	618 411	717 860	882 727
San Luis Potosí	589 587	760 935	948 745	1 038 790	1 101 157	1 196 443	1 271 873	1 344 742	1 396 930
Sinaloa	572 439	826 989	1 035 680	1 134 543	1 190 991	1 266 519	1 338 976	1 440 748	1 480 111
Sonora	509 812	684 562	856 305	972 027	1 034 365	1 151 530	1 266 062	1 376 341	1 427 275
Tabasco	348 667	475 754	698 483	818 203	894 533	976 381	1 085 269	1 168 202	1 183 172
Tamaulipas	679 111	889 292	1 075 730	1 197 867	1 304 666	1 470 814	1 584 488	1 676 144	1 733 283
Thaxcala	192 900	253 754	362 784	420 691	462 524	529 403	579 343	631 580	666 919
Veracruz	1 766 080	2 466 903	2 959 640	3 211 139	3 345 508	3 577 165	3 809 246	4 034 798	4 064 492
Yucatán	358 647	489 375	647 296	735 977	790 365	889 738	955 390	1 030 932	1 139 490
Zacatecas	435 486	520 363	610 793	639 792	655 070	683 502	729 414	770 381	794 101

Fuente: Capítulo 5, censos de población de 1970 a 2020, conteos de población de 1995 y 2005 y encuesta intercensal 2015.

marginales columna son las poblaciones de 3 años o más estimadas del cuadro 6.1. La matriz inicial son las poblaciones estatales, suavizadas con la propuesta de Gray incluyendo efectos cohorte, según se describe en el apartado 2.2.2.

Una vez obtenidas las poblaciones de 3 años o más por edad desplegada, el siguiente paso es estimar las niñas y los niños de 0 a 2 años de edad. Suponer que la cobertura es igual en todas las entidades federativas puede no ser adecuado, pues se conjetura que la omisión de menores de 3 años se debe a la idiosincrasia propia de poblaciones específicas, más que a situaciones confusas de residencia habitual, presumiblemente las que determinan la omisión de personas de 3 años o más.

Pensemos en los menores de un año de edad. Estas niñas y estos niños provienen de los nacimientos ocurridos en el año previo inmediato, sobreviven a la mortalidad y se desplazan territorialmente en función de las condiciones prevalecientes de migración interna e internacional (véase la ecuación (5.1')). Estadísticamente, migración interna e internacional son eventos escasos; y, en tanto complemento a la mortalidad, la diferencia en las probabilidades de supervivencia, en el primer año de vida, entre los estados es menor. Así, uno esperaría una fuerte asociación entre la distribución estatal de nacimientos del año previo y los menores de un año de edad al momento del censo.

Existe, además, una estrecha vinculación entre las tasas de migración interna e internacional en los primeros años de vida, ya que casi todas las niñas y todos los niños se desplazan espacialmente con sus padres dentro de un esquema de migración familiar.

Con base en estos razonamientos, se espera que haya una relación estrecha entre la distribución territorial de los nacimientos y la población de 3 años, la más joven de que disponemos de los resultados de la asignación biproporcional iterativa.

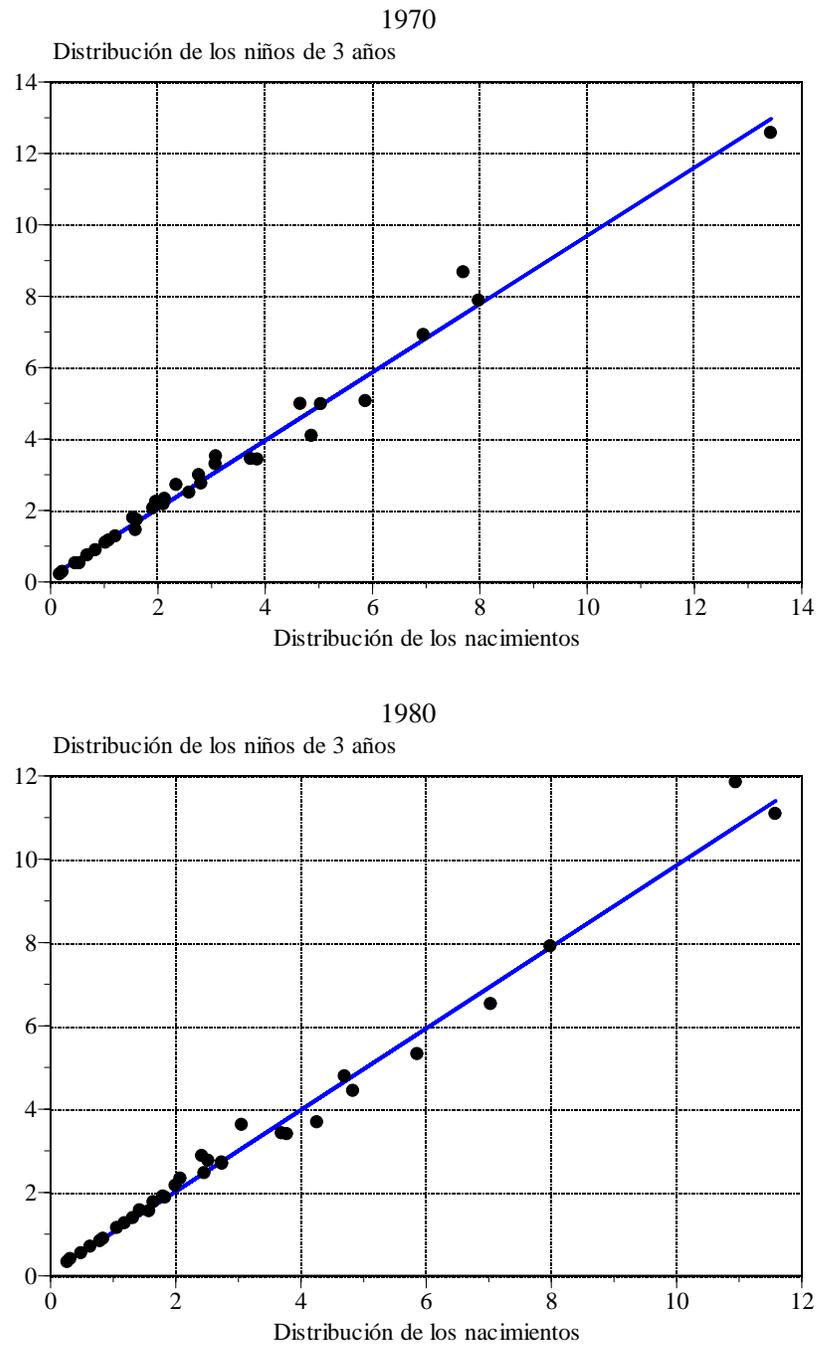
Antes de ver que tan cierta es nuestra conjetura, es necesario tener la distribución estatal de los nacimientos, para eso echamos mano de los nacimientos registrados —según año de ocurrencia— hasta 4 y 7 años de edad, como los usamos para el análisis de la fecundidad en el capítulo 3. Solo disponemos del registro para quienes nacieron de 1985 a 2019. La distribución del total del país por entidad federativa es bastante estrecha: los coeficientes de correlación lineal varían de 0.9981 en 1988 a 0.9999 en 2011. Retuvimos el registro hasta cuatro años, como lo hicimos en el acápite 3.1.

Disponemos del registro hasta 4 años de edad desde 1970 solo para el total del país, con lo cual, usamos el registro total para 1970 y 1980. Los nueve paneles de la gráfica 6.1 corroboran nuestra conjetura, incluso los coeficientes de correlación lineal son bastante altos.³ La asociación marcada entre ambas distribuciones nos permite derivar el reparto estatal de 0 a 2 años cumplidos a partir de las asignaciones territoriales de los nacimientos y de las niñas y de los niños de 3 años.

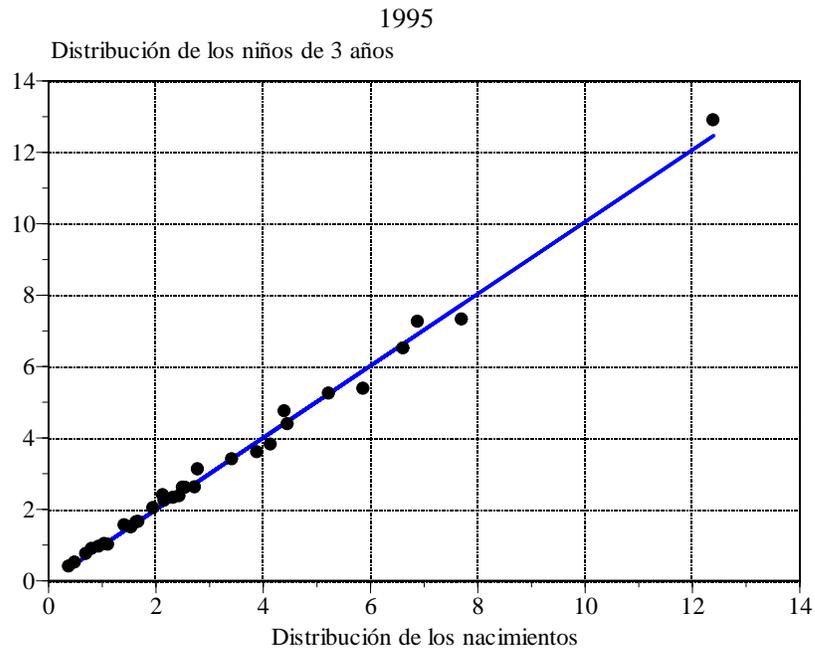
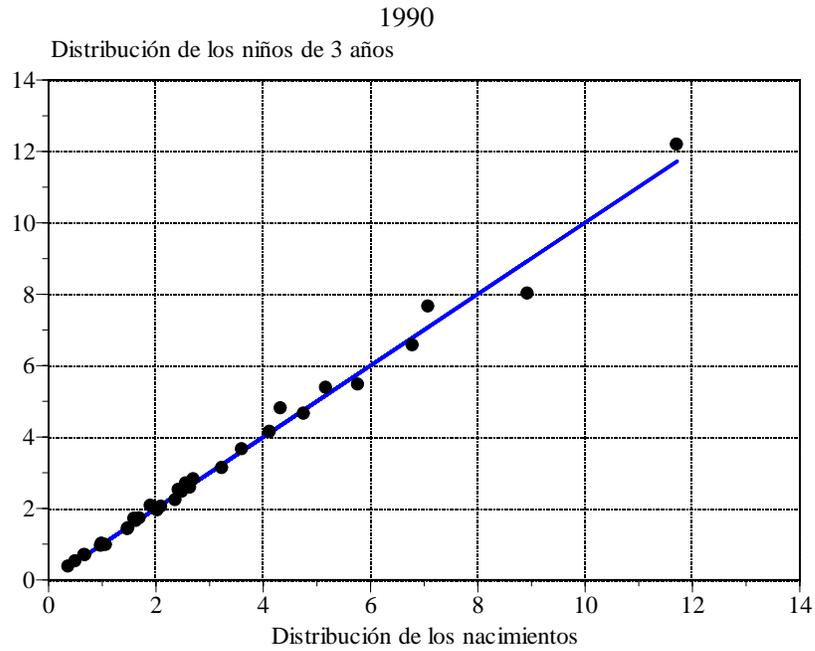
Denotemos por $c_i(x, t)$ a la proporción de la población nacional de edad exacta x que vive en el estado i al tiempo t (fecha del censo, conteo o encuesta). Como el nacimiento es la edad exacta cero, vinculemos la edad cumplida cero a 0.5, uno a 1.5, dos a 2.5 y tres a 3.5. Conocemos los valores de $c_i(0, t)$ y $c_i(3.5, t)$ y, dada la proximidad de ambos valores para los 32 estados, podemos interpolar linealmente entre ambas proporciones para determinar las correspondientes a 0–2 años cumplidos:

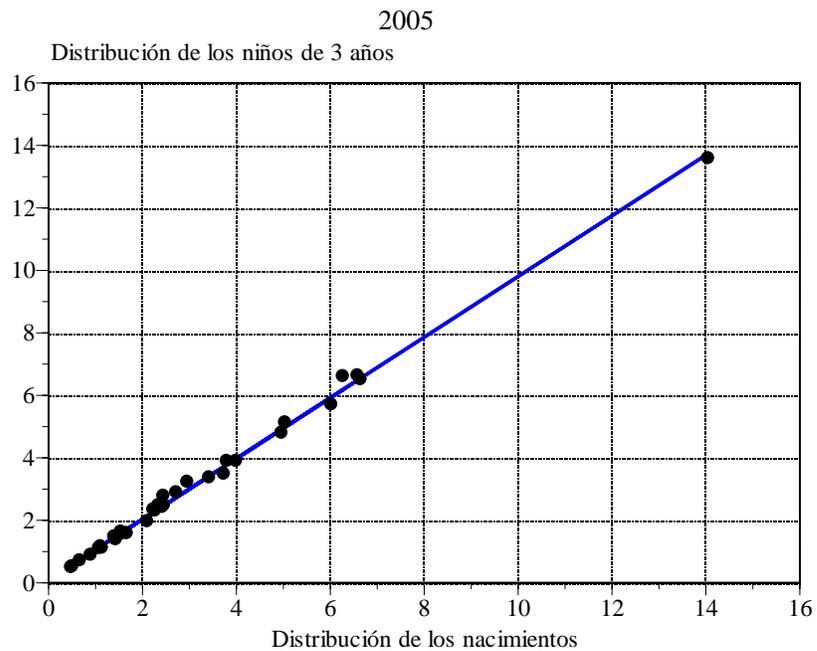
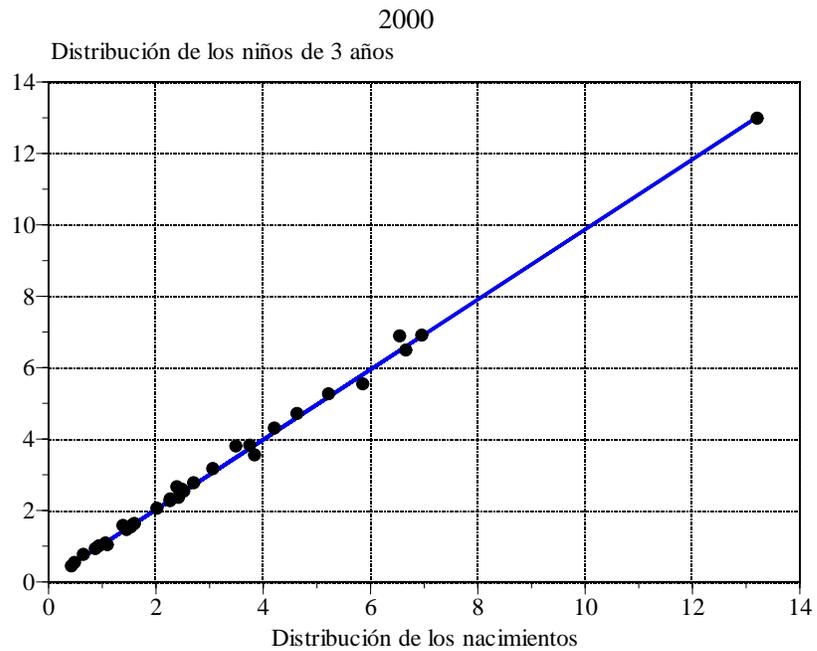
³0.992, 0.994, 0.995, 0.997, 0.999, 0.998, 0.997, 0.997 y 0.996 para 1970, 1980, 1990, 1995, 2000, 2005, 2010, 2015 y 2020, respectivamente.

Gráfica 6.1. Relación entre las distribuciones estatales de los nacimientos y la población de 3 años de edad, 1970-2020

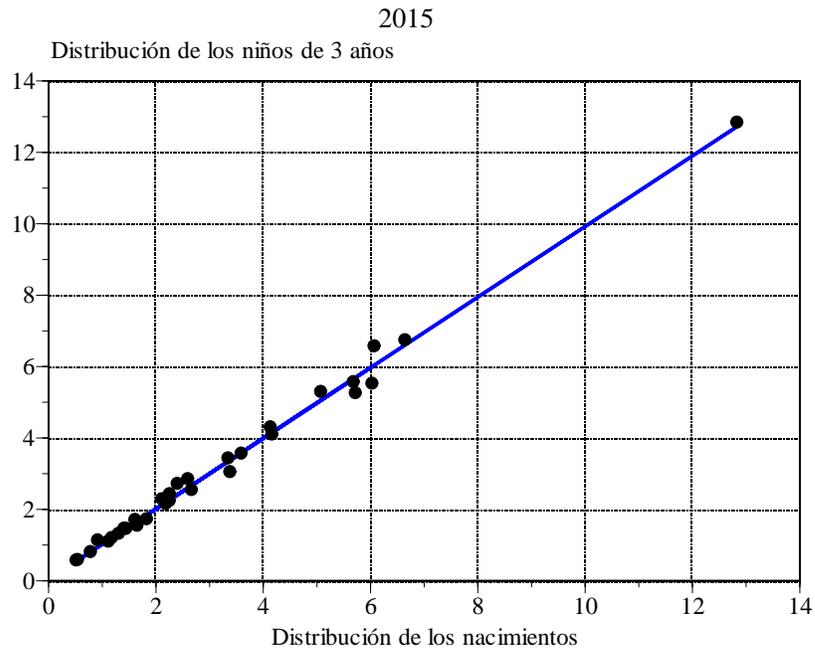
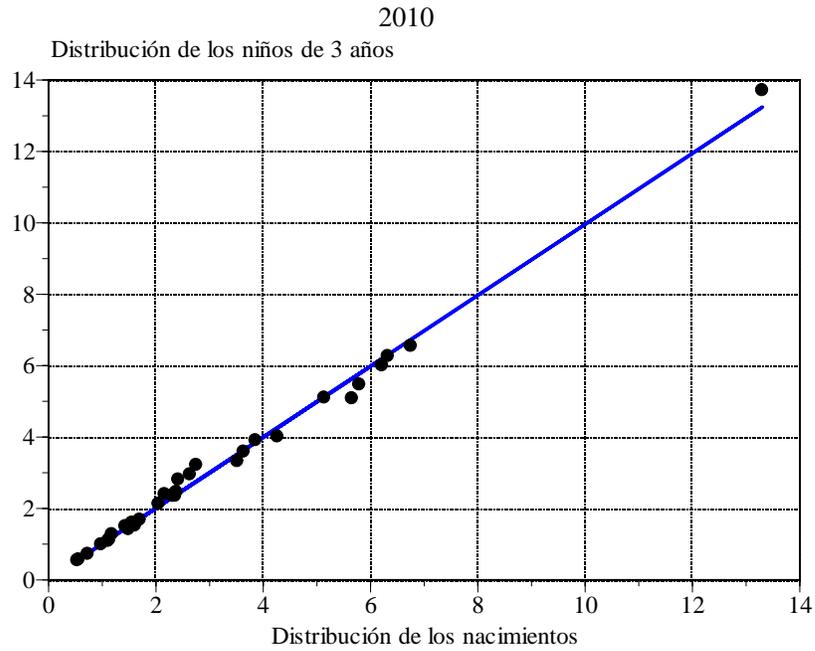


Gráfica 6.1.
(Continúa)

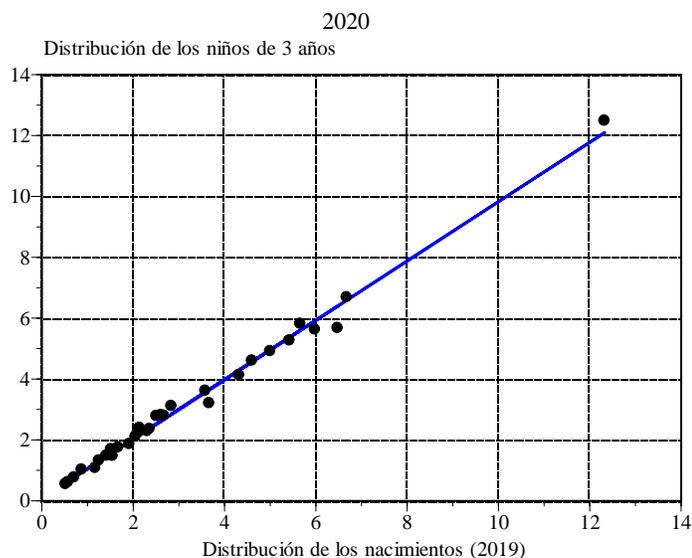


Gráfica 6.1.
(Continúa)

Gráfica 6.1.
(Continúa)



Gráfica 6.1.
(Concluye)



Fuente: Censos y conteos de población y encuesta intercensal de 1970 a 2020.

$$c_i(x + 0.5, t) = c_i(0, t) + \frac{(x + 0.5)}{3.5} [c_i(3.5, t) - c_i(0, t)] \quad \text{para } x = 0, 1, 2 \quad (6.3)$$

Dado que, para cualquier edad, la suma sobre los 32 estados debe ser igual a uno, la ecuación lineal satisface ese principio. En efecto:

$$\sum_{i=1}^{32} c_i(x+0.5, t) = \sum_{i=1}^{32} c_i(0, t) + \frac{(x + 0.5)}{3.5} \sum_{i=1}^{32} [c_i(3.5, t) - c_i(0, t)] = 1 + \frac{(x + 0.5)}{3.5} [1 - 1] = 1$$

Al sobreponer la distribución estatal a las poblaciones nacionales de 0, 1 y 2 años se tienen las niñas y los niños de esas edades por entidad federativa. Se supuso que el índice de masculinidad de 104 al nacer —adoptado para el total del país en el capítulo 5— era igual para todas las entidades federativas, con lo cual la distribución de los nacimientos es igual para los dos sexos.

En las tres edades, los seis censos, ambos conteos y la encuesta se tuvo omisión en las enumeraciones poblacionales de todos los estados, salvo algunos casos, cuando las poblaciones enumeradas fueron mayores a las estimadas. En este último caso, si bien las diferencias no son grandes, preferimos retener las poblaciones censadas, pues no puede haber sobre enumeración en los censos, conteos o la encuesta. Se descontó la suma de esos casos del total nacional y el resto se repartió entre las demás entidades federativas,

de acuerdo con la distribución estatal que resultó de sobreponer el resultado de (6.3) al total nacional. No obstante, al llevar a cabo este procedimiento, se tomaron en cuenta las consideraciones de la parte final del acápite 5.1 de la manera siguiente:

- Debido a la imputación en el procesamiento del censo de 1980 y el bajo número de viviendas pendientes del conteo de 1995, se retuvieron las estimaciones de 0 y 1 años obtenidas con el procedimiento descrito arriba y se dejaron de lado las poblaciones estimadas en el capítulo 1.
- En el censo de 2000 se llevó a cabo la imputación mencionada en el apartado 1.1.1 solo con las viviendas reportadas como pendientes al final del trabajo de campo.
- En la encuesta de 2015, solo se consideraron los casos en que la repartición de la población nacional reconstruida quedó por debajo del límite inferior del intervalo de confianza de 90% del estimador muestral para el sexo y entidad federativa específicos.

En realidad, el procedimiento se necesitó hacer solo en los niños y niñas de 2 años de edad. En 2010 en ambos sexos en Baja California, Baja California Sur y Tamaulipas y las niñas de Sinaloa en las mujeres, y en 2015 en las mujeres de Sinaloa y de Sonora. La población definitiva de 0 a 2 años de edad en los censos y conteos se presenta en el cuadro 6.2.

6.2 La población a inicio de cada año

La estimación de los residentes en cada entidad federativa, por edad y sexo, al 1 de enero de cada año del periodo 1970-2020 se obtuvo en cinco pasos:

1. Para cada estado, se obtuvo una primera estimación, para cada 1 de enero del periodo de cincuenta años, mediante interpolación geométrica de la población, excepto en 1970 que se extrapoló con base en el crecimiento de 1970 a 1980. La distribución estatal obtenida se sobrepuso a los totales nacionales estimados en el capítulo 5 para cada año.
2. Para cada año calendario se calcularon tasas anuales de crecimiento exponencial, cuya tendencia temporal se suavizó con el procedimiento robusto *lowess* del paquete de cómputo STATA (2003), usando una ventana de 25% de las observaciones. La suma de las tasas, para cada una de las décadas consideradas se proporcionó, de tal manera que se mantuvieran las estimaciones de la población total a inicios de 1970, 1980, 1990, 1995, 2000, 2010, 2015 y 2020 del paso anterior. Las distribuciones estatales se sobrepusieron a los totales nacionales estimados en el capítulo 5.
3. La distribución estatal que resultó de la estimación de la población en fechas censales se interpoló linealmente, con respecto al tiempo, para cada edad simple por separado:

$$c_i(x, t_0 + y) = c_i(x, t) + \frac{(t - t_0)}{(t_1 - t_0)} [c_i(x, t_1) - c_i(x, t)] \quad \text{para } t_0 \leq t \leq t_1 \quad (6.4)$$

Cuadro 6.2. Población de cero a dos años de edad por estado y sexo estimada a la fecha del censo o conteo o encuesta, 1970–2020

Estado	1970	1980	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020
República Mexicana	2 998 097	3 373 679	3 629 611	3 713 522	3 623 938	3 513 959	3 552 065	3 410 908	3 220 273
Aguascalientes	21 148	27 612	34 527	38 843	38 958	38 808	40 169	40 589	40 585
Baja California	48 650	50 934	72 558	84 410	89 479	89 331	89 817	85 855	84 455
Baja California Sur	7 156	9 626	12 912	14 283	15 117	17 468	19 736	19 160	19 191
Campeche	15 548	21 094	24 334	25 960	24 770	25 440	25 609	26 117	23 268
Coahuila	63 565	69 966	81 146	85 156	84 282	82 783	85 667	85 843	85 069
Colima	14 120	16 933	17 618	19 055	18 391	17 662	19 242	18 776	16 762
Chiapas	110 986	121 267	163 709	164 091	169 359	183 186	197 534	204 215	205 584
Chihuahua	92 629	92 230	104 169	111 417	110 183	104 525	101 594	93 317	91 137
Ciudad de México	401 834	405 910	293 030	261 112	242 241	228 395	216 899	191 912	159 959
Durango	57 382	59 834	64 447	62 533	57 035	55 753	56 148	55 098	50 743
Guanajuato	142 139	159 689	190 227	193 177	190 149	176 560	181 207	175 846	170 453
Guerrero	112 132	120 852	132 593	132 344	131 876	123 982	123 724	121 450	110 773
Hidalgo	75 838	81 188	81 230	87 329	84 513	79 958	83 905	79 336	72 069
Jalisco	212 107	239 714	264 879	261 237	245 095	230 735	236 687	230 540	218 547
México	240 674	373 542	441 695	467 005	473 770	486 483	483 687	446 842	402 621
Michoacán	151 473	160 322	181 782	175 069	159 112	140 476	146 755	142 857	135 709
Morelos	36 553	45 169	48 214	57 177	54 094	49 951	50 882	48 991	45 331
Nayarit	31 919	35 692	35 937	35 511	32 893	32 568	34 974	33 580	30 277
Nuevo León	95 671	108 378	114 270	128 989	132 386	133 834	137 290	140 135	149 048
Oaxaca	139 000	135 948	150 274	137 764	134 981	129 888	128 908	121 604	115 836
Puebla	170 468	190 891	207 361	216 112	212 992	206 722	203 435	193 511	189 026
Querétaro	31 471	40 527	53 324	54 323	55 757	57 487	60 200	61 841	61 836
Quintana Roo	5 451	10 863	23 750	32 230	34 963	37 438	42 161	43 859	49 392
San Luis Potosí	84 099	91 480	96 222	98 533	92 592	86 017	82 836	77 648	74 367
Sinaloa	72 409	84 319	87 989	94 985	91 695	84 187	83 966	79 278	74 632
Sonora	62 764	67 978	71 578	81 646	81 185	78 197	78 947	74 921	69 068
Tabasco	47 654	54 744	67 313	73 118	72 214	71 886	72 954	72 404	64 806
Tamaulipas	83 165	86 161	89 083	97 849	97 607	96 214	96 444	90 624	86 045
Tlaxcala	25 486	28 777	35 031	38 396	39 044	39 648	39 457	38 233	36 981
Veracruz	238 060	267 727	263 307	262 949	243 801	223 547	224 280	211 140	184 038
Yucatán	45 692	52 196	61 548	62 296	59 458	54 870	55 344	55 428	55 270
Zacatecas	60 854	62 116	63 554	58 623	53 946	49 960	51 607	49 958	47 395

Cuadro 6.2.
(Concluye)

Estado	1970	1980	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020
<i>Mujeres</i>									
República Mexicana	2 920 270	3 280 219	3 517 793	3 591 115	3 505 135	3 403 453	3 429 679	3 289 221	3 105 078
Aguascalientes	20 615	26 839	33 500	37 635	37 759	37 565	38 697	39 039	39 086
Baja California	47 365	49 377	70 093	81 377	86 250	86 474	86 595	83 049	81 295
Baja California Sur	6 970	9 335	12 447	13 783	14 584	16 860	19 036	18 555	18 484
Campeche	15 272	20 575	23 636	25 130	24 016	24 630	24 679	25 287	22 429
Coahuila	61 625	68 002	78 499	82 224	81 408	80 145	82 638	82 514	81 815
Colima	13 736	16 416	17 035	18 345	17 694	17 056	18 528	17 930	16 135
Chiapas	107 991	118 228	159 044	159 213	164 128	177 598	191 000	197 607	198 605
Chihuahua	89 817	89 444	100 652	107 480	106 377	101 180	98 069	90 107	87 766
Ciudad de México	390 937	393 583	283 184	251 732	233 642	220 865	209 111	185 037	154 177
Durango	55 560	58 115	62 370	60 433	55 092	53 952	54 245	53 191	48 739
Guanajuato	138 442	155 705	185 020	187 471	184 502	171 496	175 271	169 583	164 501
Guerrero	109 222	117 613	128 673	127 972	127 647	120 303	119 624	116 984	106 932
Hidalgo	74 401	79 044	78 928	84 704	81 856	77 519	81 116	76 556	69 623
Jalisco	206 614	232 696	256 435	252 311	236 652	223 402	228 364	222 425	210 592
México	234 096	363 539	428 286	451 894	458 406	470 749	467 091	430 217	388 259
Michoacán	147 363	156 101	176 319	169 539	154 132	136 422	142 005	137 919	131 110
Morelos	35 686	43 903	46 589	55 177	52 297	48 329	49 022	47 188	43 688
Nayarit	31 180	34 624	34 763	34 289	31 760	31 572	33 732	32 334	29 157
Nuevo León	92 537	104 815	110 243	124 356	127 685	129 459	132 299	135 011	143 373
Oaxaca	136 605	132 560	145 992	133 505	130 865	126 020	124 688	117 569	112 096
Puebla	166 194	186 069	201 486	209 316	206 313	200 296	196 531	186 896	182 437
Querétaro	30 743	39 514	51 789	52 723	54 097	55 709	58 108	59 272	59 576
Quintana Roo	5 363	10 526	22 991	31 181	33 834	36 254	40 684	42 316	47 595
San Luis Potosí	81 996	89 103	93 408	95 278	89 679	83 405	80 069	75 059	71 825
Sinaloa	70 273	81 781	85 213	91 756	88 571	81 464	80 894	76 146	71 759
Sonora	61 577	65 928	69 287	78 788	78 304	75 566	76 031	72 423	66 508
Tabasco	46 388	53 351	65 397	70 831	69 973	69 509	70 344	69 590	62 444
Tamaulipas	81 412	83 565	86 073	94 332	94 173	93 215	93 066	87 445	82 931
Thaxcala	24 683	28 021	33 981	37 104	37 776	38 358	38 038	36 795	35 648
Veracruz	231 040	260 476	255 214	254 261	235 983	216 474	216 605	203 305	177 496
Yucatán	44 888	50 854	59 618	60 305	57 490	53 120	53 568	53 673	53 266
Zacatecas	59 679	60 517	61 628	56 670	52 190	48 487	49 931	48 199	45 731

Fuente: Capítulo 5, censos de población de 1970 a 2020, conteos de población de 1995 y 2005 y encuesta intercensal 2015.

para ubicarla al 1 de enero de cada año del periodo 1970–2020 (t), donde t_0 es la fecha de una enumeración poblacional y t_1 del inmediato siguiente.

4. Se sobrepuso la distribución estatal, para cada edad, sexo y año, al total estatal correspondiente.
5. Tomando la población nacional por edades simples como marginales renglón, las poblaciones totales estatales, obtenidas en el paso 2, como marginales columna, y los habitantes del paso 4 como arreglo inicial, mediante asignación biproportional iterativa se obtuvo la población definitiva.

Los cinco pasos se hicieron para cada sexo por separado. Es claro que la suma de la distribución estatal, calculada con (6.4), también es igual a uno y, por ende, la suma de las poblaciones estatales del paso 4 satisface los totales nacionales.

Se eligió este procedimiento, buscando una tendencia parsimoniosa de las poblaciones total, por edad y sexo. La población a mitad de año se obtuvo como el promedio aritmético de los habitantes al inicio y final del año. El total nacional se tuvo al sumar sobre los 32 estados.

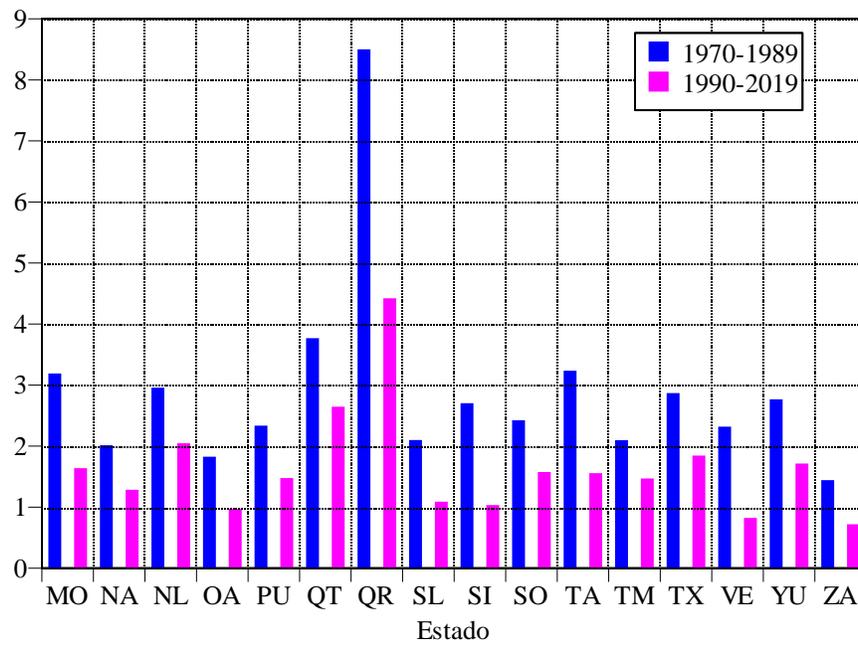
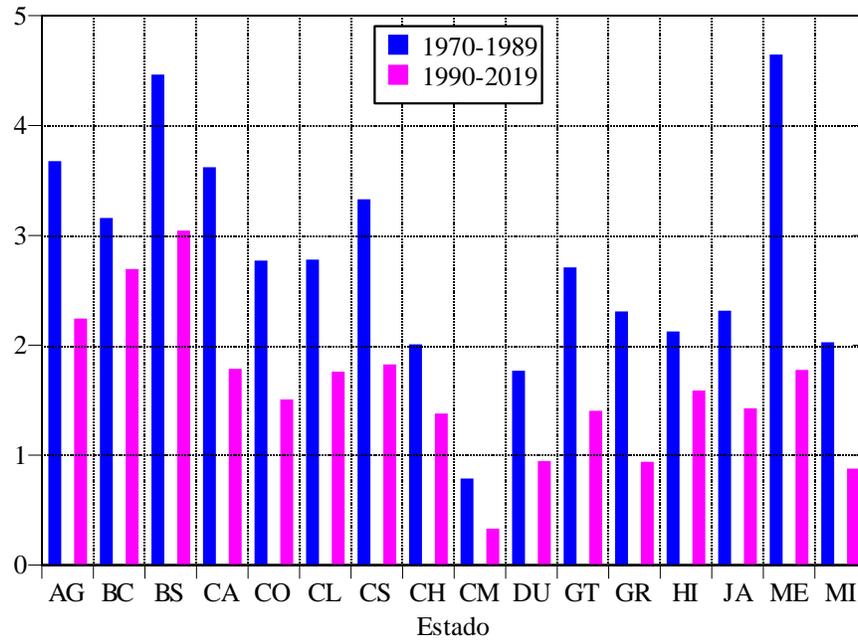
Las tasas de crecimiento poblacional, para las cinco décadas que cubre nuestro horizonte de la conciliación demográfica, presentan, en general, un descenso en las tres décadas más recientes, como se advierte en la gráfica 6.2.⁴ Destaca Quintana Roo por su alto acrecentamiento relativo de habitantes en ambos periodos. Las tasas de Baja California Sur, si bien significativamente menores pero por encima de los treinta estados restantes, muestra que el turismo es uno de los sectores económicos más dinámicos. La alta tasa del Estado de México entre 1970 y 1990 refleja el intenso cambio de residencia, de Ciudad de México hacia el estado vecino, dentro de la zona metropolitana del Valle de México. La marcada reducción de la tasa del Estado de México en el segundo periodo, indica que la intensidad de la movilidad intrametropolitana ha mermado de manera notable.

La gráfica 6.3 contiene la evolución de la tasa de crecimiento para cuatro estados, que muestran pautas disímiles entre sí y presuntamente representan la variedad estatal. El ascenso en el ritmo de acrecentamiento de Baja California Sur fue continuo en los primeros años de la nueva centuria, recuperando el nivel alcanzado en el periodo 1970–1990, solo para disminuir en el periodo reciente; en cambio, el descenso de Quintana Roo es evidente, con un leve aumento en la década reciente. La merma en la movilidad de residencia dentro de la zona metropolitana del Valle de México —mencionada arriba— es evidente en el franco descenso en el acrecentamiento de habitantes del Estado de México. En Chiapas, el aumento en la tasa en los años ochenta se debió, por una parte, al haber sido uno de los estados donde se pospuso más tiempo la práctica anticonceptiva y, por la otra, a que fue una de las entidades federativas más beneficiada de la ampliación de los servicios de salud. En suma, es clara la convergencia en las tasas de crecimiento poblacional entre las entidades federativas.

La tendencia de la fecundidad, la mortalidad y la migración interestatal e internacional, desde los años setenta del siglo pasado, ha venido configurando estructuras por edad cada

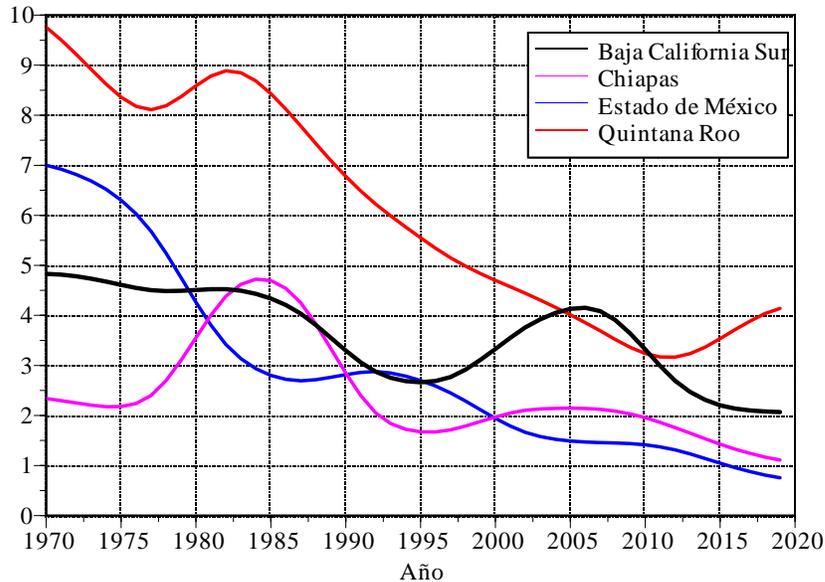
⁴Véase el anexo C para la correspondencia de las siglas con las entidades federativas.

Gráfica 6.2. Tasas medias anuales de crecimiento por estado, 1970-2019
(Por cien)



Fuente: Estimaciones con base los censos, conteos y encuesta intercensal, 1970-2019.

Gráfica 6.3. Tasas anuales de crecimiento poblacional para cuatro estados seleccionados, 1970-2019 (Por cien)



Fuente: Estimaciones con base en los censos, conteos y encuesta intercensal, 1970-2020.

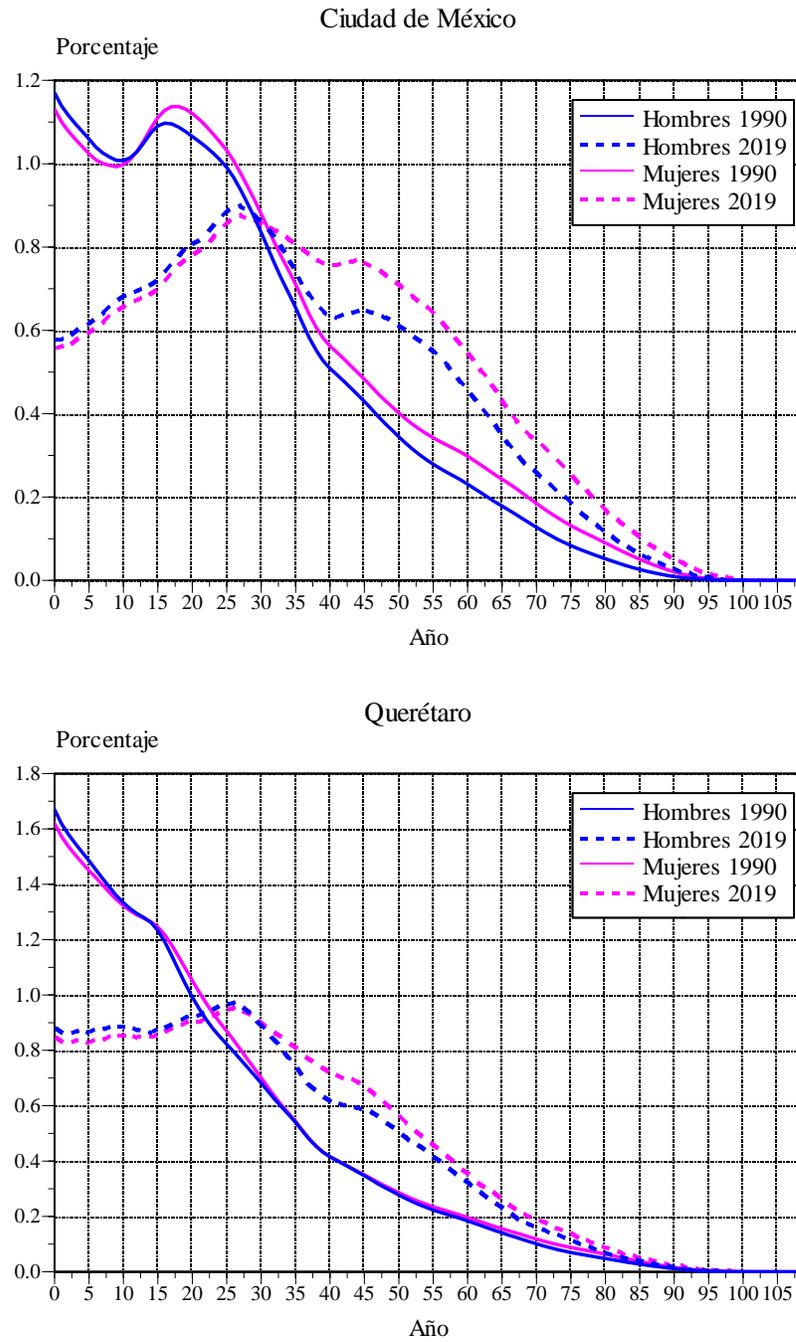
vez más “envejecidas”. Este proceso es evidente en las cuatro composiciones etarias que se muestran en la gráfica 6.4, que nuevamente pretenden condensar la amplia gama de las estructuras por edad y sus cambios con el paso del tiempo entre los 32 estados.

En las cuatro entidades federativas seleccionadas se aprecia una clara disminución en la participación de las niñas, de los niños y de las y los adolescentes, originado en el descenso de la fecundidad, como veremos en el capítulo siguiente. Pero también, consecuencia de reproducciones biológicas más altas de las parejas, la mayor concentración de los menores de 25 años de edad en Tabasco y Quintana Roo en 2020 en comparación con los otros dos estados.

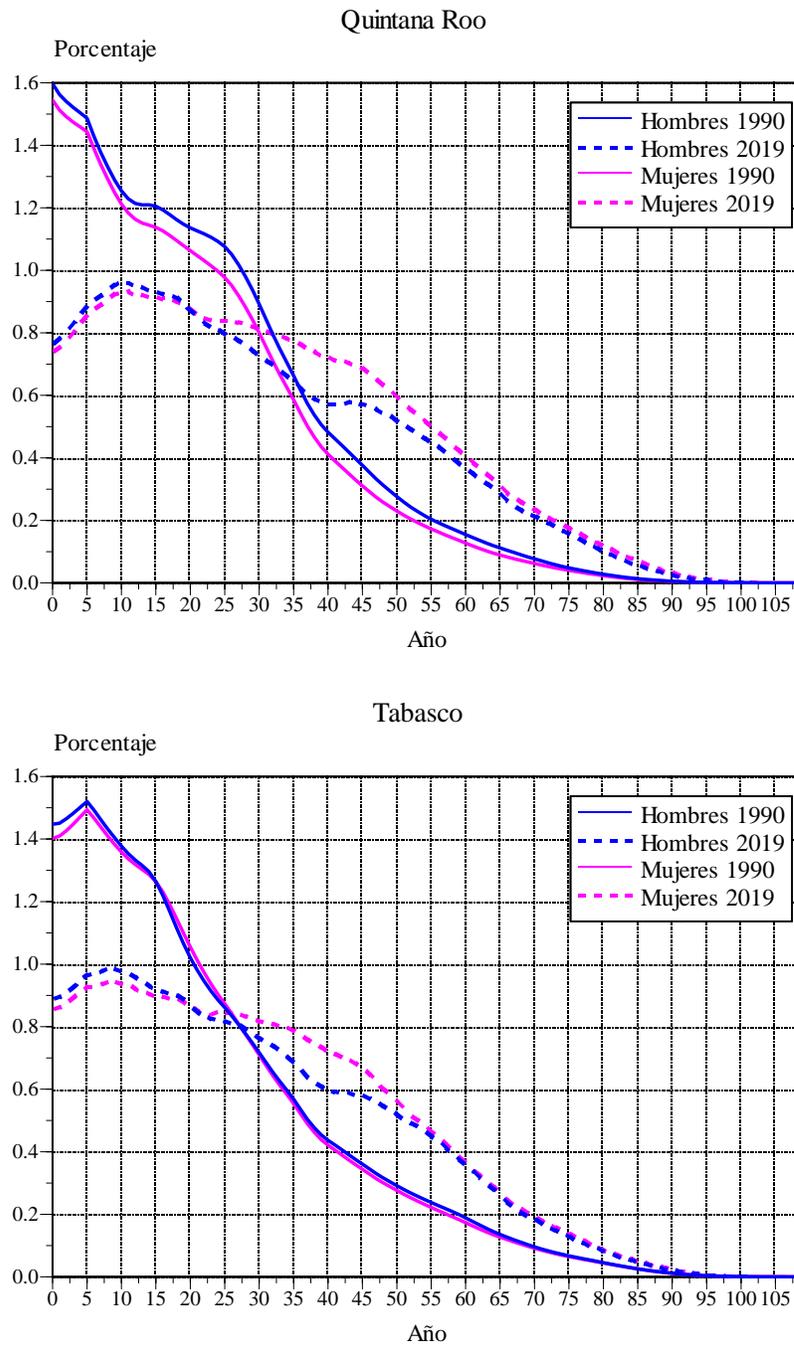
En suma, los censos de población de 1970 a 2020, los dos conteos y la encuesta intercensal revelan, en general, un descenso paulatino en el ritmo de crecimiento, advertido en el país y algunos estados por el abrupto cambio en los componentes de la migración internacional, pero sin detener sustantivamente el continuo proceso de envejecimiento de la estructura por edad, originado en el descenso conjunto de la fecundidad (menos niños) y de la mortalidad (mayores posibilidades de alcanzar la vejez).

Las poblaciones a inicio y mitad de año se reproducen en el anexo G en el archivo de EXCEL adjunto.

Gráfica 6.4. Estructuras por edad de cuatro estados, 1990–2019



Gráfica 6.4.
(Concluye)



Fuente: Estimaciones con base los censos, conteos y encuesta intercensal, 1970-2019.

7. La fecundidad estatal

El objetivo de este capítulo es obtener estimaciones plausibles de la fecundidad en las entidades federativas. Las estimaciones se obtienen de las estadísticas vitales, los censos de población, las historias de embarazos de las encuestas, y el certificado de nacimiento para años recientes. Cada fuente de datos tiene fortalezas y limitaciones que han variado en el tiempo. Aunque la tendencia general en la calidad de los datos es hacia una mejora, aún en años recientes existen ciertas discrepancias en cuanto al nivel preciso de la fecundidad en el país en su conjunto. Cuando bajamos al nivel de las entidades federativas, las limitaciones son mayores, entre otros motivos, por la menor representatividad en las encuestas y la movilidad de la población entre las entidades.

Al igual que en el caso del total del país, analizamos la serie de las estadísticas vitales según año de ocurrencia y registro, lo que permite hacer el seguimiento de las cohortes de nacimientos hasta antes de que cumplan los cinco años en edades exactas, cuando todas las niñas y todos los niños son menores de esta edad al momento del registro. Además, trabajamos la reconstrucción de las cohortes de nacimientos registrados hasta los siete años de edad, es decir, de niñas registradas y niños registrados antes de cumplir su octavo aniversario; estas estimaciones permiten identificar las entidades en las que el registro tardío es mayor, en particular para los años más lejanos. A diferencia del caso nacional, donde la fecundidad fue un insumo para la estimación de la población por edad y sexo, año con año, ahora la población estatal, la estimada en el capítulo 6, será el denominador de las tasas con los nacimientos anuales de las estadísticas vitales en todos los casos.

Las encuestas por muestreo con información de las historias de embarazos han sido de gran utilidad para conocer distintos rasgos de la fecundidad en nuestro país. Con esta fuente, se tiene la ventaja de contar tanto con el numerador como el denominador de las tasas. No obstante, en el ámbito estatal, el tamaño de la muestra se reduce considerablemente, y en ocasiones las estimaciones tienen intervalos de confianza muy amplios, de manera que son poco adecuadas desde una perspectiva demográfica. Para índices estadísticamente simples —incluida tasa global de fecundidad (TGF)—, los tamaños de las muestras de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID) son suficientes para obtener estimaciones precisas para cada entidad federativa en el quinquenio anterior al levantamiento. El caso de las tasas específicas de fecundidad por edad es distinto porque son indicadores para los que el tamaño de muestra en algunos casos es insuficiente.

Otro elemento de las encuestas que tomamos en cuenta para evaluar las estimaciones es el nivel de uso de anticonceptivos y su variación en el tiempo, para lo que empleamos la proporción de mujeres unidas en edades reproductivas (15 a 49 años) que usan métodos anticonceptivos en los levantamientos de la ENADID de 1992, 1997, 2006, 2009, 2014 y 2018.

De la información censal, analizamos las estimaciones de la tasa global de fecundidad (TGF) en 1999, 2009–2010, 2014 y 2019, obtenidas a partir de la información sobre la fecha del nacimiento de la última hija nacida viva o del nacimiento del último hijo nacido vivo en los censos de población de 2000, 2010 y 2020, y la encuesta intercensal de 2015. Además, con el objeto de tener otras estimaciones del nivel de la fecundidad en las entidades federativas, acudimos a las paridades medias de las mujeres de 45 a 49 años de edad en los censos y la encuesta intercensal. Estos últimos índices sirven de referencia, ya que se obtienen de información relativamente fácil de captar y bien declarada. Se supone que los valores de estas paridades son una buena aproximación de la descendencia final de las cohortes cuando éstas tienen la edad media a la maternidad, es decir, alrededor de los 28 años de edad; por ejemplo, la paridad del censo de 2020 correspondería a la descendencia final del año 2001, que resulta de la diferencia entre el año del censo y la edad central del grupo (47 años) más la edad media a la maternidad. A pesar de que este índice está afectado entre otros por el calendario de la fecundidad, que puede variar entre entidades y en el tiempo, es un parámetro útil en la elaboración de las estimaciones en las entidades.

A partir de 2008, se cuenta con los datos del certificado de nacimiento para estimar la fecundidad. Por su carácter universal, al igual que las estadísticas vitales, es una fuente idónea para las estimaciones en las entidades federativas. No obstante, como se muestra en los párrafos siguientes, su cobertura aún no es completa en las zonas rurales y más aisladas del país, de manera que la omisión afecta mayormente a las entidades en las que el acceso a los servicios médicos es más limitado y en las que la implementación del certificado no ha sido generalizada.

Finalmente, incorporamos los niveles de fecundidad estatal para el periodo 1970–1990 estimados por Mier y Terán y Partida (2001).

7.1 Estadísticas vitales

Las mayores fortalezas de las estadísticas vitales son que no hay distorsiones mayores en la ubicación temporal de los nacimientos, los datos son provistos por los propios padres, son datos a nivel de la población total y es una fuente continua. En contraparte, las limitaciones más fuertes son el registro tardío, el registro múltiple y la omisión.

Fuentes alternativas de información señalan que la omisión no tiene una magnitud importante, debido a que la vida de los mexicanos ha seguido un proceso de creciente institucionalización, principalmente a través de instancias educativas, de salud, laborales y programas sociales. Los resultados de la Encuesta Intercensal de 2015 señalan que sólo entre 1 y 2% de la población de 6 años o más no está registrada; entre los menores de 6 años la proporción es algo mayor, cercana a 6%, y consiste en niñas y niños que en su gran mayoría serán registradas y registrados antes de ingresar a la escuela.

Con el objeto de limitar las distorsiones causadas por las otras dos limitaciones, hicimos el seguimiento de cohortes registradas hasta los cuatro años de edad; con esta temporalidad, se cubren gran parte de los nacimientos ocurridos y, al mismo tiempo, se limita en lo posible el registro múltiple. En este procedimiento de reconstrucción de las cohortes, surge el problema de la falta de datos completos para años recientes. En nuestro caso, la

última cohorte que se observa de manera íntegra es la nacida en 2014, ya que se tienen los nacimientos hasta cuatro años después en 2019. Con el objeto de resolver esta limitación, para las cohortes más recientes, se supuso que la proporción de los nacimientos registrados entre dos edades sucesivas se mantiene de un año al otro; así se completa el registro de los nacidos a partir de 2015. Estas estimaciones para los años más recientes son así menos sólidas que para años anteriores puesto que se supone que los patrones de registro por edad se mantienen.

Cuando se reconstruyen las cohortes de nacimientos registrados hasta cuatro años después del año en que ocurre el nacimiento, se observa que la temporalidad del registro varía sustancialmente entre las entidades federativas. En algunas, más de 97% de los nacimientos se registra el mismo año de ocurrencia o el siguiente, mientras que en otras el registro en el mismo año y en el siguiente es menos común. Para evitar distorsiones por la variación en el registro tardío, acudimos también al seguimiento de las cohortes hasta los siete años de edad. En este caso, hay más posibilidades de un registro doble, que es difícilmente distinguible del registro tardío, y el truncamiento afecta a un mayor número de cohortes, ya que la última cohorte observada de manera completa es la nacida en 2011.

Con base en los nacimientos resultado del seguimiento de las cohortes a partir de 1985, en el cuadro 7.1, se presentan los valores de las tasas globales de fecundidad para cada una de las entidades federativas, para siete años seleccionados. En 1990, cuando se considera el registro hasta antes de cumplir los 4 años, los valores de las TGF varían notablemente entre 2.7 en la Ciudad de México y 4.6 en Oaxaca; un valor muy cercano a este último se observa en Puebla y Guerrero (4.4). En los años siguientes, el descenso es generalizado, aunque con distintos ritmos. En 2000, los valores de las tasas han disminuido en algo más de medio hijo. La Ciudad de México tiene una tasa por debajo del nivel de reemplazo (2.1) mientras que en Guerrero y Chiapas el valor es de 3.5 hijos. Durante la primera década de este siglo, el descenso continúa, pero es menos acentuado: en 2010, en la Ciudad de México, la tasa es de 1.9 y en Chiapas de 3.2, siendo ya esta entidad la única con una tasa por encima de tres hijos por mujer. En la última década, el descenso continúa y se alcanza un nivel de fecundidad bajo: en 2019 en la Ciudad de México se tiene una tasa de sólo 1.3, y otras entidades con valores por debajo de 1.8 son: Baja California (1.6), Baja California Sur (1.7), Campeche (1.8), Colima (1.7), Hidalgo (1.7), México (1.7), Morelos (1.7), Nayarit (1.8), Sonora (1.8), Veracruz (1.7) y Yucatán (1.7). Únicamente seis entidades se encuentran por encima del nivel del reemplazo: en orden decreciente en los valores de sus tasas son, Chiapas (2.7), Guerrero (2.5), Zacatecas (2.2), Michoacán (2.2), Oaxaca (2.1) y Puebla (2.1).

En panel derecho del cuadro 7.1, con el seguimiento de las cohortes hasta los siete años de edad, los valores de las tasas en las entidades con fecundidad baja no cambian respecto de los del seguimiento más corto. En cambio, en las entidades con fecundidad alta sí tienen valores más elevados en la segunda serie de tasas. Por ejemplo, en 1990, la descendencia en Guerrero excede los 5 hijos por mujer, mientras en Oaxaca, Puebla y Chiapas ronda 4.7, y el mayor incremento en la TGF respecto del registro hasta los 4 años de edad se advierte en Guerrero (0.7 hijos) y Chiapas (0.4). Con la tendencia a la mejora en el registro en el tiempo, en 2010, las diferencias entre las series de los cuatro y los siete años se reducen, aún en las entidades con la fecundidad más elevada: solo en

Cuadro 7.1. Tasas globales de fecundidad con nacimientos registrados hasta 4 y 7 años de edad por entidad federativa de ocurrencia, 1990-2019

Entidad federativa	Hasta 4 años de edad							Hasta 7 años de edad						
	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2019	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2019
Aguascalientes	4.09	3.45	3.15	2.70	2.58	2.39	2.06	4.10	3.46	3.16	2.71	2.59	2.40	2.06
Baja California	3.22	2.66	2.60	2.18	2.04	2.10	1.56	3.29	2.73	2.71	2.24	2.09	2.17	1.58
Baja California Sur	3.16	2.74	2.78	2.40	2.35	2.09	1.72	3.20	2.78	2.81	2.42	2.37	2.12	1.73
Campeche	3.68	3.14	2.66	2.23	2.30	2.19	1.79	3.93	3.28	2.77	2.28	2.33	2.21	1.80
Coahuila	3.32	2.88	2.87	2.46	2.41	2.52	2.05	3.36	2.92	2.90	2.49	2.43	2.53	2.06
Colima	3.38	2.79	2.51	2.30	2.22	1.93	1.70	3.43	2.83	2.54	2.35	2.24	1.95	1.72
Chiapas	4.27	3.79	3.49	3.09	3.19	2.81	2.73	4.68	4.34	3.83	3.33	3.28	2.85	2.90
Chihuahua	3.01	2.70	2.78	2.43	2.25	2.22	1.83	3.15	2.84	2.87	2.49	2.26	2.22	1.86
Ciudad de México	2.72	2.26	2.08	1.92	1.90	1.76	1.32	2.76	2.29	2.11	1.95	1.92	1.78	1.33
Durango	3.91	3.46	3.14	2.73	2.75	2.63	2.03	4.10	3.60	3.23	2.79	2.79	2.66	2.04
Guajuato	4.06	3.50	3.16	2.65	2.48	2.23	2.03	4.16	3.55	3.19	2.67	2.49	2.24	2.04
Guerrero	4.40	4.19	3.48	3.10	2.96	2.47	2.48	5.11	4.70	3.85	3.25	3.00	2.49	2.51
Hidalgo	3.91	3.36	2.86	2.49	2.38	2.12	1.67	4.12	3.46	2.93	2.53	2.39	2.13	1.68
Jalisco	3.83	3.14	2.94	2.54	2.49	2.25	1.92	3.87	3.17	2.97	2.56	2.51	2.26	1.92
México	3.24	2.77	2.64	2.49	2.30	2.05	1.70	3.34	2.83	2.68	2.51	2.31	2.06	1.71
Michoacán	4.26	3.49	3.08	2.68	2.67	2.44	2.19	4.49	3.65	3.16	2.74	2.69	2.46	2.21
Morelos	3.53	2.72	2.48	2.26	2.19	2.06	1.72	3.66	2.88	2.59	2.32	2.23	2.10	1.74
Nayarit	3.78	3.15	2.80	2.57	2.54	2.24	1.76	3.89	3.23	2.88	2.62	2.57	2.27	1.77
Nuevo León	2.79	2.50	2.65	2.33	2.28	2.18	1.94	2.82	2.52	2.67	2.35	2.30	2.19	1.97
Oaxaca	4.56	4.14	3.34	2.94	2.69	2.51	2.11	4.78	4.27	3.45	3.00	2.72	2.54	2.13
Puebla	4.36	3.78	3.30	2.91	2.67	2.68	2.10	4.69	4.03	3.43	2.97	2.70	2.72	2.11
Querétaro	4.33	3.51	2.98	2.59	2.40	2.29	1.85	4.38	3.53	3.03	2.60	2.40	2.30	1.85
Quintana Roo	3.84	3.05	2.79	2.29	2.18	2.20	1.84	3.97	3.13	2.87	2.34	2.22	2.26	1.92
San Luis Potosí	4.13	3.59	3.29	2.78	2.50	2.28	1.97	4.23	3.65	3.32	2.80	2.51	2.28	1.97
Sinaloa	3.53	3.19	2.79	2.50	2.39	2.09	1.91	3.68	3.27	2.84	2.53	2.41	2.12	1.92
Sonora	3.21	2.87	2.86	2.51	2.32	2.00	1.76	3.29	2.92	2.90	2.55	2.34	2.02	1.81
Tabasco	3.75	3.13	2.87	2.60	2.37	2.26	2.01	4.08	3.27	2.94	2.64	2.41	2.30	2.02
Tamaulipas	3.04	2.65	2.63	2.31	2.20	2.12	1.87	3.15	2.74	2.70	2.34	2.23	2.15	1.90
Tlaxcala	4.27	3.56	3.12	2.65	2.48	2.32	2.03	4.33	3.60	3.14	2.67	2.49	2.33	2.03
Veracruz	3.34	2.94	2.70	2.34	2.28	2.00	1.73	3.68	3.14	2.80	2.40	2.31	2.01	1.74
Yucatán	3.72	3.13	2.78	2.20	2.14	2.05	1.71	3.73	3.16	2.80	2.21	2.14	2.06	1.72
Zacatecas	4.16	3.56	3.17	2.82	2.79	2.55	2.23	4.21	3.59	3.18	2.83	2.79	2.55	2.24

Fuente: Estadísticas vitales 1990-2019.

Chiapas el valor de la TGF del registro hasta antes de aniversario 8 excede en 0.1 hijos la que se obtiene del registro hasta antes del aniversario 5.

En la gráfica 7.1 se reproduce la correlación entre las dos estimaciones de la TGF para los años calendario que elegimos para analizar. En ambos paneles se advierte una estrecha asociación lineal entre ambas valoraciones, sobre todo en 2010: los coeficientes de correlación son 0.973 en 1990 y 0.998 en 2010. En los dos paneles se incluye la recta de regresión ordinaria de mínimos cuadrados, cuya pendiente (1.12 en 1990 y 1.03 en 2010) indica que, en promedio, el distanciamiento entre las TGF de cualesquiera dos entidades federativas se amplía en 12 y 3%, respectivamente, al usar el registro hasta 7 años de edad, en vez de hacerlo con el registro hasta 4 años de edad.

7.2 Historias de embarazos

La información de las historias de embarazos en las encuestas permite un análisis más fino de la fecundidad y, como se dijo, proporciona tanto el numerador como el denominador para la estimación de las tasas, lo que constituye una gran fortaleza puesto que algunas deficiencias en los datos tienden a neutralizarse. En el caso de las estimaciones para las entidades federativas, como se mencionó al inicio del capítulo, el problema se encuentra en las variaciones asociadas a la muestra. Con el objeto de evaluar hasta qué punto las estimaciones de las distintas encuestas son precisas, en el cuadro 7.2, se presentan los valores de las TGF con los límites inferior y superior de los intervalos de confianza de 90%.

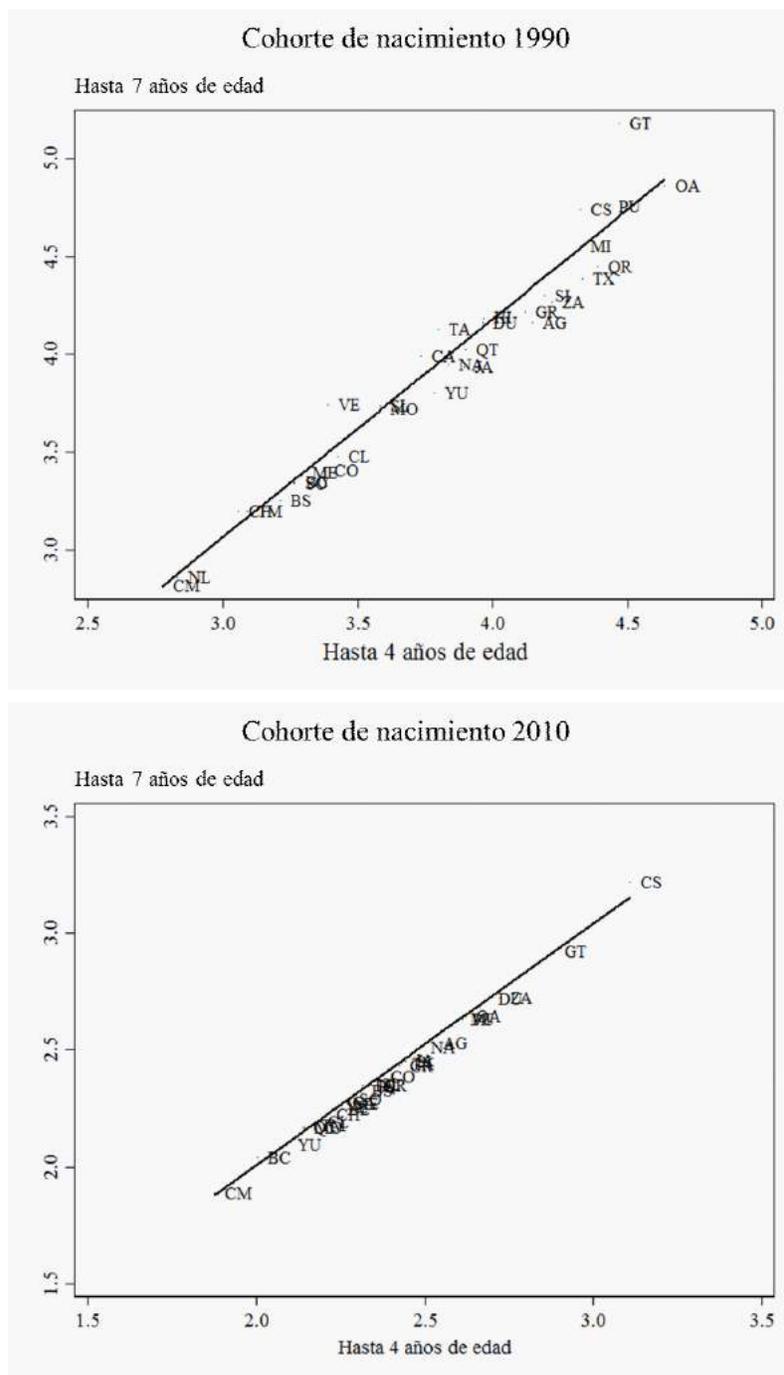
Las estimaciones de la TGF en los estados pueden considerarse, en general, precisas, con base en la longitud del intervalo de confianza, pero no necesariamente con el monto del indicador. Excepciones son las estimaciones con los datos de la ENADID 2006 que tienen intervalos de confianza muy amplios, en varios estados superiores a un hijo. En menor medida, pero también en algunas entidades se observan intervalos amplios en los otros levantamientos de la encuesta. Cabe subrayar que las ENADID 2014 y 2018 proporcionan las estimaciones más precisas para todas las entidades federativas por lo que consisten en instrumentos sólidos para obtener las estimaciones estatales durante la segunda década del siglo actual.

En general, se observa que el ordenamiento de las entidades en las encuestas según los valores de la TGF coincide con el de las estadísticas vitales, aunque en el caso de las encuestas, hay un mayor número de entidades cuyo ordenamiento no tiene un cambio en el tiempo.

7.3 Anticoncepción

Con el objeto de contar con mayores elementos para proponer las estimaciones en el nivel de fecundidad de las entidades federativas, presentamos en la gráfica 7.2, para cada una de las seis encuestas, diagramas de dispersión de la tasa global de fecundidad y la proporción de mujeres en edades reproductivas en unión conyugal que declaran usar anticonceptivos al momento de la entrevista, y la recta de regresión ordinaria de mínimos cuadrados que se ajusta a los datos. Los resultados confirman la relevancia del uso de anticonceptivos

Gráfica 7.1. Correlación entre las tasas globales de fecundidad con los nacimientos registrados hasta 4 y 7 años de edad para dos cohortes de nacimiento seleccionadas



Nota: Véanse las siglas de las entidades federativas en el anexo C.

Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales de nacimientos 1990-2017.

Cuadro 7.2. Tasas globales de fecundidad con historias de embarazos de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica, 1988-2018

Entidad federativa	ENADID 1992 (1988-1992)				ENADID 1997 (1992-1997)				ENADID 2006 (2002-2006)			
	Tasa global	Error estándar	Intervalo de confianza 90%		Tasa global	Error estándar	Intervalo de confianza 90%		Tasa global	Error estándar	Intervalo de confianza 90%	
			Inferior	Superior			Inferior	Superior			Inferior	Superior
Aguascalientes	4.19	0.167	3.91	4.47	3.67	0.124	3.46	3.87	2.691	0.163	2.215	3.166
Baja California	3.54	0.167	3.26	3.83	3.00	0.125	2.79	3.20	2.539	0.214	1.916	3.163
Baja California Sur	3.30	0.157	3.04	3.57	2.88	0.113	2.70	3.07	2.652	0.200	2.067	3.237
Campeche	4.02	0.143	3.78	4.26	3.31	0.135	3.08	3.53	2.224	0.141	1.814	2.635
Coahuila	3.43	0.144	3.19	3.68	3.06	0.071	2.95	3.18	2.738	0.157	2.280	3.196
Colima	3.40	0.171	3.11	3.69	3.12	0.134	2.90	3.34	2.152	0.188	1.602	2.702
Chiapas	4.79	0.172	4.49	5.08	3.90	0.171	3.62	4.18	2.914	0.208	2.305	3.522
Chihuahua	3.55	0.114	3.36	3.75	3.11	0.076	2.98	3.23	2.450	0.180	1.926	2.974
Ciudad de México	2.47	0.118	2.27	2.67	2.17	0.081	2.04	2.30	2.038	0.117	1.696	2.379
Durango	4.48	0.264	4.03	4.93	3.72	0.136	3.49	3.94	2.863	0.180	2.337	3.388
Guanajuato	4.26	0.178	3.95	4.56	3.57	0.130	3.36	3.78	2.809	0.159	2.344	3.275
Guerrero	4.76	0.230	4.37	5.15	4.09	0.116	3.90	4.28	3.326	0.214	2.702	3.949
Hidalgo	3.72	0.176	3.42	4.02	3.53	0.130	3.31	3.74	2.788	0.205	2.190	3.387
Jalisco	4.47	0.321	3.92	5.01	3.55	0.107	3.37	3.73	2.726	0.134	2.336	3.115
México	3.63	0.177	3.33	3.93	2.95	0.106	2.78	3.13	2.427	0.141	2.016	2.839
Michoacán	4.77	0.239	4.36	5.18	3.89	0.184	3.59	4.20	2.764	0.177	2.248	3.279
Morelos	3.26	0.167	2.98	3.54	3.20	0.094	3.04	3.35	2.414	0.159	1.948	2.879
Nayarit	4.01	0.175	3.71	4.31	3.38	0.104	3.21	3.55	2.811	0.159	2.348	3.275
Nuevo León	2.79	0.092	2.63	2.94	2.75	0.117	2.56	2.94	2.190	0.146	1.763	2.618
Oaxaca	4.86	0.140	4.62	5.10	3.80	0.190	3.48	4.11	2.217	0.141	1.806	2.628
Puebla	4.66	0.204	4.31	5.00	4.11	0.124	3.90	4.31	2.618	0.136	2.220	3.017
Querétaro	4.54	0.212	4.18	4.90	3.43	0.128	3.22	3.64	2.574	0.162	2.099	3.048
Quintana Roo	4.10	0.183	3.79	4.41	3.57	0.100	3.40	3.73	2.770	0.161	2.300	3.241
San Luis Potosí	4.50	0.177	4.20	4.81	3.97	0.128	3.76	4.19	3.029	0.180	2.502	3.556
Sinaloa	3.34	0.111	3.15	3.53	3.64	0.079	3.51	3.77	2.453	0.160	1.984	2.921
Sonora	3.18	0.141	2.94	3.42	3.18	0.063	3.08	3.28	2.407	0.162	1.933	2.881
Tabasco	3.85	0.218	3.48	4.22	3.36	0.145	3.12	3.60	2.467	0.123	2.109	2.825
Tamaulipas	3.20	0.199	2.86	3.54	2.99	0.090	2.85	3.14	2.294	0.246	1.576	3.012
Tlaxcala	4.04	0.157	3.78	4.31	3.59	0.110	3.41	3.77	2.665	0.157	2.206	3.124
Veracruz	3.60	0.282	3.12	4.09	3.21	0.138	2.99	3.44	2.504	0.130	2.125	2.883
Yucatán	4.21	0.234	3.81	4.61	3.39	0.100	3.22	3.55	2.421	0.163	1.945	2.897
Zacatecas	4.70	0.223	4.32	5.08	3.76	0.124	3.56	3.97	2.731	0.168	2.239	3.222

Cuadro 7.2
(Concluye)

Entidad federativa	ENADID 2009 (2005-2009)			ENADID 2014 (2010-2014)			ENADID 2018 (2014-2018)		
	Tasa global	Error estándar	Intervalo de confianza 90% Inferior Superior	Tasa global	Error estándar	Intervalo de confianza 90% Inferior Superior	Tasa global	Error estándar	Intervalo de confianza 90% Inferior Superior
Aguascalientes	2.92	0.098	2.76 3.08	2.20	0.078	2.07 2.33	2.33	0.070	2.21 2.45
Baja California	2.44	0.096	2.28 2.60	2.07	0.089	1.92 2.22	2.22	0.068	1.89 2.11
Baja California Sur	2.32	0.100	2.15 2.48	2.24	0.093	2.09 2.39	2.39	0.065	1.99 2.21
Campeche	2.47	0.080	2.33 2.60	2.05	0.064	1.94 2.15	2.15	0.076	2.04 2.29
Coahuila	2.59	0.099	2.42 2.75	2.54	0.083	2.41 2.68	2.68	0.087	2.38 2.67
Colima	2.34	0.118	2.15 2.53	2.22	0.080	2.09 2.35	2.35	0.074	1.92 2.16
Chiapas	3.09	0.147	2.85 3.34	2.88	0.103	2.71 3.05	3.05	0.084	2.66 2.94
Chihuahua	2.50	0.093	2.35 2.66	2.22	0.080	2.08 2.35	2.35	0.086	2.06 2.35
Ciudad de México	2.08	0.077	1.95 2.21	1.44	0.060	1.34 1.54	1.54	0.055	1.25 1.43
Durango	2.95	0.105	2.77 3.12	2.41	0.084	2.27 2.55	2.55	0.072	2.21 2.45
Guanajuato	2.83	0.104	2.66 3.00	2.40	0.071	2.28 2.52	2.52	0.069	2.02 2.25
Guerrero	2.95	0.120	2.75 3.15	2.53	0.103	2.36 2.70	2.70	0.087	2.32 2.60
Hidalgo	2.49	0.119	2.29 2.68	2.22	0.082	2.08 2.36	2.36	0.067	2.00 2.22
Jalisco	2.87	0.115	2.68 3.06	2.28	0.069	2.17 2.39	2.39	0.070	2.08 2.31
México	2.36	0.106	2.19 2.54	2.08	0.076	1.96 2.21	2.21	0.068	1.71 1.93
Michoacán	2.56	0.126	2.36 2.77	2.37	0.071	2.25 2.49	2.49	0.071	2.20 2.43
Morelos	2.23	0.097	2.07 2.39	2.13	0.085	1.99 2.27	2.27	0.064	1.92 2.13
Nayarit	2.87	0.101	2.71 3.04	2.49	0.092	2.34 2.65	2.65	0.091	2.10 2.40
Nuevo León	2.41	0.094	2.26 2.57	2.11	0.084	1.97 2.25	2.25	0.073	1.88 2.13
Oaxaca	2.70	0.151	2.45 2.95	2.38	0.090	2.24 2.53	2.53	0.075	2.04 2.28
Puebla	2.61	0.099	2.45 2.77	2.38	0.072	2.27 2.50	2.50	0.069	2.11 2.34
Querétaro	2.61	0.097	2.46 2.77	2.15	0.077	2.03 2.28	2.28	0.060	1.83 2.03
Quintana Roo	2.54	0.102	2.37 2.71	2.11	0.079	1.98 2.24	2.24	0.071	1.89 2.13
San Luis Potosí	2.76	0.102	2.60 2.93	2.30	0.083	2.16 2.43	2.43	0.066	2.07 2.29
Sinaloa	2.43	0.088	2.29 2.58	2.15	0.070	2.04 2.27	2.27	0.069	2.03 2.25
Sonora	2.63	0.112	2.44 2.81	2.18	0.075	2.06 2.30	2.30	0.074	1.98 2.22
Tabasco	2.34	0.100	2.18 2.51	2.25	0.077	2.13 2.38	2.38	0.069	2.10 2.33
Tamaulipas	2.36	0.096	2.20 2.52	2.31	0.081	2.17 2.44	2.44	0.076	2.02 2.27
Tlaxcala	2.57	0.089	2.43 2.72	2.21	0.065	2.10 2.31	2.31	0.066	2.04 2.26
Veracruz	2.53	0.109	2.35 2.71	2.16	0.080	2.03 2.30	2.30	0.068	2.03 2.25
Yucatán	2.33	0.093	2.18 2.48	1.94	0.078	1.81 2.07	2.07	0.072	2.00 2.24
Zacatecas	3.06	0.130	2.85 3.28	2.62	0.082	2.48 2.75	2.75	0.078	2.58 2.83

Fuente: Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica 1992, 1997, 2006, 2009, 2014 y 2018.

como determinante del nivel de la fecundidad, pero la pendiente de la recta de regresión es cada vez menor, en la medida que pasa el tiempo y los niveles de fecundidad son más bajos. Por ejemplo, el valor de la pendiente se reduce de -11.9 en 2009 a -7.1 en 2014 y a -6.6 en 2018; también, el coeficiente de correlación desciende entre 2009 y 2014, de 0.306 a 0.160, aunque en la última encuesta el valor aumenta levemente (0.177). Estos resultados sugieren que, una vez alcanzado cierto nivel de uso, aumenta el peso de otros factores determinantes como sería la nupcialidad y las prácticas sexuales fuera de la unión. Asimismo el índice de mujeres usuarias de anticonceptivos podría no reflejar sutilezas de las diferencias en prácticas de uso entre entidades. Con estas salvedades, la proporción de usuarias es otro de los elementos que intervienen en el análisis de los niveles de fecundidad en las entidades.

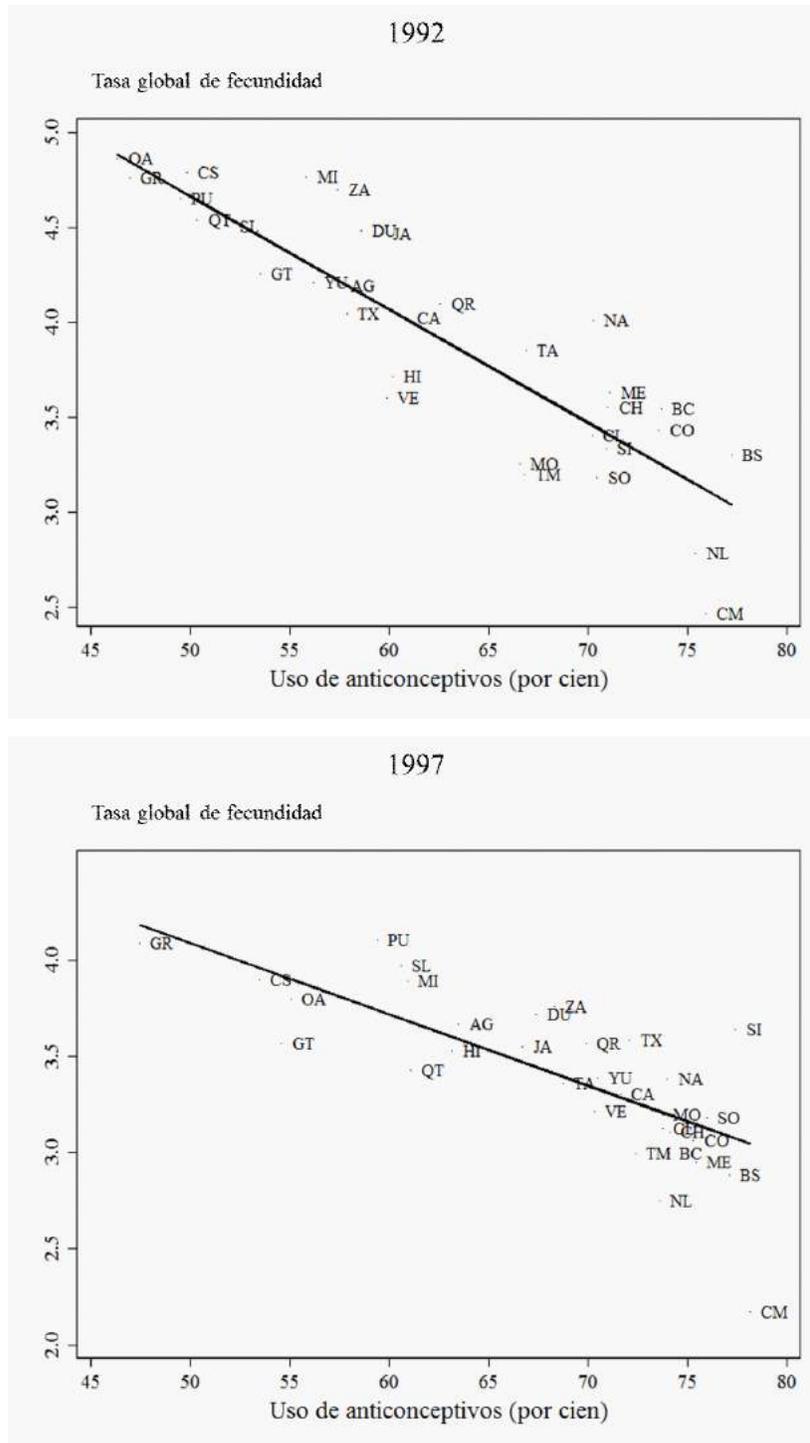
7.4 Nivel de la fecundidad en las entidades federativas 1990–2019

A continuación, presentamos estimaciones de la TGF de 1990 a 2019 obtenidas a partir de distintas fuentes y con diferentes metodologías para cada uno de los estados. A las estadísticas vitales y encuestas que ya mencionamos, añadimos dos estimaciones del nivel de la fecundidad con datos censales que se incluyen en el cuadro 7.3. Una de las estimaciones de la TGF se obtiene mediante los datos sobre la fecha de nacimiento del último hijo, con los que se calcula el número de nacimientos ocurridos en los 12 meses anteriores al mes del levantamiento censal, según la edad de la madre al momento del censo, y la otra consiste en la paridad media de las mujeres de 45 a 49 años en las enumeraciones censales. En estas edades, las paridades constituyen las descendencias finales de las cohortes de nacimiento presentes en los censos, que suponemos reflejan en buena medida los valores de las TGF de los años cuando ellas tenían la edad media a la maternidad (en torno de los 28 años). Así, por ejemplo, la fecundidad acumulada de las mujeres de 45 a 49 años (con 47 años como edad central) en 1990 es una aproximación del valor de la TGF 19 años antes, en 1971; con los datos de la enumeración de 2020, se obtiene la aproximación de la tasa en 2001.

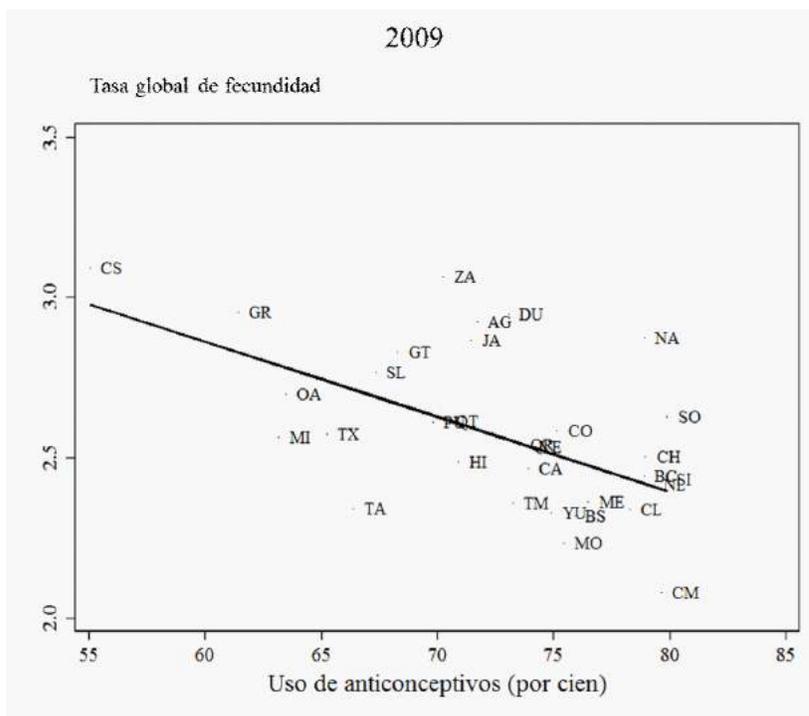
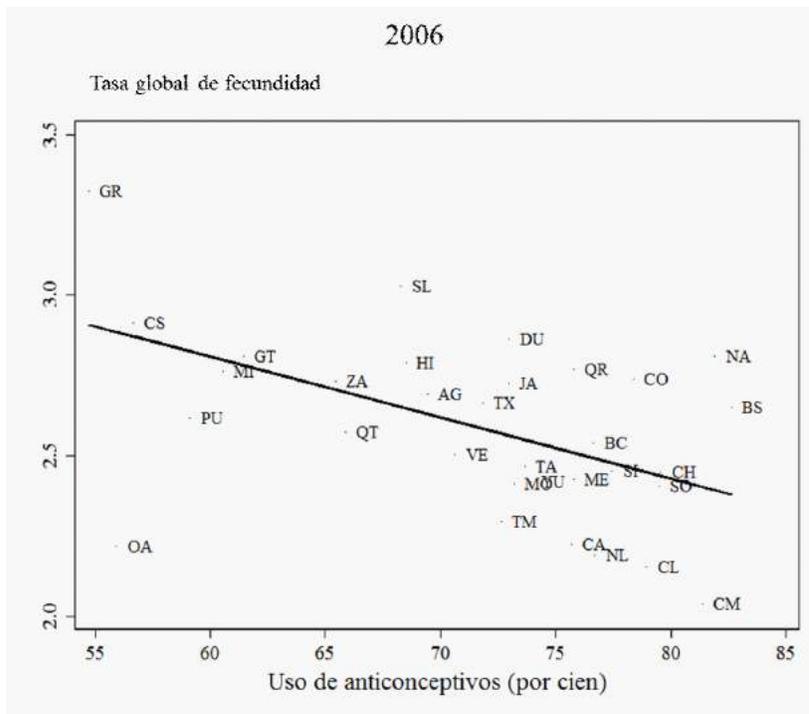
Estas estimaciones censales tienen ventajas y limitaciones. Las principales ventajas del método del último hijo nacido vivo es su actualidad, el contar con el numerador y el denominador de las tasas de la misma fuente y su carácter universal. La mayor ventaja de la paridad es que proviene de una información sencilla de captar, por lo que su calidad es en general buena, y proporciona elementos sobre el nivel de la fecundidad para años más distantes, cuando la información es más escasa y tiene mayores deficiencias. Ambas estimaciones censales constituyen puntos de apoyo importantes de los valores propuestos del nivel de la fecundidad en las entidades federativas.

También se incluyeron las tasas que se obtienen con los datos del certificado de nacimiento y la población femenina del capítulo 6, para los años de 2009 a 2019, las cuales se presentan en el cuadro 7.4. La cobertura del certificado fue cada vez mayor en los primeros años, de manera que el número de nacimientos registrados y el valor de la TGF alcanza frecuentemente su máximo en 2012 o los años contiguos, cuando empieza

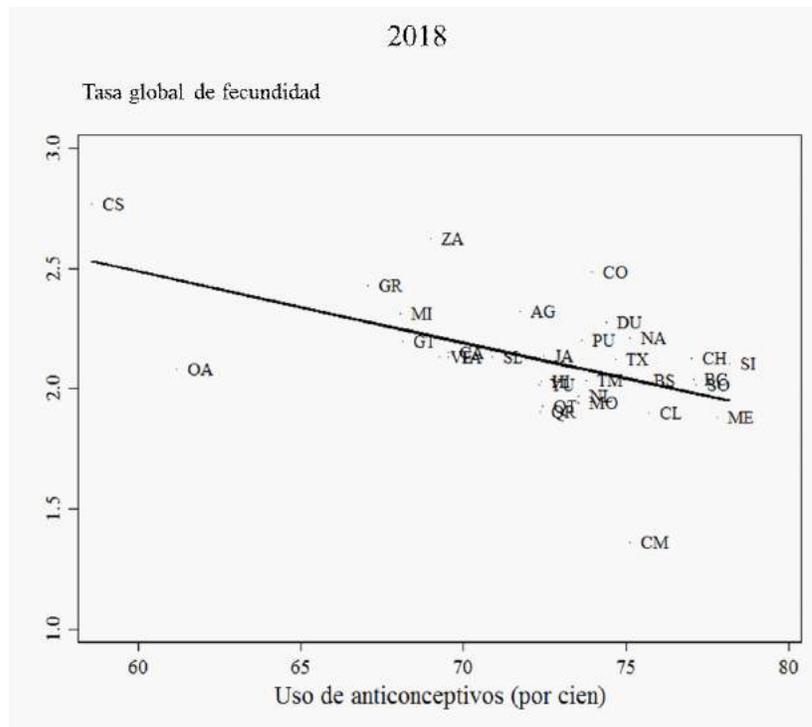
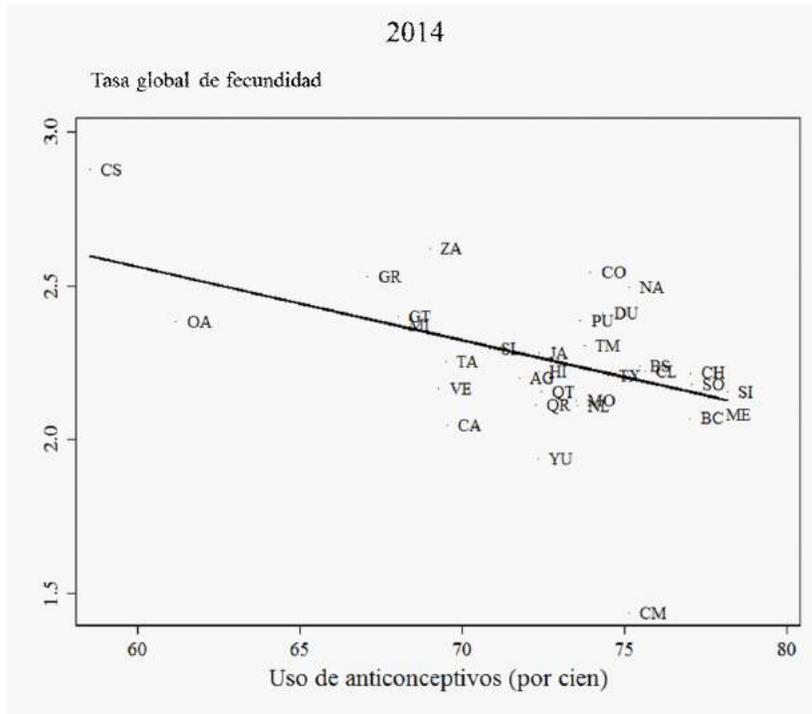
Gráfica 7.2. Correlación entre las tasas globales de fecundidad y el porcentaje de usuarias de anticonceptivos, ENADID 1992-2018



Gráfica 7.2.
(Continúa)



Gráfica 7.2.
(Concluye)



Fuente: Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica 1992-2014.

Cuadro 7.3. Tasas globales de fecundidad del último hijo en los censos de 2000, 2010 y 2020 y la encuesta 2015 y paridades promedio de mujeres de 45 a 49 años en las enumeraciones de 1990 a 2020

Entidad federativa	Tasa global de fecundidad del último hijo					Paridades promedio de mujeres de 45 a 49 años					
	1999	2009-2010	2015	2019	2020	1990	2000	2005	2010	2015	2020
República Mexicana	2.83	2.35	2.22	1.97		5.57	4.42	3.72	3.33	2.95	2.62
Aguascalientes	3.06	2.56	2.46	2.30		6.44	4.79	3.97	3.52	3.11	2.78
Baja California	2.82	2.19	2.01	1.60		5.18	3.89	3.34	3.06	2.78	2.55
Baja California Sur	2.73	2.35	2.21	1.95		5.46	3.88	3.26	2.98	2.72	2.49
Campeche	2.82	2.34	2.33	2.05		5.56	4.71	3.90	3.54	3.13	2.67
Coahuila	2.76	2.47	2.54	2.16		5.52	4.03	3.42	3.10	2.86	2.61
Colima	2.74	2.23	2.13	1.87		6.09	4.31	3.54	3.13	2.76	2.50
Chiapas	3.55	3.06	2.91	2.86		5.87	5.32	4.73	4.31	3.79	3.42
Chihuahua	2.92	2.49	2.27	1.96		5.35	4.05	3.41	3.10	2.84	2.65
Ciudad de México	1.99	1.68	1.54	1.25		4.02	2.97	2.54	2.32	2.07	1.90
Durango	2.99	2.83	2.62	2.24		6.51	4.99	4.10	3.63	3.22	2.91
Guanajuato	3.34	2.40	2.30	2.04		6.78	5.27	4.39	3.81	3.28	2.78
Guerrero	3.84	2.90	2.59	2.46		6.03	5.56	4.82	4.32	3.81	3.39
Hidalgo	2.86	2.37	2.12	1.87		5.86	4.84	3.95	3.50	3.09	2.69
Jalisco	2.94	2.34	2.29	1.92		6.01	4.60	3.83	3.38	3.01	2.66
México	2.66	2.20	2.00	1.72		5.41	4.17	3.50	3.13	2.74	2.46
Michoacán	3.17	2.56	2.49	2.34		6.54	5.34	4.43	3.84	3.35	2.88
Morelos	2.69	2.19	2.05	1.76		5.33	4.15	3.55	3.16	2.86	2.52
Nayarit	3.17	2.46	2.44	2.20		6.39	4.82	3.95	3.46	3.08	2.78
Nuevo León	2.54	2.30	2.18	2.02		5.08	3.69	3.11	2.82	2.59	2.41
Oaxaca	3.28	2.55	2.38	2.30		5.64	5.28	4.52	4.04	3.51	3.06
Puebla	3.24	2.50	2.31	2.18		5.87	5.03	4.28	3.79	3.31	2.85
Querétaro	3.00	2.29	2.13	1.80		6.38	4.89	4.05	3.54	3.06	2.55
Quintana Roo	2.97	2.36	2.14	2.01		5.76	4.54	3.80	3.31	2.96	2.50
San Luis Potosí	3.20	2.49	2.26	2.02		6.24	5.13	4.29	3.83	3.37	2.90
Sinaloa	2.85	2.32	2.29	2.10		6.20	4.50	3.74	3.26	2.91	2.69
Sonora	2.74	2.47	2.22	1.92		5.35	3.92	3.37	3.09	2.86	2.66
Tabasco	2.86	2.35	2.31	2.18		6.07	4.99	4.09	3.62	3.06	2.72
Tamaulipas	2.65	2.50	2.36	2.01		5.17	3.88	3.26	2.99	2.70	2.48
Tlaxcala	2.99	2.42	2.21	1.99		6.15	4.85	4.03	3.54	3.05	2.67
Veracruz	2.74	2.24	2.22	1.87		5.36	4.40	3.67	3.29	2.92	2.56
Yucatán	2.81	2.13	2.23	1.90		5.10	4.41	3.81	3.36	2.97	2.52
Zacatecas	3.26	2.67	2.59	2.40		7.46	5.72	4.55	3.87	3.37	2.94

Fuente: Censos de población 1990, 2000, 2010 y 2020 y encuesta intercensal 2015.

el descenso como resultado de la tendencia en el la fecundidad. Las principales ventajas de esta fuente son que es continua, universal y actualizada. No obstante su cobertura es desigual no solo en el tiempo sino también entre las entidades, de manera que las estimaciones en algunas son plausibles mientras que en otras no lo son; donde la fecundidad es más elevada y la población vive en localidades aisladas con acceso limitado a los servicios de salud la omisión de los nacimientos es importante. Por ejemplo, durante estos once años observados, en ninguna entidad el valor de la TGF es superior a 2.5 hijos por mujer y son varias las entidades que están por debajo del reemplazo poblacional. Esta serie representa una cota inferior en el caso de todas las entidades.

A partir de estas valoraciones, se hace un comentario sobre la situación en cada una de las entidades, y se proponen valores plausibles de la TGF para el período 1990–2019. En los resultados, el nivel de las estimaciones elaboradas a partir de las encuestas y de los censos coincide en ocasiones con las obtenidas de las estadísticas vitales y en otros casos no, ya sea que se encuentran por encima o por debajo de los valores de estas series que proporcionan una buena idea del ritmo del descenso. No analizamos todas las estimaciones para cada una de las entidades federativas porque se haría una redacción sumamente reiterativa, además de las limitaciones de espacio.

También queremos advertir que, dados los intervalos de confianza tan amplios en la ENADID 2006, con mucha frecuencia las estimaciones que se desprenden de esta encuesta no se encuentran en la tendencia señalada por las demás encuestas y datos censales. Como referencia incluimos su valor, pero no lo analizamos en el caso de cada entidad federativa. En el anexo E damos una descripción detallada de la selección de la TGF de cada entidad federativa.

7.5 Nivel de la fecundidad propuesto para el ejercicio de conciliación

Con base en el análisis que se hace en el anexo E, obtuvimos los valores de las tasas globales de fecundidad que propusimos para cada una de las entidades federativas en 1990, 1995, 2000, 2005, 2010, 2015 y 2019. Como se mencionó en el anexo E, se tomaron en cuenta las estimaciones obtenidas de las historias de embarazos de las encuestas, la fecha de nacimiento del último hijo de los censos de población y la paridad de las mujeres de 40 a 49 años en los censos. En las estimaciones que sirven de base al análisis, con el objeto de tener una noción de tendencia continua, también se incluyó a las estimaciones de las estadísticas vitales y del certificado de nacimiento. En todos los casos tomamos en cuenta el nivel de uso de anticonceptivos. En el cuadro 7.5 presentamos los valores propuestos.

Una vez elegidas las tasas globales de fecundidad, es necesario sobreponerles una estructura por edad de tasas específicas por edad. Se tomó la composición etaria de las tasas obtenidas de las estadísticas vitales con el registro hasta a los 4 años de edad, considerando que, por el volumen de los nacimientos en el numerador de la tasa, la estructura por edad debe ser adecuada y no ocasionar distorsiones en la estructura por edad de la fecundidad en las entidades federativas.

Cuadro 7.4 Tasa global de fecundidad con el certificado de nacimiento por edad de la madre al parto y entidad federativa de ocurrencia, 2009-2019

Entidad federativa	Año										
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
República Mexicana	2.04	2.04	2.12	2.14	2.12	2.10	2.06	1.99	1.97	1.85	1.78
Agascalientes	2.49	2.43	2.50	2.48	2.43	2.39	2.36	2.32	2.30	2.12	2.04
Baja California	2.04	1.95	1.96	2.01	1.94	1.89	1.84	1.76	1.74	1.62	1.51
Baja California Sur	2.17	2.20	2.15	2.16	2.07	2.06	2.00	1.92	1.87	1.83	1.72
Campeche	1.91	2.02	2.00	2.05	2.09	2.05	2.10	1.95	1.83	1.69	1.76
Coahuila	2.30	2.25	2.31	2.39	2.42	2.41	2.43	2.35	2.28	2.15	2.04
Colima	2.11	2.02	2.13	2.10	2.00	1.99	1.87	1.80	1.79	1.75	1.69
Chiapas	1.73	1.72	1.89	1.93	1.96	2.00	2.01	1.89	1.96	1.64	1.80
Chihuahua	2.00	2.08	2.10	2.09	2.05	2.01	2.05	2.02	2.00	1.86	1.73
Ciudad de México	1.60	1.66	1.76	1.80	1.77	1.77	1.69	1.60	1.51	1.36	1.30
Durango	2.38	2.46	2.49	2.47	2.47	2.37	2.37	2.34	2.29	2.14	2.02
Guanajuato	2.36	2.37	2.36	2.35	2.27	2.22	2.20	2.17	2.19	2.09	1.98
Guerrero	1.86	1.87	2.08	2.13	2.18	2.16	2.11	2.08	2.05	2.04	1.96
Hidalgo	2.06	2.09	2.10	2.07	2.13	2.05	2.02	1.91	1.87	1.76	1.65
Jalisco	2.08	2.17	2.32	2.30	2.26	2.24	2.15	2.08	2.06	1.89	1.85
México	2.18	2.05	2.10	2.14	2.08	2.04	1.97	1.93	1.91	1.76	1.66
Michoacán	2.20	2.23	2.31	2.43	2.40	2.32	2.27	2.20	2.23	2.09	2.11
Morelos	1.90	2.02	2.02	2.04	2.05	2.01	1.98	1.94	1.87	1.69	1.63
Navarrit	2.28	2.23	2.28	2.28	2.28	2.15	2.06	2.00	2.02	1.87	1.81
Nuevo León	1.86	1.94	2.06	1.97	2.07	2.12	2.16	2.11	2.04	1.96	1.86
Oaxaca	1.69	1.89	2.06	2.12	2.15	2.20	2.15	2.12	2.08	2.07	1.94
Puebla	2.20	2.22	2.29	2.34	2.30	2.23	2.25	2.21	2.23	2.11	2.03
Querétaro	2.18	2.19	2.26	2.26	2.20	2.20	2.16	2.07	2.03	1.94	1.82
Quintana Roo	2.16	1.83	1.93	2.03	2.01	2.02	2.00	1.89	1.84	1.69	1.69
San Luis Potosí	2.19	2.22	2.19	2.19	2.14	2.17	2.12	2.06	2.04	1.98	1.91
Sinaloa	2.17	2.20	2.21	2.17	2.13	2.05	1.99	1.98	2.00	1.85	1.81
Sonora	2.10	1.87	2.11	2.10	2.00	2.00	1.95	1.77	1.87	1.73	1.69
Tabasco	2.40	2.36	2.37	2.30	2.37	2.28	2.33	2.20	2.13	2.03	1.92
Tamaulipas	2.26	2.23	2.19	2.13	2.08	2.08	2.09	2.01	1.96	1.89	1.82
Tlaxcala	2.30	2.24	2.34	2.43	2.31	2.23	2.18	2.11	2.12	2.07	1.95
Veracruz	1.74	1.75	1.88	1.96	2.01	1.97	1.90	1.80	1.76	1.72	1.61
Yucatán	1.96	1.92	1.88	1.97	1.94	1.98	1.99	1.85	1.82	1.78	1.67
Zacatecas	2.29	2.34	2.34	2.37	2.40	2.33	2.32	2.32	2.33	2.20	2.10

Fuente: Certificado de Nacimiento, 2009 a 2019.

Cuadro 7.5. Tasas globales de fecundidad iniciales seleccionadas, 1990-2019

Entidad federativa	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2019
Aguascalientes	4.11	3.51	3.07	2.68	2.53	2.33	2.10
Baja California	3.25	2.79	2.65	2.23	2.05	1.89	1.62
Baja California Sur	3.18	2.80	2.73	2.42	2.31	2.01	1.78
Campeche	3.73	3.19	2.59	2.22	2.24	2.14	1.83
Coahuila	3.35	2.93	2.78	2.45	2.40	2.42	2.10
Colima	3.41	2.83	2.41	2.25	2.21	1.92	1.73
Chiapas	4.81	4.33	3.73	3.28	3.23	3.08	2.89
Chihuahua	3.04	2.76	2.74	2.40	2.23	1.99	1.86
Ciudad de México	2.77	2.34	2.07	1.91	1.87	1.71	1.37
Durango	3.97	3.49	3.07	2.69	2.70	2.46	2.11
Guanajuato	4.16	3.56	3.09	2.58	2.41	2.20	2.08
Guerrero	5.16	4.71	3.76	3.18	2.93	2.54	2.46
Hidalgo	3.96	3.39	2.79	2.46	2.34	2.06	1.74
Jalisco	3.88	3.23	2.88	2.50	2.42	2.23	1.98
México	3.25	2.81	2.61	2.45	2.28	2.03	1.76
Michoacán	4.39	3.56	3.01	2.62	2.59	2.37	2.22
Morelos	3.55	2.79	2.43	2.24	2.12	1.93	1.73
Nayarit	3.80	3.20	2.75	2.52	2.53	2.15	1.86
Nuevo León	2.84	2.56	2.60	2.30	2.25	2.16	1.98
Oaxaca	4.57	4.13	3.26	2.90	2.62	2.35	2.16
Puebla	4.35	3.81	3.26	2.88	2.62	2.34	2.14
Querétaro	4.37	3.55	2.92	2.54	2.35	2.20	1.90
Quintana Roo	3.87	3.13	2.69	2.27	2.17	2.02	1.87
San Luis Potosí	4.19	3.63	3.17	2.73	2.44	2.21	2.00
Sinaloa	3.56	3.27	2.75	2.46	2.35	2.07	1.95
Sonora	3.26	2.95	2.82	2.46	2.29	2.01	1.79
Tabasco	3.85	3.18	2.76	2.57	2.35	2.25	2.02
Tamaulipas	3.09	2.70	2.56	2.30	2.20	2.07	1.89
Tlaxcala	4.28	3.58	3.07	2.65	2.43	2.22	2.07
Veracruz	3.35	2.98	2.63	2.32	2.23	2.01	1.76
Yucatán	3.81	3.18	2.69	2.15	2.10	1.99	1.77
Zacatecas	4.29	3.60	3.10	2.76	2.71	2.48	2.29

Fuente: Selección con base en los cuadros 7.1, 7.2, 7.3 y 7.4.

7.6 Tasas de fecundidad por edad para cada año del período 1970–2019

Para la fecundidad estatal previa a 1990 solo disponemos de las estadísticas vitales y métodos indirectos aplicados a los censos de población. Incluso, solo se cuenta con las bases de microdatos del registro de nacimientos a partir de 1985, con lo cual, no es posible tener estimaciones de los nacimientos registrados hasta 4 o 7 años de edad para las cohortes de nacimiento previas a la de 1985. Y en las estadísticas vitales previas a este año, los problemas inherentes al registro tardío, el registro múltiple y la omisión se recrudecen cada vez más conforme nos alejamos en el tiempo, sobre todo en los estados donde era más frecuente la falta de oficialías del registro civil.

Si bien una alternativa sería restringir la ventana temporal al periodo 1990–2019, elegimos la ampliación hasta 1970 porque ofrece la ventaja de una mayor cantidad de información para establecer las hipótesis sobre el futuro comportamiento del fenómeno en la eventual elaboración de proyecciones de población.

De un trabajo previo (Mier y Terán y Partida, 2001), contamos con estimaciones plausibles de las tasas específicas por edad para los quinquenios naturales de 1970 a 1989, intervalo que nos permite completar el periodo prefijado.

Hasta aquí, solo disponemos de once observaciones puntuales, y las necesitamos para cada uno de los 50 años. La estimación anual se describe a continuación.

Dentro de cada intervalo quinquenal (o el trianual 1987–1990), interpolamos linealmente —con respecto al tiempo— cada una de las tasas de fecundidad por edad y entidad federativa de manera independiente. Una vez que se cuenta con las tasas para cada año, al multiplicarlas por la población femenina a mitad del año (capítulo 6), se tiene una primera estimación de los nacimientos, cuya suma sobre los siete grupos quinquenales nos da el total de nacimientos en cada entidad federativa. Al sobreponer esa distribución estatal al total nacional de la conciliación demográfica del capítulo 5, se tiene el total de nacimientos en cada entidad federativa, consistente con el monto total del país.

Para cada año calendario, considérese un arreglo bivariado, donde los renglones son los siete grupos quinquenales de edades fértiles, y las columnas corresponden a los estados. De la conciliación nacional del capítulo 5, disponemos de los marginales por renglón, nominalmente el total de nacimientos de cada grupo de edad fértil ocurridos en el país. También contamos con los marginales por columna, ya que corresponden al total estimado en el párrafo anterior.

Una vez que tenemos los dos tipos de marginales, mediante el procedimiento de asignación biproporcional iterativa (véase el anexo A) obtenemos las celdas del arreglo, es decir, los nacimientos para cada grupo quinquenal de edad fértil y entidad federativa para cada año particular. El arreglo inicial, para iniciar el proceso iterativo de asignación biproporcional, es la primera estimación de los nacimientos mencionada arriba.

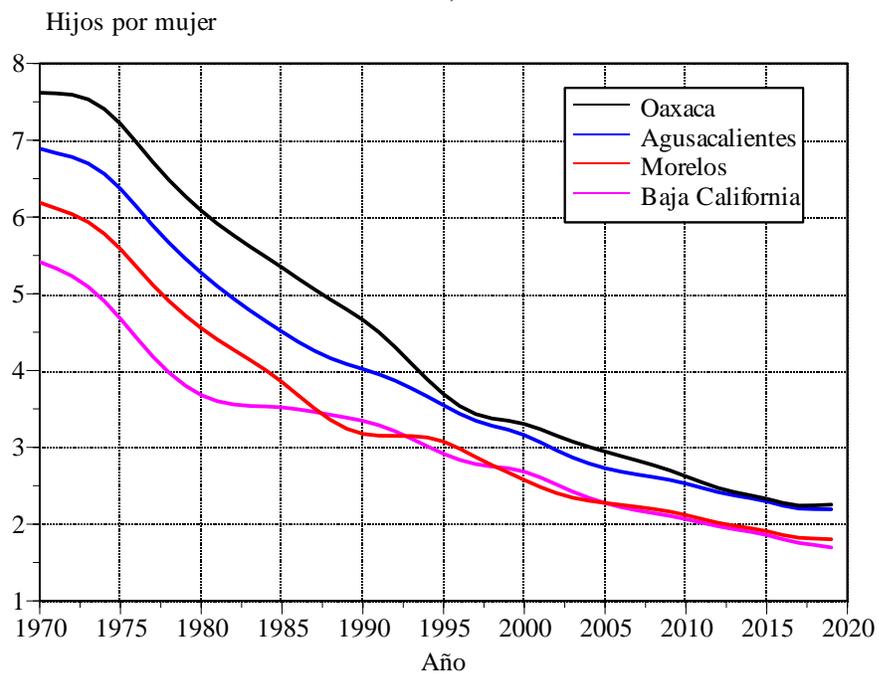
Los nacimientos resultantes del proceso iterativo son la valoración definitiva, y el cociente que resulta de dividirlos entre la población femenina del capítulo 6, son las tasas de fecundidad por edad definitivas. En el cuadro 7.6 se reproducen las tasas globales de fecundidad para diez años apartados en lustros, y en el gráfica 7.3 se muestra la

Cuadro 7.6. Tasas globales de fecundidad definitivas, 1970-2019

Entidad federativa	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2019
República Mexicana	6.51	5.90	4.84	4.19	3.66	3.16	2.85	2.55	2.37	2.14	2.02
Aguascalientes	6.89	6.37	5.27	4.51	4.02	3.55	3.16	2.73	2.53	2.30	2.19
Baja California	5.42	4.68	3.68	3.52	3.34	2.92	2.68	2.27	2.07	1.86	1.70
Baja California Sur	5.78	5.05	4.09	3.51	3.15	2.81	2.69	2.54	2.30	1.98	1.85
Campeche	6.39	5.80	4.76	4.25	3.85	3.21	2.70	2.45	2.24	2.10	1.91
Coahuila	5.91	5.21	4.20	3.67	3.31	2.98	2.80	2.53	2.42	2.27	2.18
Colima	6.35	5.75	4.69	3.91	3.29	3.01	2.55	2.29	2.20	1.89	1.79
Chiapas	7.33	6.81	5.78	5.15	4.58	3.83	3.59	3.38	3.20	3.01	2.99
Chihuahua	5.95	5.28	4.25	3.69	3.40	3.02	2.77	2.46	2.24	1.96	1.91
Ciudad de México	5.47	4.73	3.78	3.09	2.47	2.12	2.03	1.97	1.87	1.65	1.41
Durango	6.86	6.34	5.25	4.62	4.28	3.61	3.16	2.91	2.69	2.42	2.20
Guajuato	7.00	6.49	5.40	4.69	4.09	3.46	3.13	2.63	2.41	2.17	2.12
Guerrero	7.59	7.15	6.05	5.36	4.62	3.95	3.67	3.24	2.92	2.69	2.56
Hidalgo	7.06	6.55	5.47	4.58	3.65	3.38	2.92	2.53	2.33	2.03	1.81
Jalisco	7.03	6.53	5.42	4.73	4.27	3.46	2.99	2.55	2.42	2.19	2.07
México	6.22	5.60	4.56	3.93	3.47	2.88	2.65	2.50	2.30	2.01	1.83
Michoacán	7.41	6.95	5.82	5.13	4.58	3.78	3.14	2.67	2.58	2.34	2.29
Morelos	6.19	5.58	4.55	3.85	3.18	3.07	2.57	2.28	2.12	1.91	1.80
Nayarit	6.72	6.17	5.10	4.41	3.86	3.28	2.86	2.68	2.52	2.13	1.94
Nuevo León	5.56	4.83	3.85	3.21	2.74	2.64	2.57	2.37	2.24	2.10	2.06
Oaxaca	7.62	7.21	6.08	5.34	4.66	3.69	3.30	2.94	2.62	2.33	2.25
Puebla	7.51	7.09	5.97	5.26	4.50	3.96	3.38	2.93	2.62	2.31	2.23
Querétaro	7.28	6.82	5.70	4.98	4.33	3.35	2.97	2.60	2.36	2.16	1.98
Quintana Roo	6.02	5.39	4.36	4.12	3.88	3.45	2.83	2.31	2.17	1.99	1.93
San Luis Potosí	7.44	7.01	5.89	5.10	4.35	3.84	3.28	2.78	2.44	2.17	2.09
Sinaloa	6.09	5.45	4.41	3.80	3.24	3.08	2.81	2.50	2.34	2.04	1.98
Sonora	5.86	5.17	4.15	3.54	3.10	3.05	2.85	2.52	2.29	1.99	1.87
Tabasco	6.58	6.03	4.96	4.26	3.70	3.24	2.85	2.61	2.34	2.22	2.10
Tamaulipas	5.81	5.13	4.12	3.48	3.09	2.89	2.63	2.36	2.21	2.03	1.97
Tlaxcala	7.00	6.49	5.42	4.71	3.94	3.46	3.11	2.71	2.44	2.20	2.14
Veracruz	6.43	5.86	4.81	4.10	3.48	3.11	2.73	2.37	2.23	1.98	1.84
Yucatán	6.50	5.91	4.84	4.33	4.03	3.29	2.79	2.22	2.10	1.96	1.84
Zacatecas	7.63	7.22	6.07	5.29	4.52	3.66	3.19	2.81	2.70	2.45	2.38

Fuente: Cuadro 7.5 y conciliación de la población estatal del capítulo 6.

Gráfica 7.3. Tasas globales de fecundidad para cuatro estados seleccionados, 1970-2019



Fuente: Cuadro 7.6.

tendencia de los cuatro estados que reflejan cuatro velocidades diferentes de descenso de la fecundidad.

8. La mortalidad estatal

Los problemas en la declaración de la edad y la cobertura de las defunciones para el agregado nacional, corregidos en el capítulo 2, se recrudecen en el ámbito estatal, dada la complejidad que implican las diferencias en ambas irregularidades en las entidades federativas.

La mortalidad en los primeros años de vida se puede estimar a partir de la aplicación de métodos indirectos, ya que el escaso número de defunciones en las historias de embarazos de las ENADID impide una estimación confiable del fenómeno para los estados. En la población de cinco años o más de edad, en cambio, se deben usar los decesos de las estadísticas vitales, los cuales presentan una imprecisión adicional: la ubicación de la residencia del eventual difunto (numerador de la tasa) no siempre se equipara a la correspondiente en los censos de población (denominador).

Las estimaciones iniciales de los niveles y tendencias de la mortalidad estatal se hacen para los diez lustros naturales del periodo 1970–2019. Se comienza de manera quinquenal, para dar mayor representatividad numérica a las defunciones de las estadísticas vitales, sobre todo en los estados con menor monto de habitantes, y para una mejor aplicación de los métodos indirectos. Una vez obtenidos los niveles de la mortalidad, se desagregan anualmente de 1970 a 2019, empleando para ello procedimientos de interpolación y las estimaciones previas de población (capítulo 6) y defunciones nacionales (capítulo 5). De la estimación definitiva de las muertes se deducen las tasas y las probabilidades de mortalidad.

Con el fin de asimilar las estimaciones a la realidad del país, en la primera sección creamos un modelo de mortalidad para México con base en las estimaciones nacionales del capítulo 2.

8.1 Un modelo de mortalidad

Lee y Carter (1992) propusieron un modelo para proyectar la mortalidad en los pronósticos probabilísticos, en boga en la actualidad en muchos países.¹

Si $q_x(t)$ es la probabilidad de fallecer entre las edades exactas x y $x + 1$ en el año t , la propuesta de Lee y Carter es:

$$\ln \{q_x(t)\} = \alpha_x + \beta_x \times g_t \quad (8.1)$$

¹Para el caso de México se pueden consultar, entre varios trabajos, García y Ordorica (2012) y Partida y García (2018).

Considérese un arreglo bivariado donde los renglones son la edad y las columnas el tiempo. El vector α_x se valora, comúnmente, como la media del logaritmo de cada la probabilidad de los años considerados. Los vectores de edad β_x y de tiempo g_t se obtienen mediante el algoritmo de descomposición en valores singulares del arreglo bivariado.

En el caso de las previsiones futuras de la mortalidad, se proyectan los valores de g_t para cada año futuro que abarquen las proyecciones demográficas. En nuestro caso, en vez de hacerlo función del tiempo, corresponde al valor que, bajo (8.1), reproduce alguna medida de la tabla de mortalidad, como una esperanza de vida o una tasa o probabilidad de fallecer. Es de esta última forma que empleamos (8.1) adelante en el capítulo. Los valores de α_x y β_x se obtuvieron de la mortalidad nacional, estimada en el capítulo 2, para los setenta años del periodo 1950–2019.

8.2 Mortalidad en la primera infancia

Los problemas de subregistro en las defunciones infantiles y en la población menor de tres años de edad, así como la baja representatividad de las historias de embarazos de las encuestas por muestreo en el ámbito estatal, dejan a los métodos indirectos de estimación como alternativa viable para obtener los niveles de mortalidad en la primera infancia en las entidades federativas.

Los métodos de estimación indirecta consisten en transformar las proporciones de hijas nacidas vidas e hijos nacidos vivos que han fallecido al momento del censo o conteo, de mujeres de 15 a 49 años de edad clasificadas en intervalos etarios quinquenales (United Nations, 1983) en probabilidades de fallece en el primer año de vida; sin embargo, existe evidencia que antes de 25 años de edad las estimaciones pueden estar sesgadas, ya que hay cierto grado de selectividad en las mujeres de 15 a 24 años (Hill, 1991).

En el capítulo 2 identificamos que los niveles de mortalidad, derivados de la información sobre hijas vivas e hijos vivos en los censos de 2000 y 2010, sobrestiman los niveles de la mortalidad en la primera infancia, si aceptamos válidos los desprendidos de las historias de embarazos de las ENADID y los datos del censo de 1990 y el conteo de 2005. No obstante, es inevitable usarlos, pues de lo contrario no disponemos de información de base para los cinco lustros. En realidad, sólo necesitamos las diferencias estatales, ya que las estimaciones definitivas se van a proporcionar a los valores nacionales previamente establecidos. Así, suponemos que las diferencias entre las entidades federativas son adecuadas en los censos de 2000 y 2010.

Las versiones más recientes de los métodos indirectos permiten además ubicar los niveles en fechas previas al censo o encuesta (United Nations, 1983), con lo cual podemos asentarlos en los diez quinquenios de nuestro interés.

Después de una inspección detallada de la ubicación temporal de las estimaciones y la relación entre fechas contiguas de ocurrencia, seleccionamos como valores iniciales: para 1970–1974, 1975–1979, 1980–1984 y 1985–1989 y las probabilidades corresponden a las derivadas de la descendencia de las mujeres de 40–44, 35–39, 30–34 y 25–29 años en el censo de 1990; para 1990–1994 y 1995–1999 de las mujeres de 30–34 y 25–29 años en el censo de 2000; y para los cuatro quinquenios restantes de las mujeres de 25–29 años del

conteo de 2005, el censo de 2010, la encuesta de 2015 y el censo de 2020, respectivamente. Igual que en el caso nacional, se eligió el modelo Oeste de Coale y Demeny (1983) para la aplicación del método indirecto.

Denotemos por $D_{0,i}$ a las defunciones infantiles ocurridas en el estado i en cualquiera de los cinco quinquenios, por B_i a los nacimientos ocurridos y por D_0 y B a los valores nacionales. Sean $q_{0,i}$ y q_0 las probabilidades de fallecer en el primer año de vida en el estado i y para el total del país, respectivamente. Dado que $q_{0,i} = D_{0,i}/B_i$, o bien, $D_{0,i} = B_i q_{0,i}$, y se espera que la suma de las muertes infantiles sobre las 32 entidades federativas sea igual al total nacional, tenemos:

$$D_0 = \sum_{i=1}^{32} D_{0,i} = \sum_{i=1}^{32} B_i q_{0,i}$$

y la tasa de mortalidad infantil nacional es:

$$q_0 = \frac{D_0}{B} = \frac{\sum_{i=1}^{32} B_i q_{0,i}}{B} = \sum_{i=1}^{32} \left(\frac{B_i}{B} \right) q_{0,i} = \sum_{i=1}^{32} w_i q_{0,i} \quad (8.2)$$

porque los nacimientos nacionales no dependen matemáticamente del subíndice i y por ende actúan como escalar bajo la sumatoria, y w_i es la distribución estatal del total de nacimientos del país, la cual se tiene de las estimaciones de fecundidad y natalidad del capítulo 7.

Las estimaciones indirectas $\tilde{q}_{0,i}$ no satisfacen (8.2), pero si suponemos que conservan la verdadera relación entre las entidades federativas, podemos incorporar un factor de corrección k igual para todos los estados:

$$q_{0,i} = k \tilde{q}_{0,i} \quad (8.3)$$

que al introducirlo en (8.2):

$$q_0 = \sum_{i=1}^{32} w_i k \tilde{q}_{0,i}$$

y despejar:

$$k = \frac{q_0}{\sum_{i=1}^{32} w_i \tilde{q}_{0,i}} \quad (8.4)$$

Cabe preguntarse, si las tasas de mortalidad infantil estimadas con el método indirecto efectivamente guardan concordancia con el nivel de vida de las entidades federativas, ya que, antes de alcanzar el primer aniversario, las condiciones de vida en que se desenvuelve el infante son determinantes para su supervivencia. Para cotejar esa relación, construimos un índice de bienestar que abarca tanto condiciones de infraestructura de las unidades

territoriales, como el acceso a la educación y al potencial de consumo de los hogares, visto este último a través de las remuneraciones al trabajo.

El acceso a la educación se contabilizó con el porcentaje de niñas, niños y adolescentes de 6 a 14 años de edad que asisten a la escuela y la proporción de personas de 15 años o más de edad con educación primaria terminada o más. Las condiciones materiales de vida óptimas se concretizan, por un lado, en una vivienda digna y, por el otro, en recursos monetarios suficientes para cubrir los gastos en alimentación, vestido, transporte, educación, salud y esparcimiento. Como indicadores de una vivienda adecuada se tomaron: el porcentaje de ocupantes en viviendas particulares con paredes firmes (adobe, tabique, ladrillo, block, piedra, cantera, cemento o concreto), con piso diferente de tierra, sin hacinamiento (dos personas o menos por dormitorio), con agua entubada dentro del predio, con servicio sanitario, con drenaje y con energía eléctrica.

Se consideró que tres salarios mínimos, como retribución al trabajo, eran suficientes para satisfacer las demandas materiales para una supervivencia decorosa en 2000. La cota se fijó de acuerdo con el siguiente razonamiento. Con base en la información del censo de 2000 y un modelo estadístico de determinantes se clasificaron a los hogares censados de acuerdo a si superaban o no la línea de pobreza de patrimonio establecida por SEDESOL (2002: 9), la cual determina la posibilidad de cubrir los gastos familiares en alimentación, vestido, transporte, educación, salud y esparcimiento. En los hogares en situación de pobreza, la retribución promedio a la población económicamente activa ocupada era de 2.6 salarios mínimos; en las familias que no pasaban privaciones de 4.1 salarios mínimos; así, se estableció 3 como el número de salarios mínimos requeridos para satisfacer las necesidades materiales de la población.

Las variables utilizadas fueron captadas en los cinco de los seis censos de población que empleamos aquí (1970, 1990, 2000, 2010 y 2020), el conteo de 2005 y la Encuesta Intercensal de 2015, y son comparables en el tiempo —salvo leves modificaciones.² No obstante, para hacer comparables las remuneraciones al trabajo, es necesario convertirlas a precios constantes, para lo cual tomamos 2000 como año base: dado que el Índice Nacional de Precios al Consumidor aumentó 5.6 veces de marzo de 1990 a febrero de 2000, la capacidad de compra de 3 salarios mínimos de 2000 equivale a 2 salarios mínimos de 1990, y bajo un razonamiento similar, a un salario mínimo de 1970 y tres de 2005, 2010 y 2015 y 1.6 en 2020;³ con lo cual, tomamos como indicador la población ocupada que ganaba esos salarios mínimos en cada fecha de enumeración poblacional.⁴

Como medida sintética se tomó la media aritmética de esos diez porcentajes, ya que se consideran igualmente importantes. La media aritmética simple presenta dos ventajas analíticas: primera, pondera con el mismo peso a todas las características, lo cual es consistente con el hecho de que todas son igualmente importantes; segunda, se mantiene la compatibilidad en el tiempo y en el espacio, porque la escala es la misma. En el cuadro 8.1 se presentan los índices para los años tomados en cuenta y su interpolación lineal,

²Dejamos de lado el censo de 1980 por los altos porcentajes de no respuesta en la mayoría de las variables seleccionadas para el índice y por la imputación postcensal llevada a cabo.

³La disminución en 2020 se debe al alza considerable del salario mínimo en 2019 y 2020.

⁴El conteo de 2005 no captó variables económicas; las percepciones laborales las tomamos de los cuatro trimestres de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo.

respecto del tiempo, para los nueve quinquenios considerados.

Con el fin de tener una asociación directa con las probabilidades de fallecer en la primera infancia, tomamos el complemento a la unidad, que llamaremos índice de carencias.

En la gráfica 8.1 se muestra la relación entre el índice de carencias y la tasa de mortalidad infantil calculada con (8.3) y (8.4). Aunque la pauta es la esperada, en el sentido de la asociación directa entre carencias y riesgo de fallecer en el primer año de vida, varias entidades se apartan de la tendencia lineal. Con el fin de tener mayor congruencia entre los niveles de carencia y de mortalidad infantil, se calculó una regresión lineal robusta con las 32 observaciones. El procedimiento lo ejemplificamos con el quinquenio 1995–2000 en la gráfica 8.1, la línea continua corresponde al ajuste de la regresión robusta.⁵ Los estados que cayeron dentro del intervalo de confianza de 90% (líneas discontinuas) se retuvieron, las que quedaron fuera se asignaron al límite del intervalo más cercano. En el lustro que nos ocupa, por ejemplo, la probabilidad de morir en Puebla (PU) se asimiló al límite superior, mientras a Nuevo León (NL) se le atribuyó el del límite inferior. Los valores seleccionados se proporcionaron al total nacional, aplicando (8.3) y (8.4); los resultados se reproducen en el cuadro 8.2.

Las probabilidades de fallecer para 1 a 4 años de edad se estimaron con el modelo (8.1). Dada la q_0 del quinquenio correspondiente, el valor de g se obtiene al despejar en (8.1):

$$g = \frac{\ln \{q_x(t)\} - \alpha_x}{\beta_x} \quad (8.1')$$

y con esa magnitud y el modelo (8.1) se obtienen las probabilidades respectivas. Las probabilidades de mortalidad preescolar se presentan en el cuadro 8.3.

El eventual lector se preguntará por qué, si disponemos del modelo (8.1), usamos el modelo Oeste para la estimación de la mortalidad infantil. Porque la construcción de los multiplicadores que convierte la proporción de hijas fallecidas e hijos fallecidos en probabilidades de fallecer en el primer año de vida y la fijación en el tiempo atrás es un trabajo que excede los límites fijados para este trabajo, pero —sobre todo— porque el modelo Oeste conserva la diferencia estatal de q_0 , como se refleja en el hecho que, entre las diez edades seleccionadas aquí, el coeficiente de correlación lineal entre ambos indicadores es de 0.999988 o más.

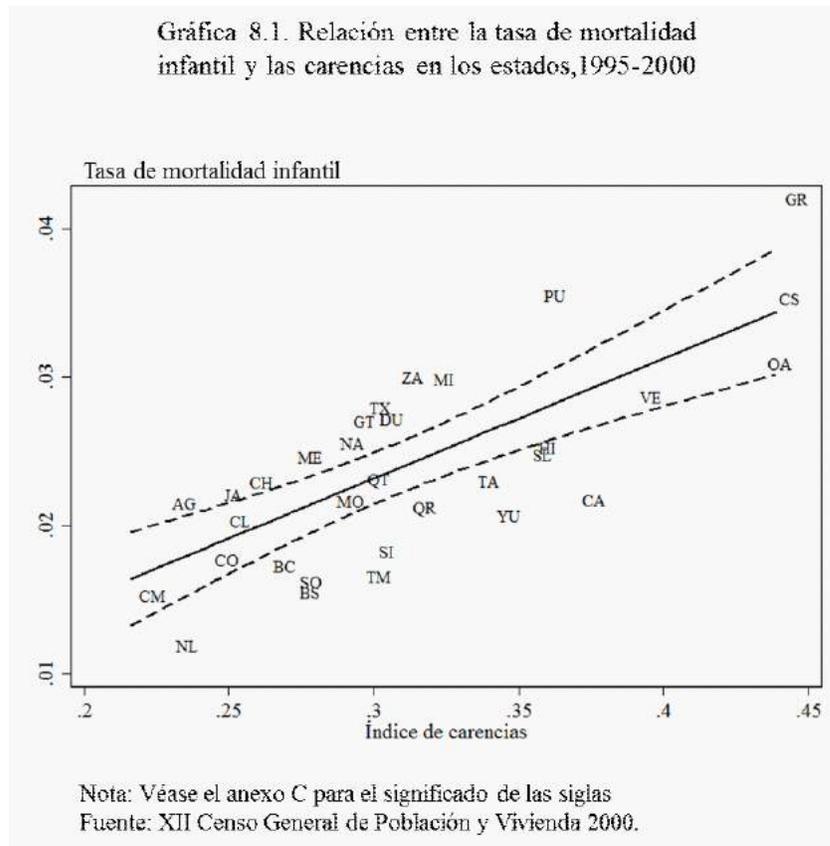
En el gráfica 8.2 se muestra la tendencia de los cuatro estados que reflejan cuatro diferentes patrones de descenso de la mortalidad en la primera infancia.

⁵Las regresiones robustas de todo el capítulo se hicieron con el comando *rreg* de STATA (2003).

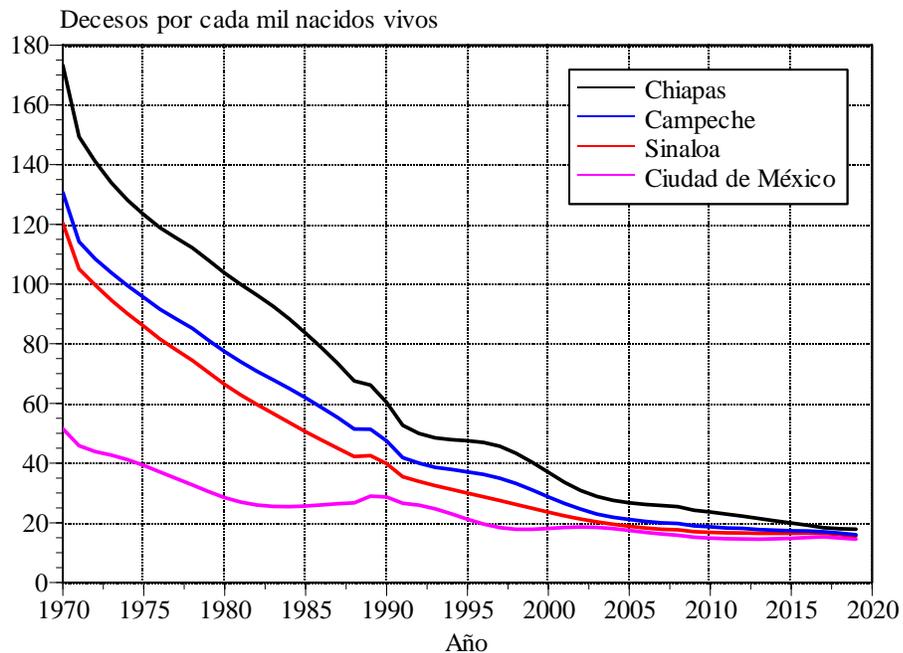
Cuadro 8.1. Índices de bienestar por entidad federativa, 1990–2020

Entidad federativa	1970	1990	2000	2005	2010	2015	2020	1970-1974	1975-1979	1980-1984	1985-1989	1990-1994	1995-1999	2000-2004	2005-2009	2010-2014	2015-2019
República Mexicana	0.4933	0.6515	0.7098	0.8226	0.8233	0.7642	0.8381	0.5131	0.5526	0.5922	0.6317	0.6661	0.6952	0.7662	0.8230	0.7937	0.8011
Aguascalientes	0.5650	0.7436	0.7820	0.8706	0.8702	0.7916	0.8596	0.5874	0.6320	0.6766	0.7213	0.7532	0.7724	0.8263	0.8704	0.8309	0.8256
Baja California	0.5933	0.7034	0.7490	0.8890	0.8608	0.8250	0.8511	0.6071	0.6346	0.6621	0.6897	0.7148	0.7376	0.8190	0.8749	0.8429	0.8381
Baja California Sur	0.4607	0.6986	0.7387	0.8628	0.8642	0.8111	0.8603	0.4904	0.5499	0.6094	0.6689	0.7086	0.7286	0.8007	0.8635	0.8377	0.8357
Campeche	0.4008	0.5833	0.6472	0.7910	0.7857	0.7287	0.8330	0.4236	0.4692	0.5149	0.5605	0.5993	0.6313	0.7191	0.7883	0.7572	0.7808
Coahuila	0.5755	0.7224	0.7697	0.8794	0.8661	0.8085	0.8582	0.5939	0.6306	0.6673	0.7041	0.7342	0.7579	0.8245	0.8728	0.8373	0.8333
Colima	0.4881	0.7253	0.7620	0.8682	0.8630	0.8032	0.8514	0.5178	0.5771	0.6364	0.6957	0.7345	0.7528	0.8151	0.8656	0.8331	0.8273
Chiapas	0.2840	0.4788	0.5912	0.7042	0.7080	0.6656	0.7787	0.3084	0.3571	0.4058	0.4545	0.5069	0.5631	0.6477	0.7061	0.6868	0.7221
Chihuahua	0.5641	0.7079	0.7588	0.8577	0.8524	0.8297	0.8449	0.5821	0.6181	0.6540	0.6900	0.7206	0.7461	0.8082	0.8550	0.8411	0.8373
Ciudad de México	0.7595	0.7685	0.7893	0.8966	0.8968	0.8832	0.8623	0.7606	0.7629	0.7651	0.7674	0.7737	0.7841	0.8429	0.8967	0.8900	0.8727
Durango	0.4492	0.6481	0.7186	0.8248	0.8223	0.7564	0.8339	0.4741	0.5238	0.5735	0.6232	0.6657	0.7010	0.7717	0.8235	0.7894	0.7952
Guanajuato	0.4467	0.6644	0.7254	0.8151	0.8237	0.7593	0.8406	0.4739	0.5283	0.5828	0.6372	0.6797	0.7102	0.7703	0.8194	0.7915	0.7999
Guerrero	0.3275	0.5096	0.5784	0.6806	0.7018	0.6705	0.7901	0.3503	0.3958	0.4413	0.4868	0.5268	0.5612	0.6295	0.6912	0.6862	0.7303
Hidalgo	0.3698	0.5671	0.6722	0.7951	0.8028	0.7472	0.8310	0.3944	0.4438	0.4931	0.5424	0.5934	0.6459	0.7337	0.7990	0.7750	0.7891
Jalisco	0.5501	0.7303	0.7629	0.8530	0.8673	0.7970	0.8549	0.5726	0.6177	0.6627	0.7078	0.7385	0.7548	0.8080	0.8602	0.8322	0.8260
México	0.5137	0.6975	0.7399	0.8456	0.8479	0.7837	0.8507	0.5367	0.5826	0.6285	0.6745	0.7081	0.7293	0.7927	0.8467	0.8158	0.8172
Michoacán	0.4035	0.6352	0.6983	0.7998	0.7958	0.7341	0.8212	0.4324	0.4904	0.5483	0.6063	0.6510	0.6825	0.7490	0.7978	0.7649	0.7776
Morelos	0.4877	0.6852	0.7261	0.8257	0.8358	0.7687	0.8345	0.5124	0.5618	0.6112	0.6605	0.6954	0.7159	0.7759	0.8307	0.8022	0.8016
Nayarit	0.4219	0.6827	0.7254	0.8307	0.8344	0.7572	0.8327	0.4545	0.5197	0.5849	0.6501	0.6934	0.7148	0.7781	0.8325	0.7958	0.7949
Nuevo León	0.6292	0.7453	0.7800	0.8969	0.8900	0.8661	0.8717	0.6437	0.6727	0.7017	0.7307	0.7539	0.7713	0.8385	0.8934	0.8780	0.8689
Oaxaca	0.2856	0.4966	0.5907	0.7041	0.7182	0.7121	0.7854	0.3120	0.3647	0.4175	0.4702	0.5201	0.5672	0.6474	0.7112	0.7152	0.7488
Puebla	0.4068	0.5846	0.6642	0.7818	0.7845	0.7362	0.8272	0.4290	0.4735	0.5179	0.5624	0.6045	0.6443	0.7230	0.7832	0.7603	0.7817
Querétaro	0.4021	0.6480	0.7243	0.8245	0.8482	0.7873	0.8535	0.4329	0.4943	0.5558	0.6173	0.6671	0.7052	0.7744	0.8363	0.8177	0.8204
Quintana Roo	0.3276	0.6282	0.7100	0.8512	0.8370	0.7658	0.8627	0.3652	0.4403	0.5155	0.5906	0.6487	0.6895	0.7806	0.8441	0.8014	0.8143
San Luis Potosí	0.3873	0.5909	0.6674	0.7879	0.7928	0.7365	0.8213	0.4128	0.4637	0.5146	0.5654	0.6100	0.6483	0.7276	0.7904	0.7647	0.7789
Sinaloa	0.4339	0.6607	0.7149	0.8368	0.8354	0.7668	0.8492	0.4622	0.5189	0.5756	0.6323	0.6743	0.7014	0.7759	0.8361	0.8011	0.8080
Sonora	0.5550	0.7049	0.7363	0.8568	0.8510	0.8145	0.8527	0.5737	0.6112	0.6487	0.6862	0.7128	0.7285	0.7966	0.8539	0.8328	0.8336
Tabasco	0.3237	0.6167	0.6840	0.8155	0.8029	0.7540	0.8367	0.3603	0.4336	0.5068	0.5801	0.6335	0.6671	0.7497	0.8092	0.7784	0.7954
Tamaulipas	0.5137	0.6600	0.7208	0.8477	0.8387	0.7997	0.8438	0.5320	0.5686	0.6051	0.6417	0.6752	0.7056	0.7843	0.8432	0.8192	0.8218
Tlaxcala	0.4479	0.6555	0.7211	0.8353	0.8320	0.7617	0.8457	0.4739	0.5258	0.5777	0.6295	0.6719	0.7047	0.7782	0.8336	0.7968	0.8037
Veracruz	0.3915	0.5506	0.6315	0.7591	0.7639	0.7099	0.7982	0.4114	0.4511	0.4909	0.5307	0.5708	0.6112	0.6953	0.7615	0.7369	0.7540
Yucatán	0.3889	0.6101	0.6773	0.7808	0.7903	0.7314	0.8396	0.4165	0.4718	0.5271	0.5824	0.6269	0.6605	0.7291	0.7855	0.7608	0.7855
Zacatecas	0.3842	0.6248	0.7161	0.8101	0.8254	0.7603	0.8355	0.4143	0.4744	0.5346	0.5947	0.6476	0.6933	0.7631	0.8177	0.7929	0.7979

Fuente: Censos y conteos de población 1970 a 2020 y encuesta intercensal 2015.



Gráfica 8.2. Probabilidad de fallecer en los primeros cinco años de vida para ambos sexos y cuatro estados seleccionados, 1970-2019



Cuadro 8.2. Probabilidad de mortalidad infantil por entidad federativa, 1970-2019

(Defunciones por cada mil nacidos vivos)

Entidad federativa	1970-1974	1975-1979	1980-1984	1985-1989	1990-1994	1995-1999	2000-2004	2005-2009	2010-2014	2015-2019
República Mexicana	67.54	57.26	46.02	37.72	29.85	24.47	19.57	16.56	15.16	14.51
Aguascalientes	57.59	45.73	33.94	28.23	25.07	18.76	17.01	14.63	14.39	14.32
Baja California	53.62	44.68	35.08	30.91	26.10	20.03	17.01	14.92	13.65	14.09
Baja California Sur	68.48	55.87	42.26	33.10	26.50	20.80	17.28	14.53	13.52	14.13
Campeche	76.76	66.26	54.84	44.33	33.00	28.52	20.91	17.12	15.65	14.78
Coahuila	56.80	46.47	35.42	29.48	24.85	18.27	17.08	14.82	14.25	14.17
Colima	65.04	53.25	39.47	30.83	26.10	20.21	16.58	14.45	13.66	14.29
Chiapas	92.65	82.15	70.67	56.10	39.87	36.07	25.29	20.97	18.54	15.12
Chihuahua	58.23	48.05	37.16	31.22	26.87	20.71	17.74	15.52	14.16	14.10
Ciudad de México	36.69	29.86	22.71	23.27	22.54	15.96	16.34	14.27	13.10	13.71
Durango	70.53	59.27	47.09	37.88	30.04	24.18	19.29	16.54	15.43	14.64
Guanajuato	71.52	59.50	46.55	36.83	29.21	23.45	19.35	16.68	15.28	14.59
Guerrero	86.59	76.35	64.87	51.83	38.93	36.24	26.21	21.56	18.56	15.05
Hidalgo	81.59	70.61	58.69	46.77	33.33	27.43	20.30	16.78	15.24	14.70
Jalisco	59.38	48.10	36.02	29.60	25.88	20.06	17.75	15.36	14.37	14.31
México	62.64	51.57	39.66	32.51	27.58	21.98	18.38	15.78	14.75	14.43
Michoacán	76.74	64.45	51.18	40.05	30.93	25.68	20.32	17.45	15.79	14.82
Morelos	66.04	55.20	42.79	34.43	28.01	22.18	18.46	15.73	14.54	14.58
Nayarit	72.96	60.62	46.27	35.50	28.42	23.10	18.35	15.66	14.71	14.64
Nuevo León	48.91	39.61	29.65	26.56	23.57	17.09	15.43	13.38	12.27	13.75
Oaxaca	92.19	81.13	69.06	54.43	37.34	33.23	23.77	19.41	16.57	14.90
Puebla	77.18	66.67	55.30	44.59	33.86	28.92	21.56	17.99	16.26	14.78
Querétaro	76.69	63.93	49.57	38.90	29.71	23.73	18.52	15.53	14.11	14.41
Quintana Roo	83.87	69.92	54.76	41.24	30.18	24.05	18.24	15.69	14.56	14.46
San Luis Potosí	79.00	66.96	54.88	43.83	32.40	27.25	20.55	17.06	15.48	14.81
Sinaloa	72.00	59.90	47.51	37.32	28.65	23.09	18.46	15.54	14.57	14.52
Sonora	57.91	48.73	37.84	31.28	26.23	20.82	17.48	14.88	14.31	14.17
Tabasco	84.46	71.71	56.81	42.79	31.06	25.81	19.62	16.46	15.15	14.64
Tamaulipas	63.23	53.43	42.83	35.96	28.59	22.74	18.07	15.28	14.67	14.38
Tlaxcala	71.52	59.84	47.24	37.63	29.67	23.88	19.00	16.20	15.23	14.56
Veracruz	78.26	68.55	57.97	47.37	34.57	30.01	21.87	17.93	16.10	14.86
Yucatán	77.63	65.93	53.23	42.09	31.44	26.32	20.50	17.21	15.57	14.74
Zacatecas	79.06	66.55	53.04	41.25	31.14	24.80	19.67	16.74	15.33	14.61

Fuente: Censos y conteos de población 1970 a 2010 y encuesta 2015 y nacimientos del capítulo 7.

Cuadro 8.3. Probabilidad de mortalidad prescolar por entidad federativa, 1970-2019
(Defunciones por cada mil supervivientes al primer aniversario)

Entidad federativa	1970-1974	1975-1979	1980-1984	1985-1989	1990-1994	1995-1999	2000-2004	2005-2009	2010-2014	2015-2019
República Mexicana	28.64	16.57	11.68	8.52	6.18	4.57	3.27	2.67	2.13	2.07
Aguascalientes	22.01	14.40	8.31	5.91	4.75	2.78	2.32	1.76	1.71	1.69
Baja California	19.30	13.80	8.83	6.99	5.12	3.14	2.32	1.82	1.55	1.64
Baja California Sur	30.25	20.81	12.45	7.93	5.26	3.37	2.39	1.73	1.52	1.65
Campeche	37.28	28.47	20.11	13.60	7.89	6.03	3.40	2.35	1.99	1.79
Coahuila	21.45	14.83	8.99	6.41	4.67	2.65	2.34	1.80	1.67	1.66
Colima	27.51	19.05	10.98	6.96	5.12	3.19	2.22	1.72	1.55	1.68
Chiapas	52.55	42.20	32.04	20.97	11.18	9.30	4.83	3.42	2.72	1.87
Chihuahua	22.46	15.77	9.82	7.12	5.40	3.34	2.51	1.96	1.66	1.64
Ciudad de México	9.59	6.56	3.96	4.14	3.90	2.06	2.15	1.68	1.43	1.56
Durango	31.92	23.20	15.19	10.17	6.63	4.44	2.93	2.20	1.94	1.76
Guanajuato	32.75	23.37	14.88	9.66	6.30	4.20	2.95	2.24	1.90	1.75
Guerrero	46.46	36.92	27.39	18.13	10.70	9.38	5.16	3.59	2.73	1.85
Hidalgo	41.68	31.99	22.78	15.00	8.03	5.61	3.22	2.26	1.89	1.77
Jalisco	23.28	15.80	9.27	6.45	5.04	3.15	2.51	1.92	1.70	1.69
México	25.68	17.97	11.07	7.68	5.67	3.73	2.68	2.02	1.78	1.71
Michoacán	37.26	27.06	17.71	11.27	7.00	4.97	3.22	2.43	2.02	1.80
Morelos	28.29	20.36	12.74	8.53	5.83	3.79	2.70	2.01	1.74	1.75
Nayarit	33.97	24.18	14.71	9.03	5.99	4.08	2.67	1.99	1.78	1.76
Nuevo León	16.29	11.05	6.47	5.29	4.24	2.34	1.94	1.49	1.27	1.57
Oaxaca	52.07	41.25	30.72	19.83	9.91	7.99	4.31	2.96	2.21	1.82
Puebla	37.65	28.80	20.42	13.74	8.27	6.18	3.59	2.57	2.14	1.79
Querétaro	37.21	26.66	16.70	10.69	6.50	4.29	2.72	1.96	1.64	1.71
Quintana Roo	43.83	31.42	20.06	11.90	6.69	4.40	2.64	2.00	1.74	1.72
San Luis Potosí	39.29	29.03	20.14	13.31	7.63	5.54	3.29	2.33	1.95	1.80
Sinaloa	33.16	23.65	15.44	9.90	6.08	4.08	2.70	1.96	1.74	1.73
Sonora	22.23	16.18	10.15	7.15	5.16	3.37	2.44	1.81	1.69	1.66
Tabasco	44.39	32.91	21.46	12.74	7.06	5.01	3.02	2.18	1.88	1.76
Tamaulipas	26.13	19.17	12.76	9.24	6.05	3.97	2.59	1.90	1.77	1.70
Tlaxcala	32.75	23.61	15.28	10.05	6.48	4.34	2.85	2.12	1.89	1.74
Veracruz	38.62	30.30	22.28	15.36	8.60	6.62	3.69	2.56	2.10	1.81
Yucatán	38.05	28.21	19.04	12.35	7.22	5.20	3.28	2.37	1.97	1.78
Zacatecas	39.34	28.70	18.91	11.91	7.09	4.66	3.04	2.25	1.92	1.75

Fuente: Censos y conteos de población 1970 a 2020 y encuesta 2015 y nacimientos del capítulo 7.

8.3 Mortalidad de cinco años o más de edad

La estimación para los mayores de cinco años de edad inicia con las tasas específicas de mortalidad por grupos quinquenales de edad

$${}_5M_x = \frac{{}_5D_x}{{}_5K_x} \quad (8.5)$$

donde ${}_5M_x$ es la tasa de mortalidad en el intervalo semiabierto de edades exactas $[x, x + 5)$ para cualquiera de nuestros diez lustros de interés, ${}_5D_x$ las defunciones registradas y ${}_5K_x$ los años-persona vividos.

Cualquiera de los diez quinquenios va del inicio del año inicial al término del año final. El cálculo de los años-persona se hace sumando los cinco años que cubre cada lustro; por ejemplo, para 2005–2009 se obtiene al sumar, para cada edad y sexo las poblaciones medias de 2005 a 2009 calculadas en el capítulo 6.

Las tasas calculadas con (8.5) son una buena aproximación de la mortalidad ocurrida si la cobertura del registro de los decesos es similar en los 32 estados; sin embargo, tal semejanza no se verifica. En las ENADID de 1992 y 1997 se incluyó un módulo donde se preguntaba si, durante el quinquenio previo, algún miembro del hogar había fallecido. Si la respuesta era afirmativa, se preguntaba por el sexo y la edad de quienes habían muerto y si el deceso había sido registrado. Los repartos de las ENADID se refieren a los periodos 1987–1992 y 1992–1997; dada su cercanía temporal, las asimilamos a los lustros 1990–1995 y 1995–2000. Consideramos los decesos de un año o más de edad, pues, como dijimos en el capítulo 2, hay evidencia de que la cobertura de las muertes del registro civil es similar en ese rango de edades y, asimismo, al conjunto de los sexos para tener mayor precisión en la muestras de la ENADID.

Los datos se reproducen en el cuadro 8.4. En el primer lustro, destacan Chiapas, Chihuahua, Durango, Nayarit y Oaxaca con más de 10% de omisión y en el segundo quinquenio sobresale Durango con 14%. Mención aparte merece Guerrero, con más de 18% en el primer periodo y, sobre todo, casi 25% en el segundo. Ante este escenario, no debe sorprender que en algunos años sea Guerrero el estado con la más alta esperanza de vida en el país si se computa la tabla de mortalidad directamente con las estadísticas vitales y las enumeraciones de población.

Infortunadamente, el módulo de mortalidad no se incluyó en los levantamientos de 2006, 2009, 2014 y 2018 de la ENADID. Así, iniciamos el análisis con la década 1990–1999.

Es bien conocido el hecho que conforme aumentan las condiciones de vida disminuye el nivel general de la mortalidad, o bien, se incrementa la esperanza de vida. Para diagnosticar el vínculo entre ambas variables seleccionamos:

1. Las esperanzas de vida a los 5 años como indicador resumen de la mortalidad a partir de esa edad.
2. El índice de bienestar (cuadro 8.1) para tener la asociación directa con la esperanza de vida.

Antes de ver el vínculo entre el nivel de vida y la supervivencia, es conveniente que la mortalidad estatal satisfaga la mortalidad nacional previamente establecida (capítulos 2

Cuadro 8.4. Porcentaje del subregistro de las defunciones de un año o más de edad por entidad federativa, 1987-1997

Entidad federativa	1987-1992	1992-1997
Total	4.38	4.21
Aguascalientes	1.35	2.78
Baja California	1.28	4.34
Baja California Sur	2.37	0.69
Campeche	1.10	3.51
Coahuila	2.07	5.61
Colima	2.33	1.99
Chiapas	16.19	8.99
Chihuahua	11.39	4.15
Ciudad de México	1.35	1.41
Durango	13.96	14.06
Guanajuato	0.62	1.01
Guerrero	17.52	24.67
Hidalgo	7.01	5.21
Jalisco	0.64	2.40
México	0.23	0.00
Michoacán	5.65	5.50
Morelos	2.83	2.16
Nayarit	11.80	7.13
Nuevo León	2.40	3.63
Oaxaca	10.85	5.86
Puebla	1.37	2.66
Querétaro	1.52	2.06
Quintana Roo	4.82	3.71
San Luis Potosí	3.09	6.97
Sinaloa	5.52	2.96
Sonora	1.33	4.70
Tabasco	3.04	0.99
Tamaulipas	3.19	5.68
Tlaxcala	0.10	1.21
Veracruz	7.55	2.53
Yucatán	3.16	0.81
Zacatecas	0.70	5.18

Fuente. Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica 1992 y 1997.

y 5). Para lograr esa congruencia echamos mano del concepto de entropía. Supongamos que la tasa instantánea de mortalidad $\mu(x)$ experimenta un cambio proporcional igual en todas las edades, es decir, $\mu^*(x) = [1 + \delta] \mu(x)$. Keyfitz y Caswell (2005: 78) demuestran que el cambio proporcional en la esperanza de vida a la edad x es:

$$\frac{\Delta e_x}{e_x} = \frac{e_x^* - e_x}{e_x} = -H(x)\delta \quad (8.6)$$

donde H es la entropía de la tabla de vida, cuyo valor está dado por;

$$H(x) = - \frac{\int_0^{\omega-x} {}_y p_x \ln \{ {}_y p_x \} dy}{\int_0^{\omega-x} {}_y p_x dy} \quad (8.7)$$

y ${}_y p_x$ es la probabilidad de sobrevivir de la edad exacta x a la edad exacta $x + y$, es decir, ${}_y p_x = \ell_{x+y} / \ell_x$, con ℓ_x los supervivientes de la tabla de vida a la edad exacta x .

La entropía nos dice en qué proporción se incrementa la esperanza de vida para un descenso proporcional δ igual para todas las edades (o disminuye si hay aumento). El valor de la entropía se obtuvo de la manera siguiente. Es claro que el denominador de (8.7) es la esperanza de vida a la edad x , de acuerdo con las ecuaciones (D.12) y (D.13) del anexo D:

$$e_x = \frac{T_x}{\ell_x} = \frac{\sum_{y=x}^{\omega-n} {}_nL_y}{\ell_x} \quad (8.8)$$

donde ${}_nL_y$ son los años-persona vividos por la cohorte de la tabla entre las edades exactas y e $y + n$, y el índice de la sumatoria se incrementa de n en n . Una manera de calcular los años-persona es la fórmula (D.4’):

$${}_nL_x = {}_na_x \ell_x + \ell_{x+n} (n - {}_na_x) \quad (8.9)$$

donde ${}_na_x$ son los años-persona vividos entre las edades exactas x y $x + n$ por las defunciones ocurridas en ese intervalo de edades. Si hacemos ${}_nPP_x = {}_np_x \ln \{ {}_np_x \}$ y suponemos que los valores de ${}_na_x$ también corresponde a esa función, por similitud con (8.9) tenemos:

$${}_nPP_x = {}_na_y {}_yPP_x + \ell_{y+n} PP_x (n - {}_na_y) \quad (8.10)$$

y por semejanza a (8.8), el numerador de (8.7) es:

$$\int_0^{\omega-x} {}_yp_x \ln \{ {}_yp_x \} dy \simeq \sum_{y=x}^{\omega-n} {}_nPP_x$$

Tomemos como norma comparativa la mortalidad nacional, es decir, las tasas $\mu(x)$ y su entropía de 5 años de edad $H(5)$, y digamos que la mortalidad de la entidad federativa i se aleja del nivel nacional en el factor proporcional δ^i , es decir, $\mu^i(x) = [1 + \delta^i] \mu(x)$. Con la esperanza de vida a los 5 años e_5^i calculada con las tasas iniciales, la nacional obtenida de las estimaciones del capítulo 2 y su entropía, al despejar en (8.6) tenemos ese factor:

$$\delta^i = -\frac{e_5^i - e_5}{H(5) e_5} \quad (8.11)$$

Uno esperaría que la media de esos factores:

$$\bar{\delta} = \frac{\sum_{i=1}^{32} \delta^i}{32} \quad (8.12)$$

fuera igual a cero, ya que la mortalidad nacional es una media de las mortalidades estatales. Como esto no ocurre, hagamos:

$$\hat{\delta}^i = \delta^i - \bar{\delta}$$

cuya suma y, por ende el promedio, es igual a cero. Si bien estos nuevos factores satisfacen la mortalidad nacional:

$$\sum_{i=1}^{32} \mu^i(x) = \sum_{i=1}^{32} [1 + \delta^i] \mu(x) = \mu(x)$$

cabe preguntarse si, con base en el principio (6.1) del capítulo 6, no se deben ponderar los factores por la distribución espacial de la población (años-persona vividos). No es necesario. En ejercicios previos, una vez obtenido $\widehat{\delta}^i$, se estimó la nueva esperanza de vida, al despejar en (8.6) como:

$$\widehat{e}_5^i = e_5 \left[1 - H(5)\widehat{\delta}^i \right] \quad (8.13)$$

y con ella y los valores originales estatales se obtuvo un nuevo factor, de acuerdo con (8.6):

$$\widetilde{\delta}^i = -\frac{\widehat{e}_5^i - e_5^i}{H^i(5) e_5^i} \quad (8.14)$$

Las tasas originales se modificaron como ${}_5\widetilde{M}_x^i = \left[1 + \widetilde{\delta}^i \right] {}_5M_x^i$, se sobrepusieron a las poblaciones y se sumaron sobre la edad y sobre las 32 entidades federativas. El total de defunciones obtenido así apenas difirió del total nacional conocido.

Ejemplificaremos el procedimiento, igual para los nueve quinquenios, con el lustro 1995–1999. Debido a que en algunos lustros y algunos estados se observaron diferencias, en las esperanzas de vida, superiores a 5 años y menores a 1 años entre los sexos, preferimos comenzar con la población total, y una vez obtenidas las estimaciones definitivas, separarlas en hombres y mujeres.

Si damos el crédito a la omisión captada en la ENADID para 1992–1997, comenzamos asimilando la omisión (columna 2 del cuadro 8.5) a δ^i . Las esperanzas resultantes de aplicar (8.13), con las observadas y entropías propias de la entidad federativa, se reproducen en la columna (5) del cuadro 8.5. Una vez obtenidas esas esperanzas iniciales, las “normalizamos” al total nacional, valorando (8.14), (8.12) y (8.12’), y las llamamos “iniciales” en la columna (7) del cuadro 8.5. Junto con los valores de $\widehat{\delta}^i$ en la columna (6).

Con el fin de tener una norma comparativa, configuramos una línea recta, tomando el índice de bienestar como variable independiente y la esperanza de vida a la edad 5 como dependiente. Supusimos que el distanciamiento entre los valores extremos de e_5 y del índice de bienestar, determinarían la pendiente de la recta como:

$$\beta = \frac{e_{5,\max} - e_{5,\min}}{IB_{\max} - IB_{\min}}$$

y la ordenada al origen, con base en el promedio aritmético de las esperanzas observadas y los índices de bienestar:

$$\alpha = \bar{e}_5 - \beta \times \overline{IB}$$

Cuadro 8.5. Estimación de la esperanza de vida a los cinco años de edad por entidad federativa, 1995-1999
(Primera parte del procedimiento)

Entidad federativa	Índice de bienestar (1)	Omisión inicial (2)	Esperanza observada (3)	Entropía (4)	Esperanza inicial (5)	Factor δ al nacional (6)	Esperanza adaptada* (7)	Recta teórica (8)	Esperanza adaptada* (9)
República Mexicana			70.00	0.1769					
Aguascalientes	0.7724	0.0278	71.61	0.1717	71.27	-0.0475	70.59	71.86	71.86
Baja California	0.7376	0.0434	68.14	0.1946	67.63	0.2459	66.96	71.04	71.04
Baja California Sur	0.7286	0.0069	70.96	0.1775	70.87	-0.0157	70.20	70.83	70.83
Campeche	0.6313	0.0351	71.83	0.1751	71.39	-0.0576	70.72	68.54	68.54
Coahuila	0.7579	0.0561	70.42	0.1695	69.74	0.0759	69.06	71.52	71.52
Colima	0.7528	0.0199	71.18	0.1771	70.94	-0.0208	70.26	71.40	71.40
Chiapas	0.5631	0.0899	70.10	0.2012	69.02	0.1339	68.34	66.94	66.94
Chihuahua	0.7461	0.0415	68.76	0.1906	68.27	0.1943	67.60	71.24	71.24
Ciudad de México	0.7841	0.0141	70.80	0.1767	70.63	0.0039	69.95	72.14	72.14
Durango	0.7010	0.1406	71.76	0.1739	70.03	0.0527	69.35	70.18	70.18
Guanajuato	0.7102	0.0101	72.07	0.1818	71.94	-0.1021	71.27	70.40	70.40
Guerrero	0.5612	0.2467	73.99	0.1954	70.86	-0.0145	70.18	66.89	66.89
Hidalgo	0.6459	0.0521	71.81	0.1928	71.16	-0.0391	70.49	68.89	68.89
Jalisco	0.7548	0.0240	70.91	0.1801	70.61	0.0052	69.94	71.45	71.45
México	0.7293	0.0000	70.23	0.1861	70.23	0.0362	69.56	70.85	70.85
Michoacán	0.6825	0.0550	72.01	0.1870	71.33	-0.0523	70.65	69.75	69.75
Morelos	0.7159	0.0216	71.67	0.1824	71.41	-0.0588	70.73	70.53	70.53
Nayarit	0.7148	0.0713	72.30	0.1729	71.42	-0.0597	70.74	70.51	70.51
Nuevo León	0.7713	0.0363	71.51	0.1622	71.07	-0.0312	70.39	71.84	71.84
Oaxaca	0.5672	0.0586	69.96	0.2005	69.25	0.1150	68.58	67.03	67.03
Puebla	0.6443	0.0266	70.35	0.1951	70.02	0.0529	69.35	68.85	68.85
Queretaro	0.7052	0.0206	70.92	0.1888	70.66	0.0013	69.99	70.28	70.28
Quintana Roo	0.6895	0.0371	71.50	0.1763	71.05	-0.0297	70.37	69.91	69.91
San Luis Potosí	0.6483	0.0697	72.75	0.1780	71.88	-0.0972	71.21	68.94	68.94
Sinaloa	0.7014	0.0296	71.52	0.1722	71.16	-0.0389	70.48	70.19	70.19
Sonora	0.7285	0.0470	69.27	0.1771	68.71	0.1590	68.03	70.83	70.83
Tabasco	0.6671	0.0099	70.72	0.1875	70.60	0.0065	69.92	69.39	69.39
Tamaulipas	0.7056	0.0568	71.54	0.1743	70.84	-0.0128	70.16	70.29	70.29
Tlaxcala	0.7047	0.0121	72.45	0.1929	72.30	-0.1312	71.63	70.27	70.27
Veracruz	0.6112	0.0253	71.39	0.1863	71.08	-0.0323	70.40	68.07	68.07
Yucatán	0.6605	0.0081	71.57	0.1623	71.47	-0.0638	70.79	69.23	69.23
Zacatecas	0.6933	0.0518	73.53	0.1763	72.88	-0.1775	72.20	70.00	70.00

* Con la fórmula (8.14) del texto.

Fuente: Censo de población de 2000, conteo de población 1995 y estadísticas vitales 1995-1999.

La idea es que las esperanzas de vida estimadas con la recta $e_5 = \alpha + \beta \times IM$ sería el comportamiento esperado de la esperanza de vida si la dispersión estuviera dada por la recta. Las esperanzas estimadas con la recta se normalizaron al total nacional. Los resultados se muestran en las dos últimas columnas del cuadro 8.5.

Continuamos la estimación ajustando una regresión robusta en función del índice de bienestar. Las esperanzas ajustadas se normalizaron al total nacional y se retuvo el coeficiente de variación de los estimadores (error estándar dividido por la esperanza predicha), que lo sobrepusimos a la esperanza *normalizada*, para con estos nuevos errores estándar generar el intervalo de confianza de 90% de la estimación. Los resultados se reproducen en las columnas (1) a (6) del cuadro 8.6 y en el panel superior de la gráfica 8.3. Se advierte que pocas esperanzas “iniciales” caen dentro del intervalo de confianza. Igual que en la mortalidad en la primera infancia, los estados que cayeron dentro del intervalo de confianza de 90% se retuvieron, las que quedaron fuera se asignaron al límite del intervalo más cercano. El resultado se muestra en el panel inferior de la gráfica 8.3.

Continuamos con el quinquenio 1990–1994, adoptando la omisión de la ENADID 1992 para iniciar el procedimiento.

Para los restantes ocho lustros, como mencionamos arriba, no contamos con cifras de la omisión en el registro de las defunciones, como para las ENADID de 1992 y 1997. La réplica del ejercicio la iniciamos con los factores de omisión δ^i definitivos de 1990–1994, calculados con (8.11), como iniciales de 1985–1989 e incorporando las esperanzas y entropías observadas de ese lustro. Siguiendo el mismo criterio, hacia atrás en el tiempo, se obtuvieron las esperanzas de vida los cinco años de edad para los tres quinquenios del periodo 1970–1984. Y yendo hacia adelante en el tiempo, empezando con los factores δ^i definitivos de 1995–1990 se estimaron las e_5 para los cuatro lustros de 2000–2019.

En el ejercicio previo (Partida, 2017), al comparar las esperanzas entre hombres y mujeres, obtenidas con el procedimiento descrito arriba, se advirtieron brechas amplias o reducidas, que se consideraron inaceptables ante la evidencia mundial histórica de los dos últimos siglos. [Al respecto, véase <https://www.mortality.org/>]. Mediante un complicado procedimiento, con base en las tablas de vida del modelo Oeste de Coale y Demeny, se “reguló” la diferencia de la mortalidad entre los sexos. Aquí preferimos echar mano del modelo mexicano (8.1), como presentamos adelante.

8.4 Estimaciones anuales

Una vez determinadas las esperanzas de vida a los cinco años de edad, el siguiente paso consistió en vincularlo a las estimaciones de la mortalidad en los primeros cinco años de vida del acápite anterior. Para eso usamos el modelo (8.1), pero lo adaptamos a la mortalidad de cada entidad federativa como describimos a continuación.

Iniciamos calculando la esperanza de vida al nacimiento, para cada uno de los diez quinquenios y para el agregado de ambos sexos, mediante la ecuación siguiente que se deduce directamente de las fórmulas D(12) y D(13) del anexo D:

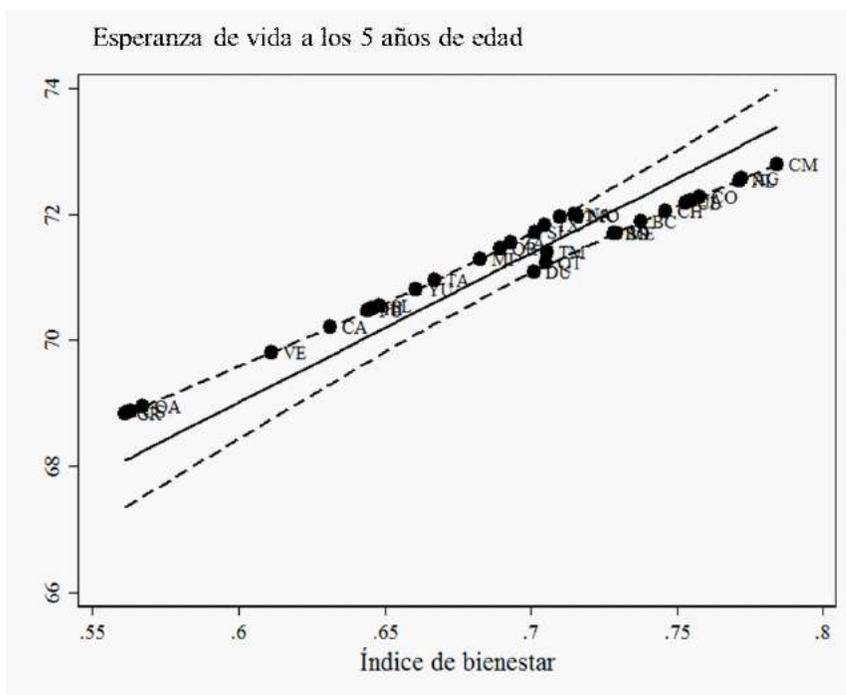
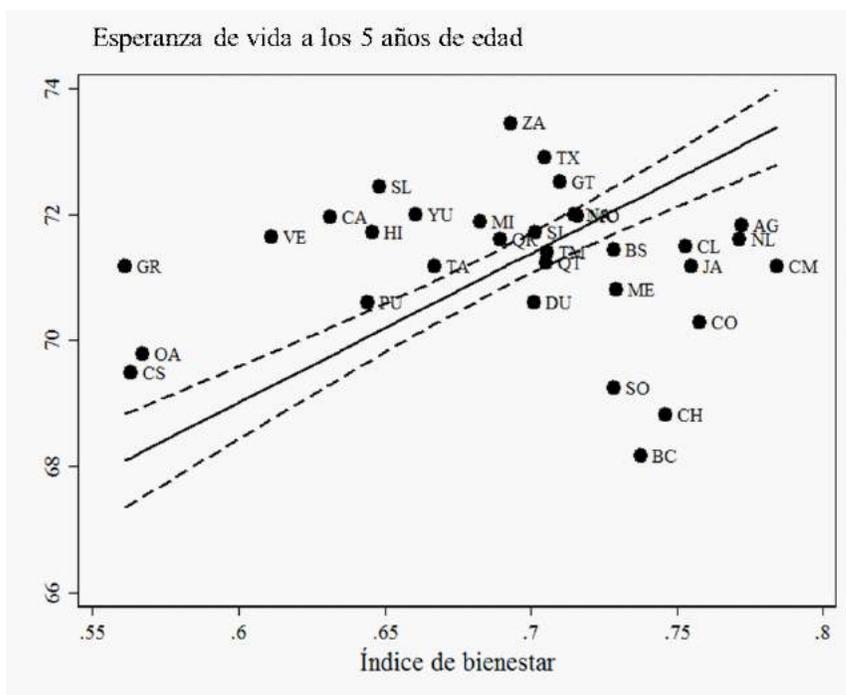
Cuadro 8.6. Estimación de la esperanza de vida a los cinco años de edad por entidad federativa, 1995-1999
(Segunda parte del procedimiento)

Entidad federativa	Estimador de la regresión (1)	Error estándar (2)	Esperanza adaptada al país		Intervalo de confianza 90%		Esperanza seleccionada (7)	Esperanza adaptada (8)
			Recta* (3)	Error estándar (4)=(3)*(2)/(1)	Límite inferior (5)	Límite inferior (6)		
República Mexicana								
Aguascalientes	70.34	0.2960	71.86	0.3024	71.35	72.37	71.35	71.30
Baja California	70.29	0.2215	71.04	0.2239	70.66	71.42	70.66	70.62
Baja California Sur	70.28	0.2065	70.83	0.2081	70.48	71.19	70.48	70.43
Campeche	70.13	0.2572	68.54	0.2513	68.12	68.97	68.97	68.92
Coahuila	70.32	0.2624	71.52	0.2669	71.07	71.97	71.07	71.02
Colima	70.31	0.2515	71.40	0.2554	70.97	71.83	70.97	70.92
Chiapas	70.03	0.4290	66.94	0.4101	66.24	67.63	67.63	67.59
Chihuahua	70.30	0.2375	71.24	0.2407	70.83	71.65	70.83	70.79
Ciudad de México	70.36	0.3249	72.14	0.3331	71.57	72.70	71.57	71.52
Durango	70.24	0.1788	70.18	0.1787	69.88	70.49	69.88	69.83
Guanajuato	70.25	0.1844	70.40	0.1848	70.09	70.71	70.71	70.66
Guerrero	70.03	0.4342	66.89	0.4148	66.19	67.60	67.60	67.55
Hidalgo	70.15	0.2273	68.89	0.2232	68.51	69.27	69.27	69.22
Jalisco	70.31	0.2557	71.45	0.2598	71.01	71.89	71.01	70.96
México	70.28	0.2075	70.85	0.2092	70.49	71.20	70.49	70.44
Michoacán	70.21	0.1803	69.75	0.1791	69.44	70.05	70.05	70.00
Morelos	70.26	0.1898	70.53	0.1905	70.21	70.86	70.73	70.68
Nayarit	70.26	0.1886	70.51	0.1893	70.19	70.83	70.74	70.69
Nuevo León	70.34	0.2934	71.84	0.2997	71.33	72.35	71.33	71.28
Oaxaca	70.04	0.4179	67.03	0.4000	66.36	67.71	67.71	67.66
Puebla	70.15	0.2305	68.85	0.2262	68.46	69.23	69.23	69.18
Querétaro	70.24	0.1809	70.28	0.1810	69.97	70.59	69.99	69.94
Quintana Roo	70.22	0.1777	69.91	0.1769	69.61	70.21	70.21	70.16
San Luis Potosí	70.16	0.2230	68.94	0.2192	68.57	69.31	69.31	69.26
Sinaloa	70.24	0.1790	70.19	0.1788	69.89	70.50	70.48	70.44
Sonora	70.28	0.2062	70.83	0.2079	70.48	71.18	70.48	70.43
Tabasco	70.19	0.1940	69.39	0.1918	69.06	69.71	69.71	69.66
Tamaulipas	70.24	0.1811	70.29	0.1812	69.98	70.60	70.16	70.11
Tlaxcala	70.24	0.1806	70.27	0.1807	69.96	70.58	70.58	70.53
Veracruz	70.10	0.3035	68.07	0.2947	67.57	68.57	68.57	68.52
Yucatán	70.18	0.2029	69.23	0.2001	68.89	69.57	69.57	69.52
Zacatecas	70.22	0.1773	70.00	0.1768	69.70	70.30	70.30	70.25

* Columna 8 del cuadro 8.5.

Fuente: Censo de población de 2000, conteo de población 1995, estadísticas vitales 1995-1999 y cuadro 8.5.

Gráfica 8.3. Esperanza de vida a edad 5 e índice de bienestar por estado, 1995-2019



Nota: Véase el anexo C para el significado de las siglas
 Fuente: Estimaciones con base los censos, conteos y encuesta intercensal, 1970-2020 y estadísticas vitales de 1970 a 2019.

$$e_0 = \frac{T_0}{\ell_0} = \frac{\sum_{y=0}^{\omega-1} L_y}{\ell_0} = \frac{{}_5L_0}{\ell_0} + \frac{\sum_{y=5}^{\omega-1} L_y}{\ell_0} = {}_5e_0 + \frac{\ell_5}{\ell_0} \times \frac{T_5}{\ell_0} = {}_5e_0 + \frac{\ell_5}{\ell_0} \times \frac{T_5}{\ell_5} = {}_5e_0 + p(5) \times e_5$$

donde ${}_5e_0 = {}_5L_0/\ell_0$ es la esperanza de vida temporaria durante los primeros cinco años de vida, $p(5) = \ell_5/\ell_0$ es la probabilidad de sobrevivir del nacimiento al quinto aniversario, e_0 y e_5 son las esperanzas de vida al nacer y a los cinco años de edad, respectivamente, y ω es el límite de la vida humana, es decir, una edad a la cual nadie sobrevive y que a lo largo del documento tomamos igual a 110 años. La esperanza de vida temporaria se obtiene de las probabilidades de fallecer en la primera infancia en el acápite 8.2, empleando las fórmulas (D4'') y (D2) del anexo D:

$$L_x = \frac{d_x}{m_x} = \frac{\ell_x \times q_x}{m_x}$$

de donde

$${}_5L_0 = \sum_{x=0}^4 \frac{\ell_x \times q_x}{m_x}$$

y finalmente

$${}_5e_0 = \frac{{}_5L_0}{\ell_0} = \sum_{x=0}^4 \frac{\ell_x}{\ell_0} \times \frac{q_x}{m_x} \sum_{x=0}^4 p(x) \times \frac{q_x}{m_x}$$

con

$$p(x) = \prod_{y=0}^{x-1} (1 - q_y)$$

Las esperanzas de vida a los cinco años de edad son las estimadas en el acápite 8.3.

Las esperanzas de vida al nacimiento están ubicadas por quinquenio y se necesitan por años individuales; para ello, las correspondiente a cada lustro se ubicaron en el año intermedio del lustro, por ejemplo, 1972 para 1970–1974 y 2017 para 2015–2019, y — mediante una interpolación spline cúbico (Burden y Faires, 1980)— se obtuvieron para cada año del medio siglo considerado. Las probabilidades de fallecer por edad desplegada se dedujeron con el valor de g que, al aplicarlo al modelo (8.1) del total del país, reprodujera la esperanza de vida al nacer interpolada, siguiendo los algoritmos del anexo D para elaborar tablas de vida.

Si $M_{x,i}(t)$ es la tasa de mortalidad asociada a la valoración de (8.1) y $P_{x,i}(t)$ es la población media obtenida en el capítulo 6 y ambas para la edad cumplida x , la entidad federativa i y el año calendario t , las defunciones ocurridas son:

$$\widehat{D}_{x,i}(t) = M_{x,i}(t) P_{x,i}(t) \quad (8.15)$$

Si tomamos el total para cada entidad federativa:

$$\widehat{D}_i(t) = \sum_{x=0}^{109} \widehat{D}_{x,i}(t)$$

su distribución espacial

$$\widehat{\delta}_i(t) = \frac{\widehat{D}_i(t)}{\widehat{D}(t)} \quad \text{con} \quad \widehat{D}(t) = \sum_{i=1}^{32} \widehat{D}_i(t) \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, 32$$

y la sobreponemos al total de decesos nacionales $D(t)$ derivado de la conciliación demográfica del capítulo 5 tenemos el reparto espacial de los decesos:

$$D_i(t) = \widehat{\delta}_i(t) \times D(t) \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, 32 \quad (8.16)$$

Considérese un arreglo bivariado, donde los renglones corresponden a las edades simples y las columnas a las entidades federativas, y las celdas contienen las defunciones valoradas con (8.15). Del arreglo para cada año calendario conocemos los marginales renglón, que corresponden a los decesos nacionales de la reconstrucción poblacional del capítulo 5, y los marginales columna que obtuvimos con (8.16). Mediante el algoritmo de asignación biproporcional iterativa (anexo A) obtuvimos las defunciones definitivas totales (agregado de hombres y mujeres) por edad, año y entidad federativa. Al despejar en (8.15) tenemos las tasas de mortalidad por edad, entidad federativa y año calendario de la suma de varones y féminas, de las cuales obtuvimos la nueva esperanza de vida al nacer, digamos $e_{i,0}$.

Resta hacer las estimaciones por sexo. Para eso obtuvimos el modelo (8.1) para cada entidad, pero solo calculamos el vector α_x ; mantuvimos el vector β_x nacional con el fin de evitar diferencias amplias o reducidas cuestionables entre los sexos. Igual que para el total del país, para cada edad específica, el valor de α_x se tomó como el promedio anual de los logaritmos naturales de las probabilidades q_x . Con el fin de remover pequeñas irregularidades en el patrón etario, las q_x asimiladas a α_x se suavizaron con el modelo de Heligman y Pollard (1980):

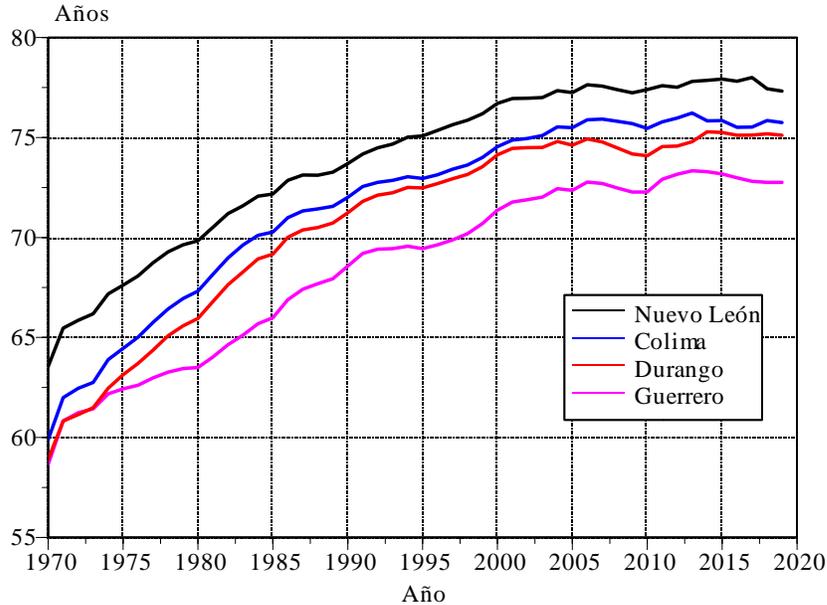
$$q_x = A^{(B+x)^c} + D \exp \left\{ -E \left[\ln \left\{ \frac{x}{F} \right\} \right]^2 \right\} + \frac{GH^x}{1 - GH^x}$$

Para cada edad, de 0 a 84 años,⁶ calculamos el valor de g mediante (8.1'), cuyo coeficiente de variación (desviación estándar dividida por la media) osciló de 4.3 a 7.2%. Considerando la escasa fluctuación de g a lo largo del rango etario, tomamos el promedio de g para estimar las probabilidades de cada sexo con el modelo nacional de Lee y Carter. Los logaritmos naturales de los cocientes de fallecer constituyen los vectores α_x de cada sexo y entidad federativa.

Buscamos un valor de g que, con los vectores α_x de cada entidad federativa y β_x nacionales, satisficieran las esperanzas de vida $e_{i,0}$ estimados arriba para el agregado de

⁶Es el intervalo etario que usamos en todos los ajustes por Heligman y Pollard.

Gráfica 8.4. Esperanza de vida al nacer para ambos sexos y cuatro estados seleccionados, 1970-2019



Fuente: Estimaciones con el procedimiento descrito en los cuadros 8.5 y 8.6.

los sexos. De ahí se extrajeron las tasas $M_{x,i,s}(t)$ donde el subíndice s indica el sexo, 1 para los hombres y 2 para las mujeres.

Las defunciones estatales por edad, sexo y año calendario de cada entidad federativa se obtuvieron también con el algoritmo de asignación biproporcional iterativa. El arreglo inicial es:

$$\widehat{D}_{x,i,s}(t) = M_{x,i,s}(t) P_{x,i,s}(t) \quad (8.15')$$

Si tomamos el total para cada entidad federativa:

$$\widehat{D}_{i,s}(t) = \sum_{x=0}^{109} \widehat{D}_{x,i,s}(t)$$

su distribución por sexo

$$\widehat{\delta}_{i,s}(t) = \frac{\widehat{D}_{i,s}(t)}{\widehat{D}_i(t)} \quad \text{con} \quad \widehat{D}_i(t) = \widehat{D}_{i,1}(t) + \widehat{D}_{i,2}(t)$$

y la sobreponemos al total estatal definitivo de decesos nacionales $D_i(t)$ obtenido arriba, tenemos el reparto por sexo de los decesos:

$$D_{i,1}(t) = \widehat{\delta}_{i,1}(t) \times D_i(t) \quad \text{y} \quad D_{i,2}(t) = \widehat{\delta}_{i,2}(t) \times D_i(t) \quad (8.16')$$

Contamos con todos los elementos para aplicar el algoritmo de asignación biproporcional iterativa y derivar las defunciones definitivas por edad, sexo y año de cada entidad

federativa que, al dividir las por la población media correspondiente reconstruida en el capítulo 6, proporciona las tasas para generar las tablas de vida que, junto con las nacionales, se reproducen en el anexo I. Las defunciones se proporcionan en el anexo H.

En el gráfico 8.4 se reproduce el rumbo que han seguido las esperanzas de vida al nacer de los cuatro estados que muestran la variación del nivel global de la morbilidad general.

9. Migración interna e internacional de los estados

La transformación del modelo económico, experimentada por México en los pasados cuarenta años, de uno orientado a la producción de bienes y servicios para satisfacer el consumo doméstico, conocido como industrialización por sustitución de importaciones, a otro encaminado a los mercados internacionales, dentro del proceso de globalización de la economía mundial, ha impactado diversos ámbitos de la vida nacional.

Entre las implicaciones de ese cambio de enfoque económico, está la migración interna del país. El flujo del campo a la ciudad, si bien aún importante, ha cedido la primacía a los desplazamientos entre ciudades; incluso los traslados de las ciudades más grandes a otras de menor tamaño han emergido como la modalidad dominante, reflejo claro de un crecimiento más rápido en las urbes intermedias (cien mil a menos de un millón de habitantes) que las grandes metrópolis (un millón o más). Pero no sólo la movilidad interurbana ha cobrado importancia, sino también la migración entre zonas rurales y, nada despreciable, de la ciudad al campo (Partida, 2014, 2021).

Estos cambios en la orientación y volumen de las corrientes migratorias se percibe, también, en los intercambios de habitantes entre las entidades federativas; no obstante, la intensidad global de los flujos interestatales ha disminuido con el paso de los años, incluso se redujo su monto en el primer lustro del siglo actual, aunque —en términos absolutos— el censo de 2010 reporta un repunte, la encuesta intercensal de 2015 una disminución leve y el censo de 2020 un nuevo incremento; pero, en términos relativos, la tendencia a la baja de largo plazo se mantiene, como se puede ver en el cuadro 9.1.

El marcado viraje de la migración con el exterior en años recientes, por su parte, conlleva cambios en su reparto estatal, inherentes a las características propias del fenómeno, tanto en las entidades federativas de tradición migratoria, como de las emergentes.

Este capítulo se dedica a la estimación tanto de la migración interestatal, como de la internacional hacia y desde las 32 entidades federativas.

Comenzamos con la migración externa, porque el ejercicio es más simple, ya que se reduce a repartir territorialmente los flujos nacionales estimados en el capítulo 4 (emigrantes).

La migración interna, en cambio, requiere un tratamiento más complejo, pues una condición, necesaria y suficiente, es que la suma de los inmigrantes hacia las 32 entidades federativas sea igual a la adición de sus emigrantes.

Cuadro 9.1. Migrantes interestatales según sexo y periodo, 1970-2020

Periodo	Total	Hombres	Mujeres
Flujos			
1970-1975	3 846 875	1 905 379	1 941 496
1975-1980	2 285 790	1 121 297	1 164 493
1985-1990	3 832 560	1 882 929	1 949 631
1995-2000	3 970 680	1 963 385	2 007 295
2000-2005	2 889 404	1 452 333	1 437 071
2005-2010	3 973 721	1 987 450	1 986 271
2010-2015	3 461 548	1 732 107	1 729 441
2015-2020 ^a	4 114 791	2 080 753	2 034 038
2015-2020 ^b	4 435 063	2 240 155	2 194 908
Tasas brutas estandarizadas (por mil)			
1970-1975	12.51	12.69	12.36
1975-1980	11.27	6.65	15.94
1985-1990	10.09	10.19	10.01
1995-2000	8.80	8.96	8.66
2000-2005	8.02	6.29	9.84
2005-2010	7.06	7.02	7.13
2010-2015	6.32	6.48	6.17
2015-2020 ^a	6.87	7.02	6.74
2015-2020 ^b	7.01	7.15	6.88

a Población enumerada.

b Población enumerada más población imputada.

Fuente: Partida (1993), censos de población de 1990 a 2020, conteo de 2005 y encuesta de 2015.

9.1 La migración internacional

9.1.1 Emigrantes

Iniciemos con la emigración. En el capítulo 4 obtuvimos los montos por edad y sexo para cada año de la emigración total hacia otras naciones. La adición de las salidas a países distintos de Estados Unidos la hicimos con los datos recabados en el cuestionario ampliado (muestra) de los censos de México de 2000 a 2020, donde se pregunta si algún miembro del hogar se ha ido a vivir a otro país en el quinquenio previo.

De las mismas fuentes de datos podemos obtener la distribución territorial del origen de esos desplazamientos. La propuesta es sobreponerlas a los totales nacionales del capítulo 4 y de esa manera se tiene la migración al exterior de las entidades federativas.

Al proceder de esa manera, tenemos en cuenta dos supuestos implícitos en el procedimiento, iguales a los hechos al agregar los emigrantes hacia naciones diferentes de Estados Unidos en el capítulo 4:

1. La proporción de hogares que se mudan completos, del total que tuvieron al menos un migrante en el lustro anterior, no es sensiblemente distinta entre las entidades federativas.

2. La fracción de los hogares con migrantes que se disolvieron antes de la entrevista tampoco es significativamente distinta entre los estados.

Debemos admitir el primero, pues al haber migrado completa la unidad doméstica, no hay quien reporte el desplazamiento en el censo. De la misma manera, requerimos del segundo, porque al integrarse a otro hogar los supervivientes del disuelto, el migrante del antiguo arreglo doméstico ya no forma parte del nuevo y, por ende, no lo enumera el censo.

Si ambos supuestos no se cumplieran cabalmente de manera aproximada, es claro que la distribución estatal usada sesgaría a la “real”. Si bien hay fuentes alternativas, los menores tamaños de muestra, muchas veces insuficientes en el ámbito estatal, o bien, sin el desglose necesario requerido para repartir territorialmente a los migrantes, cuestionarían aún más la viabilidad de esos supuestos. El gran tamaño de muestra en cada entidad federativa en los censos soporta los supuestos, al menos desde el punto de vista estadístico. En los seis levantamientos de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID), si bien significativamente menor, proporciona estimaciones con precisión. Asimismo, de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) y de su precursora Encuesta Nacional de Empleo (ENE) se tienen estimaciones precisas.

Nuestro horizonte temporal de la conciliación abarca el periodo 1970–2019, pero de las ENADID y censos solo disponemos de información para diferentes lustros de 1987 a 2020, y aunque de la ENE-ENOE se tienen estimadores anuales de 2000 a 2019, es necesario agruparlos en lustros para tener proporciones precisas. No obstante, debido a los tamaños de muestra mayores y disponibilidad de la información, solo trabajamos con la ENADID de 1992 y los censos de 2000 a 2020.

En la tendencia temporal del total de emigrantes del país se advierte que, hasta 2005, la emigración hacia Estados Unidos se mantuvo en continuo ascenso, por mucho el destino más copioso de la emigración mexicana, la cual data de los años cuarenta del siglo pasado, una vez que terminó la recesión económica en el vecino del norte y se firmó el acuerdo del Programa Bracero en 1942. Este proceso fue conformando una distribución estatal particular del flujo. Por un lado, varias entidades federativas mantuvieron su primacía a lo largo de los años, comúnmente llamadas “tradicionales”, y sólo en fechas recientes emergieron otras con una contribución significativa. El reparto de la ENADID de 1992 debe ser representativo del periodo 1970–1989. A esas distribuciones estatales se le sobrepusieron los emigrantes de la reconstrucción nacional del capítulo 5 agrupados en los cuatro quinquenios comprendidos. Con el fin de tener mayor precisión estadística se adoptó la distribución del total de emigrantes, esto es, sin diferenciar el sexo.

Los módulos de migración internacional de los censos preguntan además por la edad y el sexo del migrantes y su lugar de residencia actual; sin embargo, dejamos de lado la edad, pues al fraccionar la muestra de un fenómeno estadísticamente escaso —sobre todo entre las mujeres— se obtienen composiciones etarias estadísticamente imprecisas. Asimismo, hay evidencia suficiente que los migrantes internacionales se concentran entre 15 y 40 años de edad, un patrón observado en las salidas de nuestro país de 1970 a 2019 (véase el capítulo 4).

Retuvimos las distribuciones para cada sexo por separado de los censos de 2000, 2010

y 2020 para el quinquenio previo. Las distribuciones por sexo de los lustros 2000–2004 y 2010–2014 se obtuvieron como la media aritmética de los repartos espaciales de los quinquenios aledaños, y para 1990–1995 se igualaron a los derivados del censo de 2000 para 1995–1999; si se quiere, se supusieron invariantes de 1990 a 1999.

Considérese un arreglo bivariado, donde los 32 renglones corresponden a las entidades federativas y las dos columnas a la separación por sexo. Contamos con ambos marginales: el reparto estatal obtenido arriba y los totales nacionales por sexo del capítulo 5, respectivamente. Al aplicar las distribuciones espaciales de cada sexo, obtenidas en el párrafo anterior, a los totales nacionales, tenemos el arreglo inicial para el procedimiento de asignación biproportional iterativa (Anexo A), cuyo resultado final son los emigrantes de cada entidad federativa diferenciados por sexo.

Debido a que no contamos con una estructura por edad precisa de los emigrantes externos de las entidades federativas, supusimos que —en todos los estados— la composición etaria de las tasas específicas por edad era igual a la del conjunto del país, propia de cada sexo. Como las tasas son promedios anuales y los totales de emigrantes se refieren a quinquenios en el tiempo, es menester multiplicar aquellas por la suma de las poblaciones medias del lustro respectivo estimadas en el capítulo 6, por ejemplo, para cada edad y sexo por separado de 1970 a 1974 para el periodo 1970–1974. A lo largo de este capítulo, a diferencia del 6 y el 8 donde separamos poblaciones y decesos en edades individuales, aquí hacemos las estimaciones por grupos quinquenales de edad, dado que las migraciones son eventos escasos y, si los diversificáramos en edades simples, muchas de las cifras serían iguales a cero.

Es necesario ahora, por un lado, que los emigrantes por edad satisfagan el total por sexo de cada estado, que obtuvimos en el ejercicio del párrafo previo al anterior; y, por el otro, que para cada grupo etario, al sumar sobre las 32 entidades federativas, el total coincida con la cifra nacional que resultó de la reconstrucción del conjunto del país en el capítulo 5. El resultado se obtiene nuevamente mediante el algoritmo de asignación biproportional iterativa, donde ahora los renglones son los grupos quinquenales de edad de 0–4 a 85–89 y las columnas las entidades federativas. El procedimiento se lleva a cabo para cada sexo por separado.

En la gráfica 9.1 se presentan las tasas brutas de emigración internacional para los estados que cubren la gama de particularidades estatales.

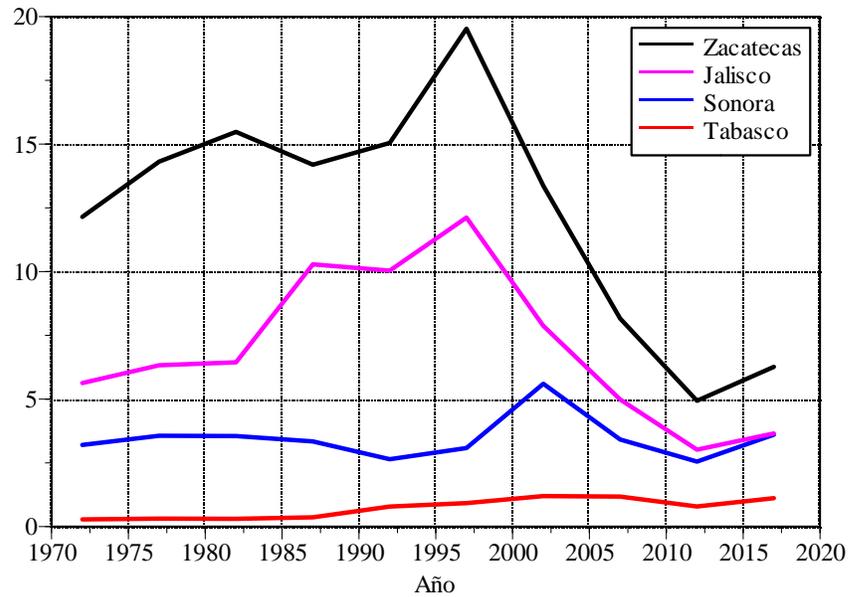
9.1.2 Inmigrantes

Seguimos un procedimiento similar al de los emigrantes, es decir, desprender la distribución territorial de las llegadas al país en los censos de 1980 a 2020, el conteo de 2005 y la encuesta intercensal de 2015, y sobreponerla a los totales nacionales que resultaron de la conciliación del capítulo 5. No obstante, debido al cambio de pregunta en los censos de 1990 y 2000, no contamos con el reparto para 1980–1985 y 1990–1995; sus valores se estimaron como el promedio de las distribuciones de los lustros que los circundan.¹

A diferencia de la emigración, aquí sí contamos con información por edad suficiente para estimar tasas de inmigración por edad, cuya estimación se hizo para cada quinquenio

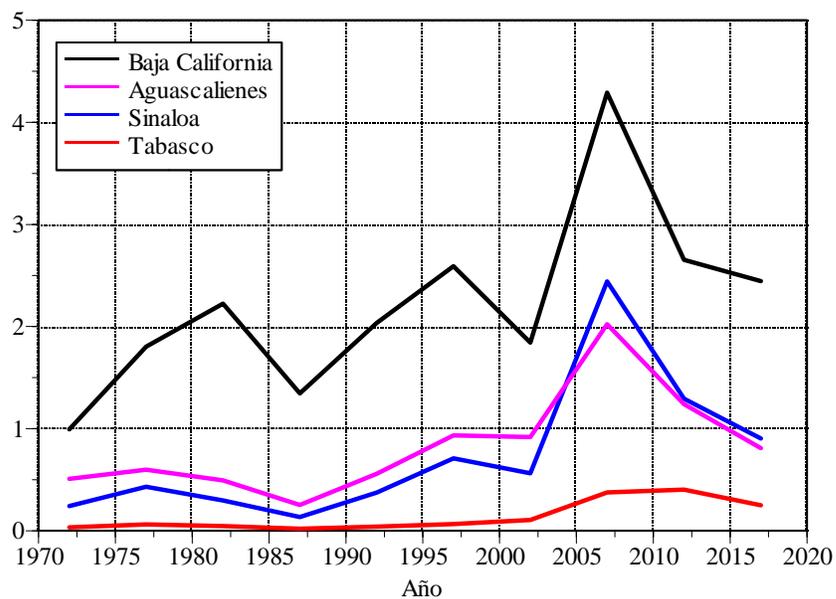
¹Se usó la corrección de Partida (1993) a los datos del censo de 1980.

Gráfica 9.1. Tasas de emigración internacional para cuatro estados seleccionados, 1970-2019
(Por mil)



Fuente: Censos de Estados Unidos de 1970 a 2000 y American Community Survey de 2000 a 2019; ENADID 1992 y censos de México de 1980 a 2020, capítulos 5 y 6.

Gráfica 9.2. Tasas de inmigración internacional para cuatro estados seleccionados, 1970-2019
(Por mil)



Fuente: Censos de población de 1980 a 2020, conteo de población de 2005 y Encuesta Intercensal de 2015, capítulos 5 y 6.

de 1970 a 2019, que se cuenta con información, valorando las fórmulas (4.15) y (4.16) del capítulo 4.

Igual que en los emigrantes, las tasas de inmigración, en tanto a anuales, se multiplicaron por la suma de las poblaciones medias del lustro respectivo obtenidas en el capítulo 6, con lo cual tenemos a los inmigrantes por edad. Nuevamente, con el algoritmo de asignación biproporcional iterativa obtuvimos el arreglo por edad y estado que satisfizo el total quinquenal de cada una de las 32 entidades federativas y el intervalo etario correspondiente del monto nacional del capítulo 5

En la gráfica 9.2 se muestran las tasas brutas de inmigración internacional para los estados con distintos comportamientos.

Los emigrantes e inmigrantes por sexo, grupos de edad y quinquenio se reproducen en el anexo K en el archivo de EXCEL adjunto.

9.2 La migración interestatal

En los censos de 1990 a 2020, el conteo de 2005 y la encuesta de 2015 se preguntó por la entidad federativa de residencia cinco años antes. Digamos que ${}_5O_{x,i,j}$ son las personas en el intervalo semiabierto de edades exactas $[x, x + 5)$ residentes en el estado j al momento del censo y en el estado i cinco años antes.² Esta información no se capta para menores de cinco años, porque un lustro atrás aún no nacían. No obstante, dado que cinco años atrás es el momento más antiguo del lustro, para los menores de 5 años de edad ese momento es el de su nacimiento. Así, podemos asimilar la región de nacimiento para las niñas y los niños de cero a cuatro años como su lugar de origen en el lustro previo al recuento poblacional. Para el censo de 1980, se preguntó por la duración de la residencia en la entidad federativa donde fue censada la persona y su estado o país de procedencia, con lo cual la migración de los menores de cinco años de edad se tiene de manera directa.

Si sumamos sobre la procedencia, tenemos el total de inmigrantes al estado j :

$${}_5O_{x,\bullet,j} = \sum_{i=1}^{32} O_{x,i,j} \quad 1 \leq j \leq 32 \quad (9.1)$$

y si lo hacemos para el destino, tenemos el total de emigrantes de i :

$${}_5O_{x,i,\bullet} = \sum_{j=1}^{32} {}_5O_{x,i,j} \quad 1 \leq i \leq 32 \quad (9.2)$$

Definamos las proporciones $S_{x,i,j}$ de transitar del estado i al estado j en ausencia de mortalidad durante el quinquenio, es decir:

$${}_5S_{x,i,j} = \frac{{}_5O_{x,i,j}}{{}_5O_{x,i,\bullet}} \quad (9.3)$$

tal que, por (9.1):

²Con el fin de simplificar la exposición, asimilamos Ciudad de México (antes Distrito Federal) a un estado, como los restantes treinta y uno del país.

$$\sum_{j=1}^{32} {}_5S_{x,i,j} = \frac{\sum_{j=1}^{32} {}_5O_{x,i,j}}{{}_5O_{x,i,\bullet}} = \frac{{}_5O_{x,i,\bullet}}{{}_5O_{x,i,\bullet}} = 1 \quad (9.4)$$

Debido a que las proporciones ${}_5S_{x,i,j}$ son positivas, menores que uno, y satisfacen (9.4), es que a menudo se les llama *probabilidades*. Decimos de “transitar” y no de “emigrar”, porque sólo sabemos que al inicio de periodo estaban en i y al final en j , pero no sabemos si efectivamente llegaron directamente a j procedentes de i , o en el ínter vivieron en otro estado.

En demografía, una tasa expresa un promedio anual per cápita de eventos; sin embargo, sólo aquellas tasas que se refieren a toda la población expuesta al riesgo de experimentar el evento se pueden convertir en probabilidades y viceversa. A ese tipo de tasas se les denomina de primera categoría (Leguina, 1976: 39–41). Es claro que mientras todas las personas de una región están expuestas a emigrar, ninguna está expuesta a inmigrar, ya que si alguien está adentro no puede ingresar. Así, son las proporciones de emigración las que se pueden convertir en tasas, en el sentido probabilístico.

Denotemos por ${}_5M_{x,i,j}$ a la tasa de emigrar del estado i hacia el estado j durante un lustro específico. Si definimos la matriz de proporciones de transición como:

$${}_5\mathbf{S}_x = \begin{pmatrix} {}_5S_{x,1,1} & {}_5S_{x,2,1} & \cdots & {}_5S_{x,32,1} \\ {}_5S_{x,1,2} & {}_5S_{x,2,2} & \cdots & {}_5S_{x,32,2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ {}_5S_{x,1,32} & {}_5S_{x,2,32} & \cdots & {}_5S_{x,32,32} \end{pmatrix} \quad (9.5)$$

y la matriz de tasas como

$${}_5\mathbf{M}_x = \begin{pmatrix} -\sum_{j \neq 1}^{32} {}_5M_{x,1,j} & {}_5M_{x,2,1} & \cdots & {}_5M_{x,32,1} \\ {}_5M_{x,1,2} & -\sum_{j \neq 2}^{32} {}_5M_{x,2,j} & \cdots & {}_5M_{x,32,2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ {}_5M_{x,1,32} & {}_5M_{x,2,32} & \cdots & -\sum_{j \neq 32}^{32} {}_5M_{x,32,j} \end{pmatrix} \quad (9.6)$$

Nour y Suchindran (1984: 326) encontraron la siguiente relación:

$${}_5\mathbf{S}_x = \exp \{ {}_5\mathbf{M}_x \} \quad (9.7)$$

o

$${}_5\mathbf{M}_x = \frac{1}{5} \ln \{ {}_5\mathbf{S}_x \} \quad (9.8)$$

donde (Gantmacher, 1959: 113):

$$e^{\mathbf{A}} = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{1}{i!} \mathbf{A}^i = \mathbf{I} + \mathbf{A} + \frac{1}{2!} \mathbf{A}^2 + \frac{1}{3!} \mathbf{A}^3 + \dots$$

$$\ln \{\mathbf{A}\} = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(-1)^{i-1}}{i} (\mathbf{A}-\mathbf{I})^i = (\mathbf{A}-\mathbf{I}) - \frac{1}{2} (\mathbf{A}-\mathbf{I})^2 + \frac{1}{3} (\mathbf{A}-\mathbf{I})^3 + \dots$$
(9.9)

con \mathbf{I} la matriz identidad. Ambas son funciones inversas, es decir,

$$e^{\ln\{\mathbf{A}\}} = \ln \{e^{\mathbf{A}}\} = \mathbf{I} \quad (9.10)$$

En todos los casos se utilizó la fórmula (9.8) para estimar las tasas de migración interestatal, excepto en los menores de cinco años, ya que esas niñas y esos niños están expuestos al riesgo de migrar, en promedio, sólo la mitad del lustro; así, las tasas, en tanto promedio anual, son:

$${}_5M_0 = \frac{1}{2.5} \ln \{ {}_5S_0 \} \quad (9.8')$$

Las tasas calculadas con (9.8) y (9.8') son por cohorte, pues el sentido probabilístico de las proporciones ${}_5S_{x,i,j}$ implica que la exposición al riesgo, el denominador en (9.3), fue para los residentes en i cinco años más jóvenes (o que nacieron ahí si son menores de cinco años al momento del censo). Denotemos por ${}_5M_{x,i,j}^{(c)}$ a esas tasas donde el sobreíndice c indica cohorte.

Convertimos las tasas por cohorte en tasas por grupos de edad, porque las segundas son más fáciles de interpretar gráficamente y además nos permiten multiplicarlas por la población media para estimar los migrantes; en términos gráficos, necesitamos pasar del diagrama de Lexis del lado izquierdo en la figura 4.2 al diagrama del lado derecho.

Si suponemos que la tasa es constante en todas las edades de la cohorte durante el quinquenio, la del grupo 0–4 años para el lustro se puede estimar como:

$${}_5M_{0,i,j} = \frac{1}{2} \left[{}_5M_{0,i,j}^{(c)} + {}_5M_{5,i,j}^{(c)} \right]$$

la de 5–9 años:

$${}_5M_{5,i,j} = \frac{1}{2} \left[{}_5M_{5,i,j}^{(c)} + {}_5M_{10,i,j}^{(c)} \right]$$

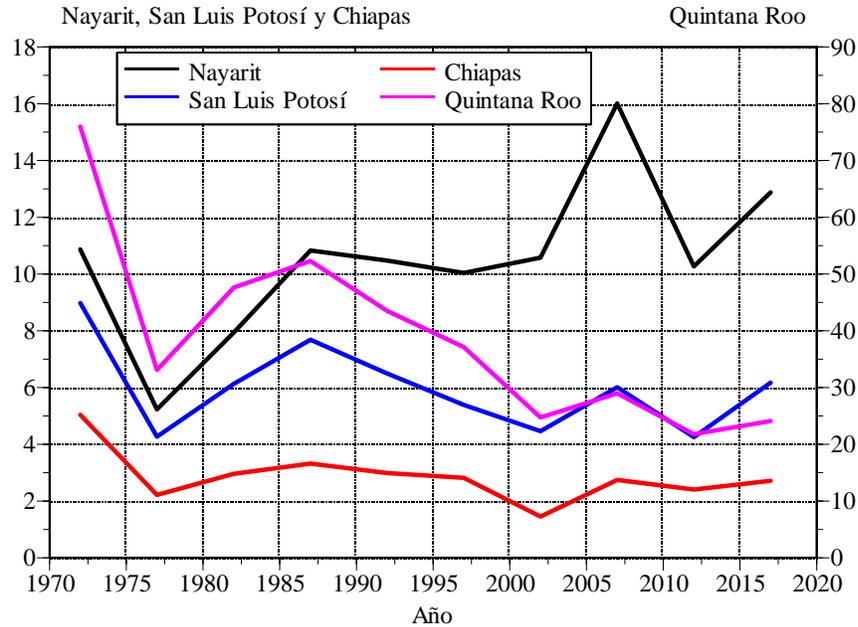
y de manera general:

$${}_5M_{x,i,j} = \frac{1}{2} \left[{}_5M_{x,i,j}^{(c)} + {}_5M_{x+5,i,j}^{(c)} \right] \quad (9.11)$$

donde ahora ${}_5M_{x,i,j}$ indica la tasa edad-periodo (el lado derecho de la figura 4.2).

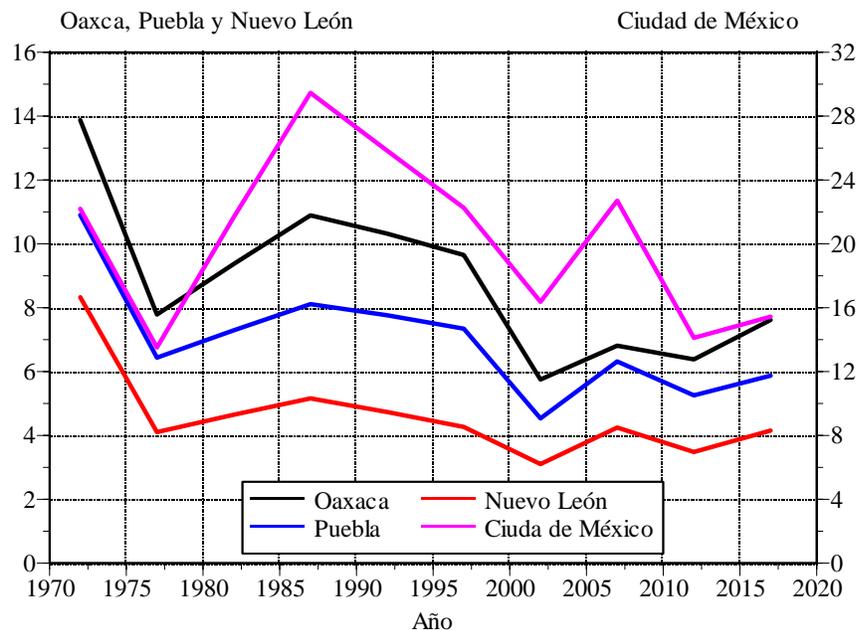
Las tasas de 1970–1980 se dedujeron de las estimaciones de Partida (1993), de 1985–1990, 1995–2000, 2005–2010 y 2015–2020 de los censos de 1990 a 2020, del quinquenio 2000–2005 del conteo de 2005 y del lustro 2010–2015 de la encuesta intercensal de 2015. Igual que en la migración internacional, las tasas de los quinquenios, para los que se

Gráfica 9.3. Tasas anuales de inmigración interna para cuatro estados seleccionados, 1970-2019 (Por mil)



Fuente: Censos de población 1980 a 2020, conteo de población de 2005, encuesta intercensal de 2015 y capítulo 6.

Gráfica 9.4. Tasas anuales de emigración interna para cuatro estados seleccionados, 1970-2019 (Por mil)



Fuente: Censos de población 1980 a 2020, conteo de población de 2005, encuesta intercensal de 2015 y capítulo 6.

recolectó información, se multiplicaron por la suma de las poblaciones medias del lustro correspondiente.

En las gráficas 9.3 y 9.4 se presentan las tasas brutas de inmigración interna y emigración interna para los estados que cubren la gama de particularidades estatales.

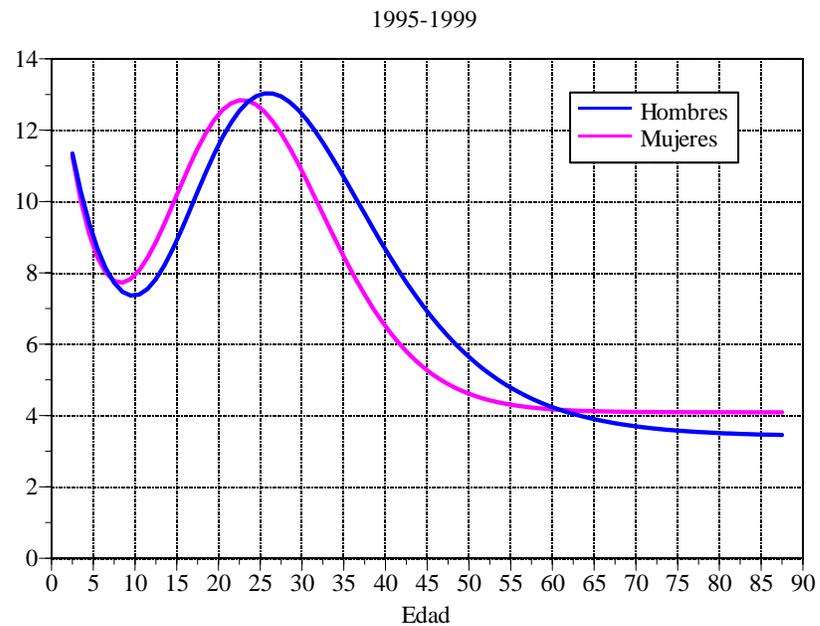
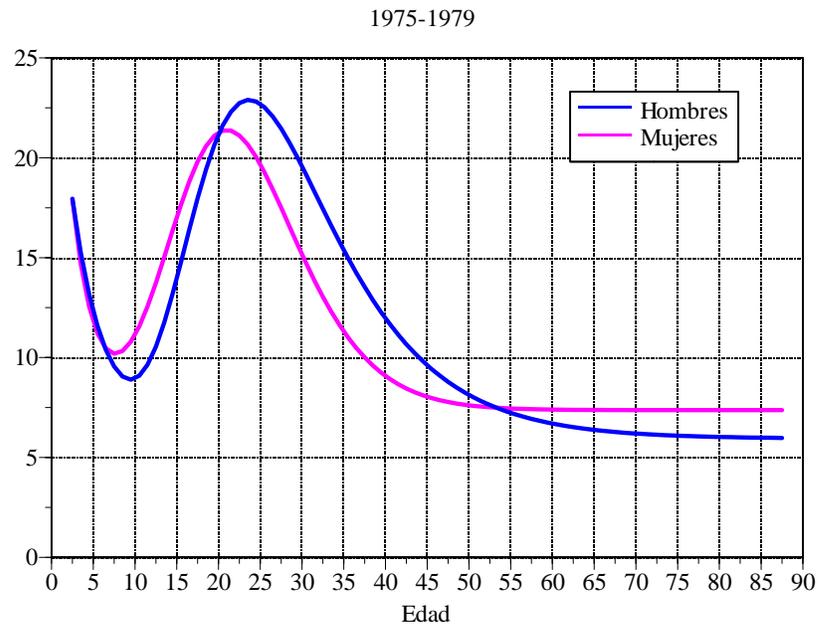
Los paneles de la gráfica 9.5 muestran las tasas por edad de la migración interestatal para el conjunto del país para cuatro quinquenios que exhiben los cambios a través del tiempo en la intensidad del fenómeno. En todos los lustros se advierte el patrón clásico de la migración interna. El descenso en la intensidad en la primera infancia se vincula a la caída en los jóvenes y adultos jóvenes, indicativo presumiblemente de la migración de hijas e hijos con sus padres, dentro de un esquema de movilidad territorial de familias completas en la etapa de formación del hogar. El rejuvenecimiento femenino de la “campana del trabajo” apunta a la mayor juventud de las mujeres al unirse consensualmente, nuevamente en un esquema de migración familiar y el recorte de la componente infantil, con el paso de los años, sugiere que la disminución de la fecundidad, a lo largo del país, se extiende a la migración interna.

En los paneles de la gráfica 9.6 se muestran las tasas de inmigración y emigración por edad de seis entidades federativas para los quinquenios previos a los censos de 1990 a 2020, el conteo de 2005 y la encuesta de 2015, donde se busca reflejar la variedad de acercamientos y alejamientos en las tasas de inmigración y emigración en entre los estados.

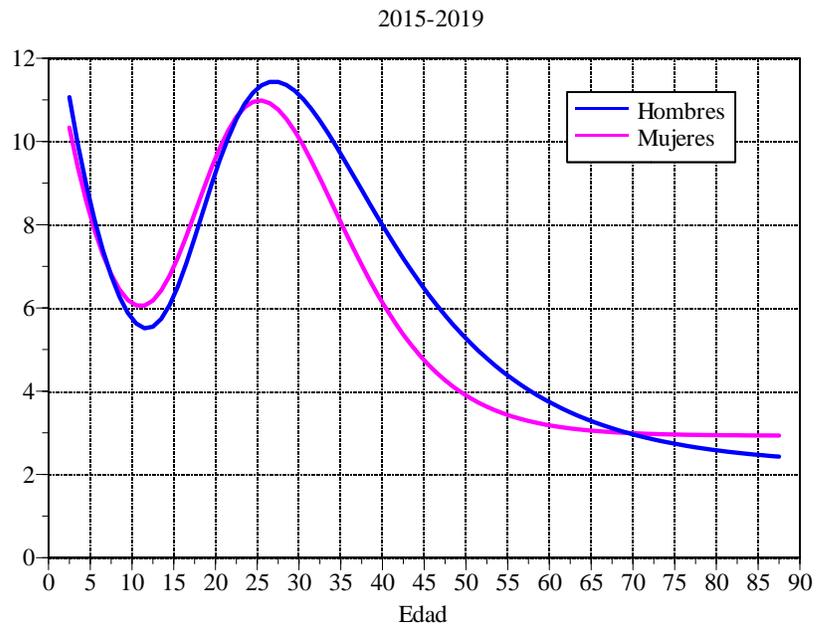
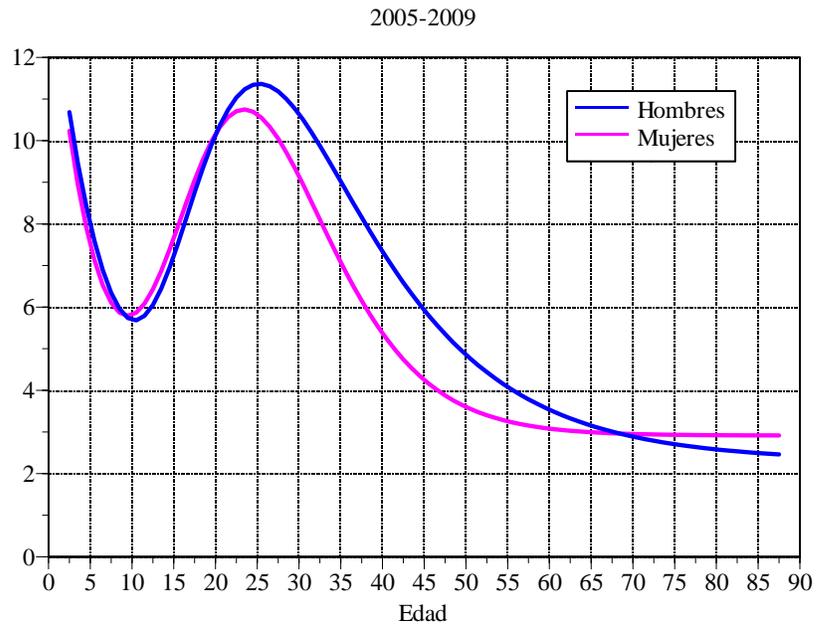
En la gráfica 9.7 se presentan cuatro flujos entre entidades federativas específicas para el quinquenio previo de los últimos cuatro censos. En el intercambio poblacional entre Quintana Roo y Yucatán, la movilidad del segundo a primero es casi diez veces que en sentido contrario; entre Nuevo León y Tamaulipas los desplazamientos relativos son casi el triple del segundo al primero que viceversa; las tasas de Puebla hacia Veracruz son casi 1.5 veces que en el sentido opuesto; y las intensidades son casi iguales en ambas direcciones entre Baja California y Sinaloa. También interesante es la variedad de pautas etarias en los dos sentidos de los flujos.

Los migrantes interestatales por sexo, grupos de edad y quinquenio se reproducen en el anexo L en el archivo de EXCEL adjunto.

Gráfica 9.5. Tasas de migración interestatal por edad y sexo para el conjunto del país, cuatro quinquenios seleccionados (Por mil)

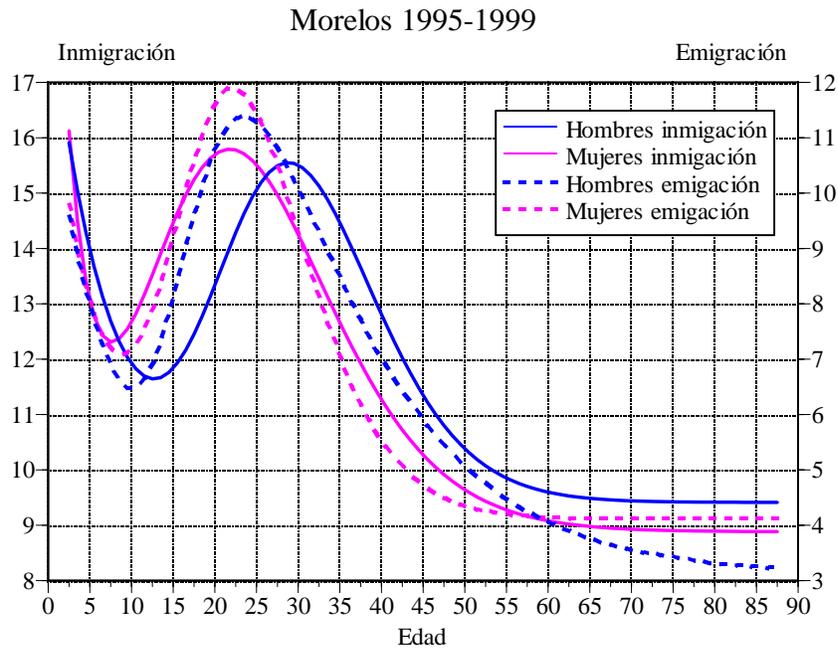
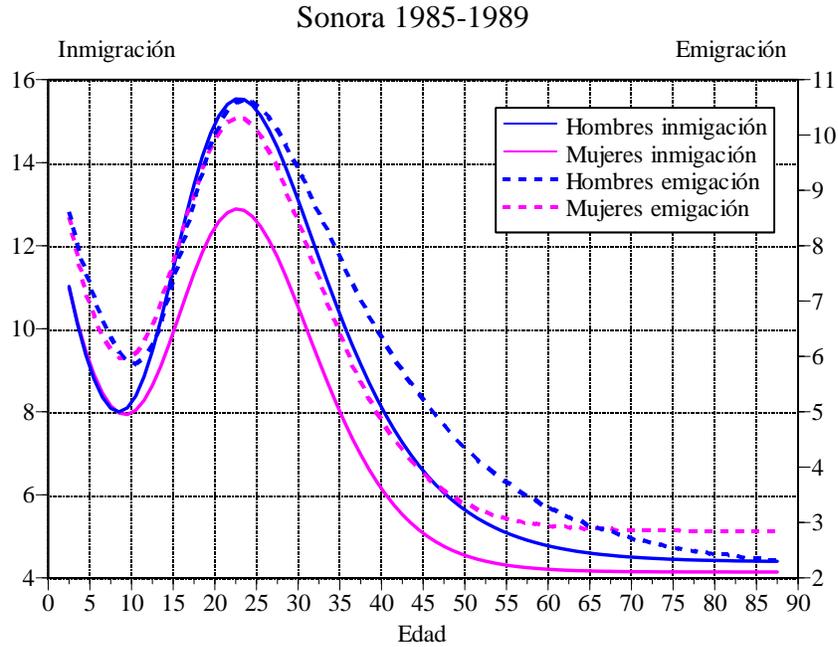


Gráfica 9.5.
(Concluye)

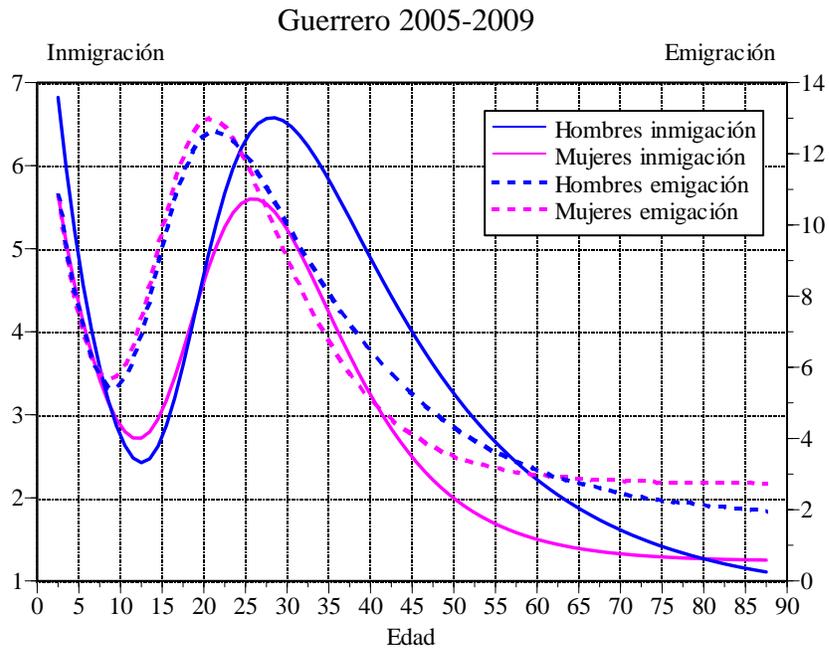
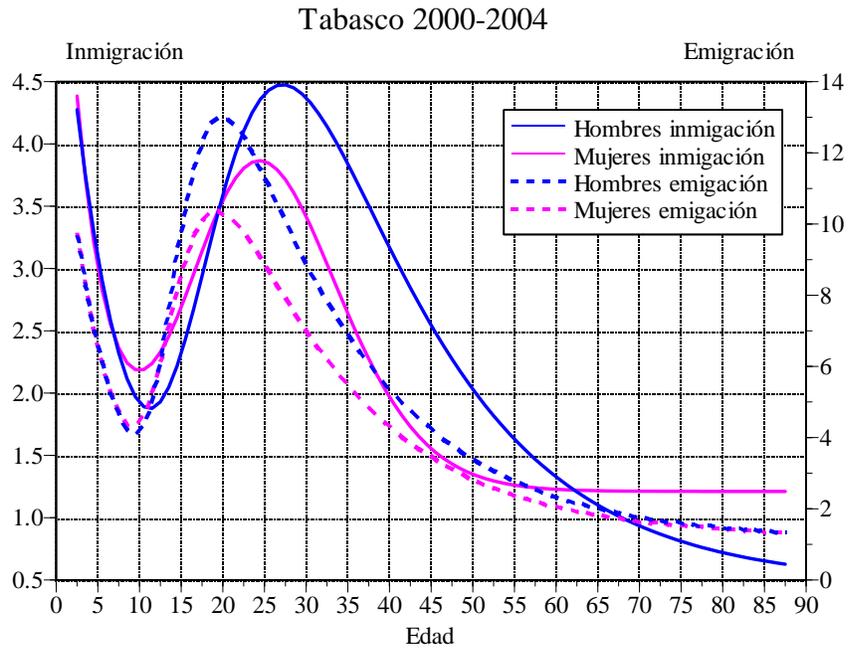


Fuente: Censos de población de 1980, 2000, 2020 y 2020 y capítulo 6.

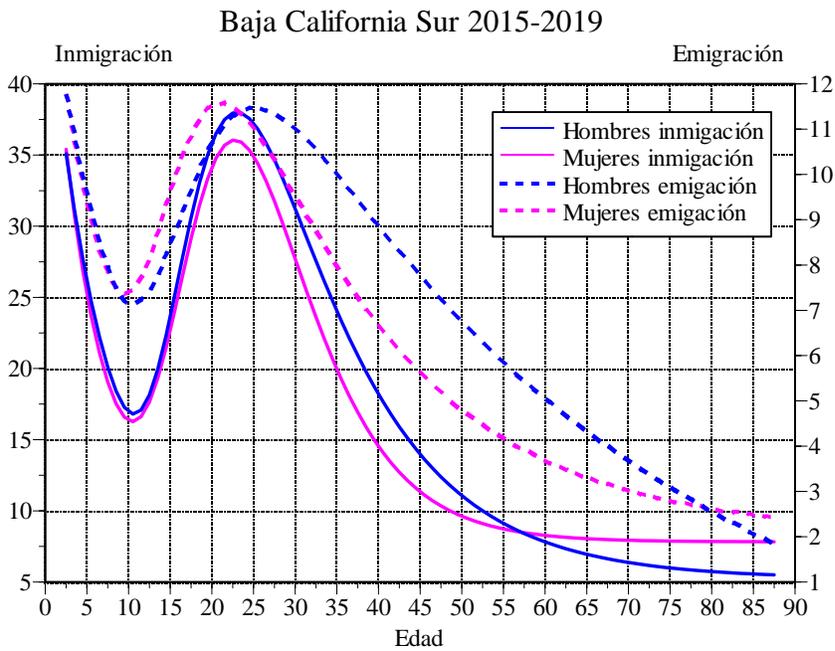
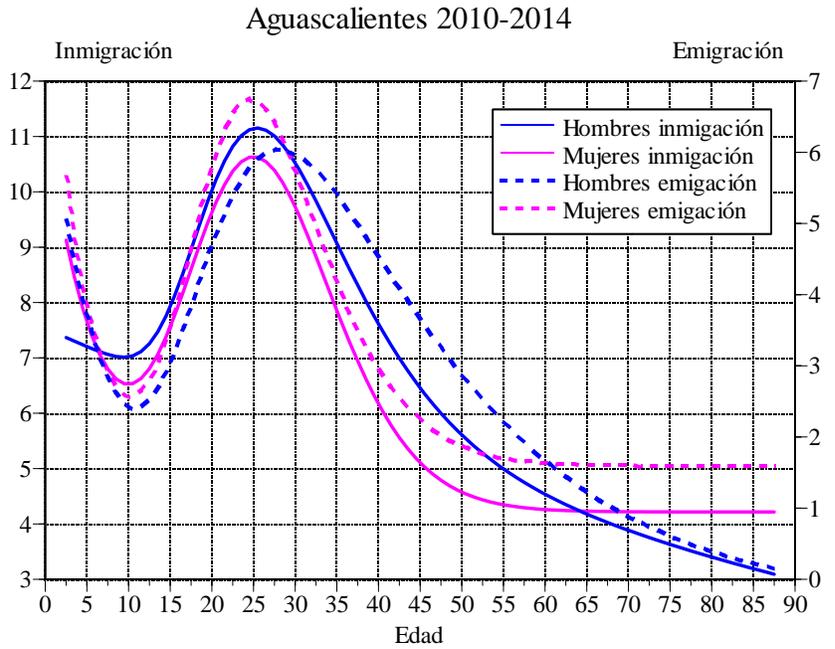
Gráfica 9.6. Tasas de inmigración y emigración interestatal por edad y sexo para cuatro estados seleccionados en seis lustros (Por mil)



Gráfica 9.6.
(Continúa)



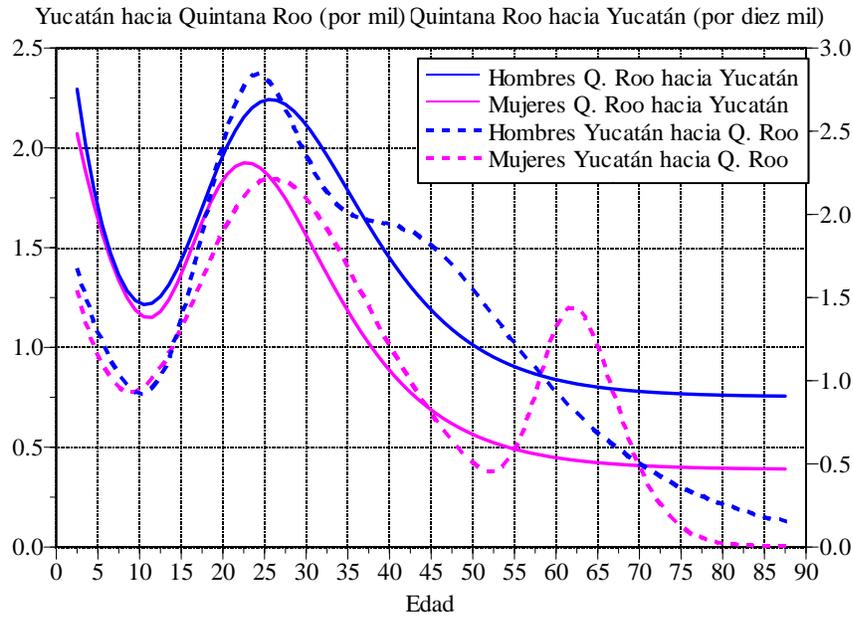
Gráfica 9.6.
(Concluye)



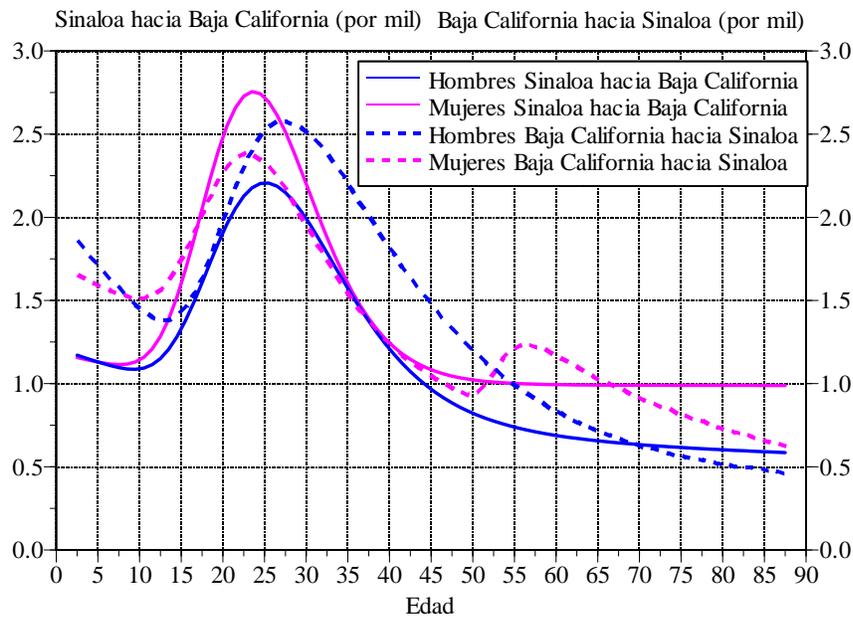
Fuente: Censos de población de 1980 a 2020, conteo de población de 2005, Encuesta Intercensal de 2015 y capítulo 6.

Gráfica 9.7. Tasas de migración entre cuatro pares específicos de estados por edad y sexo en quinquenios específicos (Por mil)

Quintana Roo y Yucatán 1985-1989

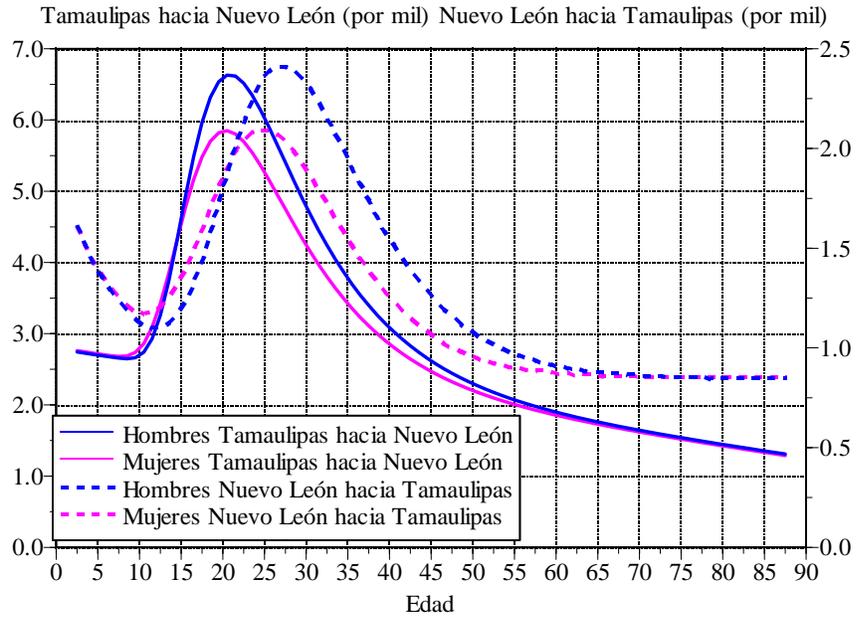


Baja California y Sinaloa 1995-1999

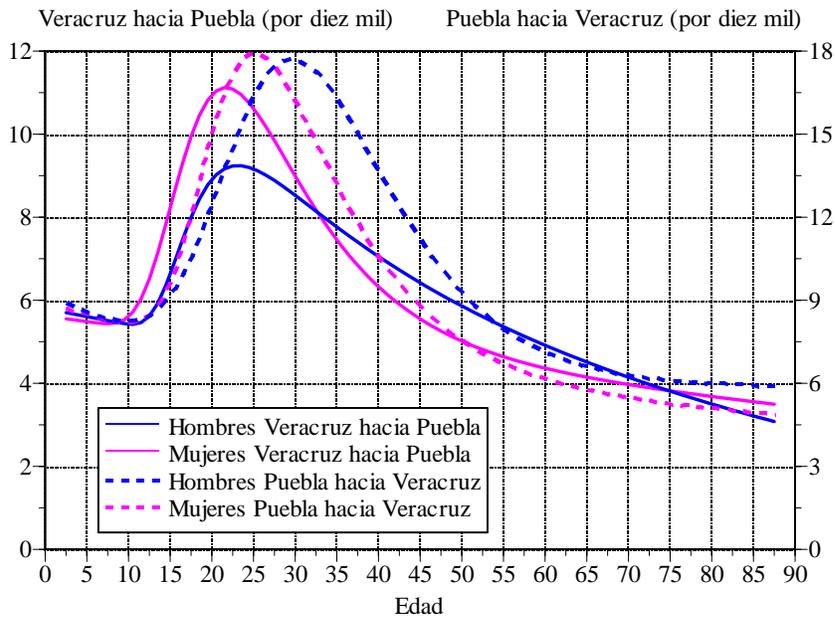


Gráfica 9.7.
(Concluye)

Nuevo León y Tamaulipas 2005-2009



Puebla y Veracruz 2015-2019



Fuente: Censos de población de 1990, 2000, 2010 y 2020 y capítulo 6.

Anexos

A. El algoritmo de asignación biproporcional iterativa

Entre los distintos procedimientos disponibles para estimar las celdas de un cuadro de dos variables, el de asignación biproporcional iterativa tiene la propiedad de ser máximo verosímil (Willekens, Pór y Raquillet, 1981).¹ El algoritmo consiste en distribuir de manera proporcional la diferencia entre los marginales conocidos y los del arreglo que resulta después de cada iteración.

Sea $E_{i,j}$ un arreglo bivariado, donde i indica el renglón y j la columna, del cual se conocen un arreglo inicial representativo —digamos $E_{i,j}^{(0)}$ — y los marginales renglón y columna:

$$E_{i,\bullet} = \sum_{j=1}^n E_{i,j} \quad \text{y} \quad E_{\bullet,j} = \sum_{i=1}^m E_{i,j}$$

donde m es el número de renglones y n el de columnas.

Si se inicia el procedimiento por renglón, para cada uno de los renglones i se reparte proporcionalmente la diferencia entre las n columnas:

$$\tilde{E}_{i,j}^{(0)} = \frac{E_{i,\bullet}}{E_{i,\bullet}^{(0)}} E_{i,j}^{(0)}$$

y la diferencia respecto del arreglo que resulta se distribuye ahora entre los m renglones de cada columna j :

$$E_{i,j}^{(1)} = \frac{E_{\bullet,j}}{\tilde{E}_{\bullet,j}^{(0)}} \tilde{E}_{i,j}^{(0)}$$

con lo cual se ha completado la primera iteración (indicada por el sobreíndice 1).

El procedimiento se aplica sucesivamente hasta que el arreglo converge, es decir, hasta que después de k iteraciones se satisface la siguiente condición:

$$\|E_{i,j}^{(k)} - E_{i,j}^{(k-1)}\| < \varepsilon$$

para todas las $m \times n$ celdas del arreglo y donde ε se fija arbitrariamente (0.5 en todas las aplicaciones mencionadas previamente en este documento).

¹Deming (1943) desarrolló la solución bajo el criterio mínimo cuadrático.

B. Métodos para corregir el nivel de la mortalidad

El objetivo de este anexo es presentar de manera sucinta dos algoritmos para evaluar la cobertura relativa de las defunciones de las estadísticas vitales con respecto a los censos de población, cuya aplicación al caso de México y de las entidades federativas se describe en los capítulos 2 y 6, respectivamente. Los procedimientos parten del modelo que denomino *general de crecimiento* y que en el medio de los demógrafos se le conoce como de *r's variables*.

Se parte del supuesto que el eventual lector posee un conocimiento básico de las relaciones que subyacen a la construcción de una tabla de vida y al concepto de tasa en Demografía.

B.1 El modelo general de crecimiento

Conviene recordar los dos conceptos básicos relativos a la edad que se utilizan ordinariamente en Demografía:

Edad exacta. Es el tiempo medido en años que ha transcurrido entre el *preciso* momento en que nace la persona y el *preciso* momento en que se hace la observación.

Edad cumplida. Se refiere al último aniversario alcanzado por una persona al momento de hacer la observación; equivale a suprimir *toda* la parte fraccionaria de la edad exacta.

Denotemos por $P(t)$ a la población total al tiempo t y por ${}_n P_x(t)$ a las personas de esa población que se encuentran en el intervalo semiabierto de edades exactas $[x, x + n)$ al tiempo t , con n medido en años. Por ejemplo, ${}_5 P_{25}(t)$ indica las personas entre las edades exactas 25 y 30 años, o bien, de 25–29 años cumplidos. Generalmente se omite el subíndice izquierdo cuando es igual a uno ($n = 1$).

Nuestra percepción de la realidad nos dice que hay una edad extrema avanzada —más allá de 110 años y que denotaremos por ω — a la cual nadie sobrevive.¹ Si suponemos que los datos vienen dados por edades *simples* o *desplegadas* (es decir, $n = 1$), es claro que la

¹El Grupo de Investigación Gerontológica y el Libro de Récords Mundiales de Guinness reconocen a la francesa Jeanne Calment (21 de febrero de 1875 a 4 de agosto de 1997), que vivió 122 años y 124 días, como el ser humano más longevo que se ha podido verificar. Christian Mortensen (16 de agosto de 1882 a 25 de abril de 1998), nacido en Dinamarca y nacionalizado estadounidense, es el varón más longevo al haber vivido 115 años y 252 días. Información tomada del sitio de Internet http://en.wikipedia.org/wiki/Main_Page.

población total equivale a la suma de las personas de todas las edades, es decir;

$$P(t) = \sum_{x=0}^{\omega-1} P_x(t) \quad (\text{B.1})$$

donde, para fines prácticos, suponemos que ω es un entero. Si la población estuviera agrupada en intervalos etarios de igual longitud n , y hacemos ω un múltiplo de n , podemos escribir (B.1) como:

$$P(t) = \sum_{x=0}^{\omega-n} {}_n P_x(t) \quad (\text{B.2})$$

La letra n , debajo del subíndice de la sumatoria, indica que se debe incrementar de n en n y no de uno en uno como tradicionalmente se evalúa; el valor de n más común, además de 1, es 5.

Hemos definido el concepto de edad exacta y referido la población a un instante en el tiempo calendario. ¿Qué podemos decir de los individuos de edad x al tiempo t ? Realmente poco, porque sería tan sólo una variable dicotómica (0 ó 1). Consideremos, por ejemplo, el rango entre 0 y 100 años de edad exacta. Si pudiéramos captar correctamente la edad exacta en segundos en un censo de población, necesitaríamos 3,153.6 millones de personas (100 años \times 365 días \times 24 horas \times 60 minutos \times 60 segundos) —¡Más que el conjunto de habitantes de China e India (2,589.1 millones a mediados de 2011) y casi la mitad de la población mundial (6,974.0 millones)!— para poder ubicar tan *sólo a un individuo en cada edad exacta*. Así es necesario acotar este concepto, que nos será de gran utilidad en la exposición.²

Si se divide la población ${}_n P_x(t)$ entre la longitud del intervalo etario, esto es, ${}_n P_x(t)/n$, tenemos un promedio anual de población al tiempo t . Si reducimos tanto como se pueda ese intervalo, es decir,

$$N(x; t) = \lim_{n \rightarrow 0} \frac{{}_n P_x(t)}{n} \quad (\text{B.3})$$

tenemos la *densidad anual de población de edad exacta x con respecto a la edad* al tiempo t .

Denotemos por $N(x; t, t + h)$ a la población que alcanza la edad exacta x (el x -ésimo aniversario) entre los momentos t y $t + h$, con h medido en años. Por ejemplo, $N(5; 1998, 2003)$ representa a quienes cumplieron cinco años de edad entre el 1 de enero de 1998 y el 1 de enero de 2003.

Si reducimos el periodo de h años tanto como se pueda:

$$N(x; t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{N(x; t, t + h)}{h} \quad (\text{B.4})$$

tenemos la *densidad anual de la población de edad exacta x con respecto al tiempo* al tiempo t .

²Las poblaciones de China, India y el planeta se tomaron de la consulta on line en el sitio de Internet de la División de Población de las Naciones Unidas (www.un.org/esa/population/unpop.htm)

¿Porqué usamos la misma notación para las densidades anuales con respecto a la edad y con respecto al tiempo? Sencillamente porque es el mismo monto poblacional. En efecto, si se ubican las poblaciones ${}_n P_x(t)$ y $N(x; t, t + h)$ en un diagrama de Lexis, como se muestra en la gráfica B.1, bajo la óptica de la edad, conforme se reduce n , se eliminan las generaciones más antiguas hasta que queda la más reciente, es decir, la nacida al momento $t - x$; y, bajo la perspectiva del tiempo, al retirar las generaciones más recientes, queda sólo la más antigua, esto es, la misma cohorte nacida en $t - x$. De esta manera, como la edad es también una medida de tiempo, en el límite la densidad anual de población en (B.3) y en (B.4) se confunden, ya que ambas representan a los mismos supervivientes de la generación nacida en $t - x$:

$$N(x; t) = \lim_{n \rightarrow 0} \frac{{}_n P_x(t)}{n} = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{N(x; t, t + h)}{h} \quad (\text{B.5})$$

Consideremos ahora pequeños intervalos de tiempo dt y edad dy , que son iguales ($dt = dy$) porque conforme avanza el tiempo calendario, una persona envejece en la misma cantidad de tiempo. Durante ese periodo, por el principio de la ecuación compensadora extendido a cohortes, la variación de la población será igual a menos las defunciones más los migrantes netos.

Denotemos por $\mu(x; t)$ la tasa instantánea de mortalidad de edad exacta x al tiempo t y por $\lambda(x; t)$ la de migración neta. No está por demás recordar que una tasa, independientemente de las longitudes de los intervalos de edad y de tiempo, siempre es un promedio anual per cápita. Así, las defunciones y migrantes netos para ese pequeño intervalo de tiempo dy son $N(y; t) \mu(y; t) dy$ y $N(y; t) \lambda(y; t) dy$, respectivamente. La modificación en el tamaño de la cohorte representada por la densidad anual de población $N(y; t)$ es la diferencial total (variación simultánea de edad y y tiempo t):

$$dN(y; t) = -N(y; t) \mu(y; t) dy + N(y; t) \lambda(y; t) dy \quad (\text{B.6})$$

Del cálculo diferencial e integral multivariado sabemos que la diferencial total de una función es la suma de la derivada parcial con respecto a cada una de las variables multiplicada por la diferencial de la variable, es decir,

$$dN(y; t) = \frac{\partial}{\partial y} N(y; t) dy + \frac{\partial}{\partial t} N(y; t) dt \quad (\text{B.7})$$

Dado que el lado izquierdo de (B.6) y (B.7) expresa el mismo valor, podemos igualar los lados derechos:

$$\frac{\partial}{\partial y} N(y; t) dy + \frac{\partial}{\partial t} N(y; t) dt = -N(y; t) \mu(y; t) dy + N(y; t) \lambda(y; t) dy \quad (\text{B.8})$$

Si dividimos ambos lados por la densidad anual de población

$$\frac{\frac{\partial}{\partial y} N(y; t)}{N(y; t)} dy + \frac{\frac{\partial}{\partial t} N(y; t)}{N(y; t)} dt = -\mu(y; t) dy + \lambda(y; t) dy \quad (\text{B.9})$$

La variación anual per cápita de la población con respecto al tiempo es la tasa de crecimiento de la población, es decir,

$$\frac{\partial N(y; t)}{\partial t} = r(y; t)$$

con lo cual, al reemplazar en (B.9):

$$\frac{\partial N(y; t)}{\partial y} dy + r(y; t) dt = -\mu(y; t) dy + \lambda(y; t) dy$$

y despejar

$$\frac{\partial}{\partial y} \ln \{N(y; t)\} dy = -r(y; t) dy - \mu(y; t) dy + \lambda(y; t) dy \quad (\text{B.10})$$

donde reemplazamos dt por dy en la multiplicación de la tasa de crecimiento porque ambas diferenciales son iguales.

Si integramos en ambos lados de (B.10) entre las edades exactas a y x :

$$\int_a^x \frac{\partial}{\partial y} \ln \{N(y; t)\} dy = \ln \left\{ \frac{N(x; t)}{N(a; t)} \right\} = -\int_a^x r(y; t) dy - \int_a^x \mu(y; t) dy + \int_a^x \lambda(y; t) dy \quad (\text{B.11})$$

tomamos exponencial en ambos lados:

$$\frac{N(x; t)}{N(a; t)} = \exp \left\{ -\int_a^x r(y; t) dy + \int_a^x \lambda(y; t) dy - \int_a^x \mu(y; t) dy \right\}$$

y despejamos:

$$N(x; t) = N(a; t) \exp \left\{ -\int_a^x r(y; t) dy + \int_a^x \lambda(y; t) dy - \int_a^x \mu(y; t) dy \right\} \quad (\text{B.12})$$

Esta es la ecuación fundamental del modelo general de crecimiento, obtenida por Preston y Coale (1982: 257). En una población estable, la tasa de crecimiento es invariable por edad y en el tiempo, es decir, $r = r(y; t)$; es por eso que al modelo expresado en (B.12) se le ha dado en llamar de las *r's variables*.

Si dividimos entre la población de a años o más de edad:

$$c_{a+}(x; t) = \frac{N(x; t)}{P_{a+}(t)} = b_{a+}(t) \exp \left\{ -\int_a^x r(y; t) dy + \int_a^x \lambda(y; t) dy - \int_a^x \mu(y; t) dy \right\} \quad 0 \leq a < \omega \quad (\text{B.13})$$

donde $c_{a+}(x; t)$ es la proporción de la población de a años o más de edad que tiene edad exacta x al momento t , esto es, la *estructura o composición por edad* de las personas de

a años o más de edad; y $b_{a+}(t) = N(a, t)/P_{a+}(t)$ es la *tasa bruta de natalidad* al tiempo t para la población de a años o más de edad. La denominamos *tasa de natalidad* porque la densidad anual de población de edad exacta a son los entrantes al intervalo abierto a años o más, quienes equivalen a los “nacimientos” de la población de ese intervalo etario.

De la definición de estructura por edad tenemos que:

$$\int_a^{\omega} c_{a+}(x; t) dx = 1 \quad (\text{B.14})$$

con lo cual, al integrar ambos lados de (B.13) sobre el rango etario completo

$$1 = b_{a+}(t) \int_a^{\omega} \exp \left\{ - \int_a^x r(y; t) dy + \int_a^x \lambda(y; t) dy - \int_a^x \mu(y; t) dy \right\} dx$$

despejar

$$b_{a+}(t) = \frac{1}{\int_a^{\omega} \exp \left\{ - \int_a^x r(y; t) dy + \int_a^x \lambda(y; t) dy - \int_a^x \mu(y; t) dy \right\} dx}$$

y reemplazar en (B.13):

$$c_{a+}(x; t) = \frac{\exp \left\{ - \int_a^x r(y; t) dy + \int_a^x \lambda(y; t) dy - \int_a^x \mu(y; t) dy \right\}}{\int_a^{\omega} \exp \left\{ - \int_a^x r(y; t) dy + \int_a^x \lambda(y; t) dy - \int_a^x \mu(y; t) dy \right\} dx} \quad 0 \leq a < \omega \quad (\text{B.15})$$

esto es, que la composición etaria se puede deducir sólo a partir de las tasas de crecimiento, migración neta y mortalidad del mismo momento.

Denotemos por $B(t, t+h)$ a los nacimientos ocurridos entre los momentos t y $t+h$ y sea la densidad anual de nacimientos:

$$B(t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{B(t, t+h)}{h} \quad (\text{B.16})$$

Como la edad exacta cero es el momento del nacimiento, $B(t) = N(0; t)$ y podemos escribir (B.12) como:

$$N(x; t) = B(t) \exp \left\{ - \int_0^x r(y; t) dy + \int_0^x \lambda(y; t) dy - \int_0^x \mu(y; t) dy \right\} \quad (\text{B.12}')$$

y la estructura por edad de la población total, retirando los subíndices “ $a+$ ”:

$$\begin{aligned}
 c(x; t) &= b(t) \exp \left\{ - \int_0^x r(y; t) dy + \int_0^x \lambda(y; t) dy - \int_0^x \mu(y; t) dy \right\} \\
 &= \frac{\exp \left\{ - \int_0^x r(y; t) dy + \int_0^x \lambda(y; t) dy - \int_0^x \mu(y; t) dy \right\}}{\int_0^{\omega} \exp \left\{ - \int_0^x r(y; t) dy + \int_0^x \lambda(y; t) dy - \int_0^x \mu(y; t) dy \right\} dx}
 \end{aligned} \tag{B.13'}$$

donde $b(t)$ es la tasa bruta de natalidad y se parte del hecho que:

$$\int_0^{\omega} c(x; t) dx = 1 \tag{B.14'}$$

Hace medio siglo, Álvaro López (1961) demostró el teorema de la *ergodicidad débil*, el cual establece que, en el largo plazo, la estructura por edad y el ritmo de crecimiento de una población dependen sólo de la dinámica demográfica pasada y que su volumen se encuentra principalmente determinado por esa dinámica y en menor medida por el monto de población remoto, esto es, a partir del cual se considera el cambio demográfico. ¿Por qué entonces la estructura por edad depende sólo de las tasas para un momento (t)? Porque las tasas de crecimiento $r(y; t)$ contienen el pasado demográfico de la población (Preston y Coale, 1982: 228–230).

En la práctica, los datos vienen referidos por edad cumplida y no por edad exacta. Asimismo, las tasas de crecimiento y migración neta por edad no se pueden valorar en un momento preciso, sino más bien para periodos cortos o largos de tiempo, según la disponibilidad de la información. Antes de ver la manera de asemejar las ecuaciones a grupos de edad e intervalos de tiempo, consideramos mejor explorar el potencial del modelo para evaluar y corregir medidas demográficas, manteniéndonos bajo el enfoque continuo, ya que cualquier aproximación de esta perspectiva al caso discreto se mantiene en todas las ecuaciones.

B.2 Corrección de la mortalidad a partir del modelo general

Las tasas de crecimiento por edad seguramente las obtendremos de dos censos sucesivos de población y las de mortalidad y migración neta de anualizar el monto de esos eventos y dividir entre la población a mitad del periodo de tiempo.

Existe evidencia que los datos demográficos de nuestro país adolecen, en menor o mayor medida, de subregistro y mala declaración de la edad. Supongamos que ya corregimos los problemas de mala declaración de la edad, pero persisten los problemas de cobertura. Digamos que las tasas de crecimiento, de migración neta y de mortalidad deben ser corregidas, cada una, en la misma proporción en todas las edades como:

$$\widehat{r}(y;t) = k_r r(y;t) \quad \widehat{\lambda}(y;t) = k_\lambda \lambda(y;t) \quad \widehat{\mu}(y;t) = k_\mu \mu(y;t) \quad (\text{B.17})$$

donde el símbolo “ $\widehat{}$ ” indica estimado o *correcto* y k la proporción por la que hay que corregir las tasas de todas las edades.

Tomando logaritmo natural en ambos lados de (B.14) e introduciendo los factores de corrección:

$$\ln \{c_{a+}(x;t)\} = \ln \{b_{a+}(t)\} - k_r \int_a^x r(y;t) dy + k_\lambda \int_a^x \lambda(y;t) dy - k_\mu \int_a^x \mu(y;t) dy \quad (\text{B.18})$$

Si consideramos diversos valores de la edad exacta x , se pueden estimar los factores de corrección y la tasa bruta de natalidad $b_{a+}(t)$ (ordenada al origen) mediante una regresión ordinaria de mínimos cuadrados.

Este modelo nos permite obtener no sólo correcciones del nivel de la mortalidad (k_μ), sino también de la migración neta (k_λ), del crecimiento intercensal (k_r), y una estimación de $b_{a+}(t)$ que nos puede ser de utilidad para estimar niveles de fecundidad si hacemos $a = 0$.

B.3 La propuesta de Bennet y Horiuchi

Una igualdad bien conocida de la tabla de vida es:

$$p(x;t) = \exp \left\{ - \int_0^x \mu(y;t) dy \right\} \quad (\text{B.19})$$

donde $p(x;t)$ es la probabilidad de sobrevivir del nacimiento a la edad exacta x en la tabla de mortalidad para las condiciones del tiempo t . Al reemplazar (B.19) en (B.12') tenemos:

$$N(x;t) = B(t) \exp \left\{ - \int_0^x r(y;t) dy + \int_0^x \lambda(y;t) dy \right\} p(x;t) \quad (\text{B.20})$$

La densidad anual de defunciones de edad exacta x es:

$$D(x;t) = N(x;t) \mu(x;t) = B(t) \exp \left\{ - \int_0^x r(y;t) dy + \int_0^x \lambda(y;t) dy \right\} p(x;t) \mu(x;t)$$

y como $d(x; t) = p(x; t) \mu(x; t)$ es la densidad anual de defunciones de la tabla de vida para un r adix unitario, tenemos que:

$$D(x; t) = B(t) \exp \left\{ - \int_0^x r(y; t) dy + \int_0^x \lambda(y; t) dy \right\} d(x; t) \quad (\text{B.21})$$

Si integramos ambos lados de (B.10) de x a $x + v$, tomamos exponencial y despejamos:

$$N(x + v; t) = N(x; t) \exp \left\{ - \int_x^{x+v} r(y; t) dy + \int_x^{x+v} \lambda(y; t) dy \right\} \frac{p(x + v; t)}{p(x; t)} \quad (\text{B.22})$$

porque la probabilidad condicional de supervivencia de x a $x + v$ es:

$${}_v p_x = \frac{p(x + v; t)}{p(x; t)} = \exp \left\{ - \int_x^{x+v} \mu(y; t) dy \right\} \quad (\text{B.19}')$$

La densidad anual de defunciones es ahora:

$$D(x + v; t) = N(x; t) \exp \left\{ - \int_x^{x+v} r(y; t) dy + \int_x^{x+v} \lambda(y; t) dy \right\} \frac{d(x + v; t)}{p(x; t)} \quad (\text{B.23})$$

si despejamos

$$N(x; t) \frac{d(x + v; t)}{p(x; t)} = D(x + v; t) \exp \left\{ \int_x^{x+v} r(y; t) dy - \int_x^{x+v} \lambda(y; t) dy \right\}$$

e integramos de x a ω :

$$N(x; t) \int_x^\omega \frac{d(x + v; t)}{p(x; t)} dv = N(x; t) \int_x^\omega D(x + v; t) \exp \left\{ \int_x^{x+v} r(y; t) dy - \int_x^{x+v} \lambda(y; t) dy \right\} dv \quad (\text{B.24})$$

porque

$$\int_x^\omega \frac{d(x + v; t)}{p(x; t)} dv = \frac{\int_x^\omega d(x + v; t) dv}{p(x; t)} = \frac{p(x; t)}{p(x; t)} = 1$$

Para simplificar la notaci on hagamos $\gamma(y; t) = r(y; t) - \lambda(y; t)$, digamos la tasa de *crecimiento natural* (total menos social) de edad exacta a al tiempo t .

Al separar la integral en el lado derecho de (B.24) se tiene:

$$N(x; t) = \int_x^{x+n} D(x+v; t) \exp \left\{ \int_x^{x+v} \gamma(y; t) dy \right\} dv + \int_{x+n}^{\omega} D(x+v; t) \exp \left\{ \int_x^{x+v} \gamma(y; t) dy \right\} dv$$

La exponencial del último término podemos abrirla también en dos intervalos:

$$\exp \left\{ \int_x^{x+v} \gamma(y; t) dy \right\} = \exp \left\{ \int_x^{x+n} \gamma(y; t) dy \right\} \exp \left\{ \int_{x+n}^{x+v} \gamma(y; t) dy \right\}$$

Como en ese término $x+n \leq v \leq \omega$, el primer multiplicando de la ecuación anterior no depende de v , podemos sacarlo de la integral:

$$\begin{aligned} N(x; t) &= \int_x^{x+n} D(x+v; t) \exp \left\{ \int_x^{x+v} \gamma(y; t) dy \right\} dv + \\ &+ \exp \left\{ \int_x^{x+n} \gamma(y; t) dy \right\} \left[\int_{x+n}^{\omega} D(x+v; t) \exp \left\{ \int_{x+n}^{x+v} \gamma(y; t) dy \right\} dv \right] \end{aligned}$$

y, evaluando (B.24) en $x+n$:

$$N(x; t) = \int_x^{x+n} D(x+v; t) \exp \left\{ \int_x^{x+v} \gamma(y; t) dy \right\} dv + N(x+n; t) \exp \left\{ \int_x^{x+n} \gamma(y; t) dy \right\} \quad (\text{B.25})$$

Esta ecuación fue obtenida por Bennet y Horiuchi (1981: 210) en su versión discreta. Si se supone que la población está cerrada a la migración, es decir, $\lambda(y; t) = 0$ sobre todo el rango etario $[0, \omega)$, la tasa de crecimiento natural equivale a la total $\gamma(y; t) = r(y; t)$ y se tiene la versión más difundida del procedimiento de Bennet y Horiuchi. Es evidente que la ausencia de migración no es una condición para la aplicación del procedimiento, sino tan sólo una simplificación cuando no se cuenta con datos sobre migración, o ésta es despreciable.

El modelo de Bennet y Horiuchi se aplica de manera retrospectiva. Como a la edad ω nadie sobrevive, esto es, $N(\omega, t) = 0$, la ecuación (B.25) para el último intervalo etario es:

$$N(\omega - n; t) = \int_{\omega-n}^{\omega} D(\omega - n + v; t) \exp \left\{ \int_{\omega-n}^{\omega-n+v} \gamma(y; t) dy \right\} dv$$

Con ese valor, para el grupo anterior:

$$N(\omega - 2n; t) = \int_{\omega-2n}^{\omega-n} D(\omega - 2n + v; t) \exp \left\{ \int_{\omega-2n}^{\omega-2n+v} \gamma(y; t) dy \right\} dv + \\ + N(\omega - n; t) \exp \left\{ \int_{\omega-2n}^{\omega-n} \gamma(y; t) dy \right\}$$

y así sucesivamente hasta cualquier edad exacta igual o superior a cero, ya que la valoración de (B.25) depende sólo de las tasas de crecimiento natural $\gamma(y; t)$, de las defunciones $D(x + y; t)$ del intervalo etario $[x, x + n]$ y de la población al final $N(x + n; t)$, pero no de las personas menores de x años.

De nuestra definición de densidad anual de población en (B.3) es claro que la población del intervalo de edades $[x, x + n]$ es:

$${}_n P_x(t) = \int_x^{x+n} N(y; t) dy \quad (\text{B.26})$$

y si suponemos que la densidad anual varía linealmente dentro del intervalo de edades:

$${}_n P_x(t) = \frac{n}{2} [N(x; t) + N(x + n; t)] \quad (\text{B.27})$$

Sea ${}_n \tilde{P}_x(t)$ la población vinculada a las defunciones derivada a partir de la aplicación retrospectiva (B.25), entonces la cobertura de las defunciones con respecto a la población real es:

$$C = \frac{{}_n \tilde{P}_x(t)}{{}_n P_x(t)} \quad (\text{B.28})$$

Esta es realmente la propuesta de Bennet y Horiuchi para corregir la cobertura relativa de las defunciones. No se debe perder de vista que, detrás del modelo (B.24), subyace el supuesto que el nivel de cobertura es igual en todas las edades. Al ejemplificar la aplicación al caso de México en el capítulo 2, comentamos el diagnóstico cuando el valor de C no es el mismo para todas las edades consideradas.

La tasas de mortalidad ajustadas son:

$$\hat{\mu}(y; t) = \frac{\mu(y; t)}{C} \quad (\text{B.29})$$

donde $\mu(y; t)$ corresponde a las obtenidas de las defunciones registradas y las poblaciones censadas.

B.4 Adaptación al caso discreto

Al trabajar con edades cumplidas, generalmente la longitud genérica n del intervalo etario es 1 (edades simples o desplegadas) y 5 (grupos quinquenales). Comúnmente se omite el

subíndice izquierdo n cuando es igual a 1. Aquí nos mantenemos con el caso general de n años.

La integral sobre las tasas de *crecimiento natural* podemos fraccionarla en intervalos de igual longitud n . Para simplificar la nomenclatura, supongamos que la diferencia $x - a$ es un múltiplo exacto de n , con lo cual:

$$\int_a^x \gamma(y; t) dy = \sum_{\substack{u=a \\ n}}^{x-n} \int_u^{u+n} \gamma(y; t) dy \quad (\text{B.30})$$

donde nuevamente la letra n , debajo del subíndice de la sumatoria, indica que se debe incrementar de n en n .

Por el primer teorema del valor medio para las integrales sabemos que existe ζ —el valor medio— tal que:

$$\int_u^{u+n} \gamma(y; t) dy = n \gamma(x + \zeta; t)$$

donde $0 \leq \zeta \leq n$ y:

$$\min_{x \leq y \leq x+n} \gamma(y; t) \leq \gamma(x + \zeta; t) \leq \max_{x \leq y \leq x+n} \gamma(y; t)$$

Como una tasa siempre es un promedio anual per cápita, independientemente de la longitud del intervalo de edad o del tiempo calendario, y $\gamma(x + \zeta; t)$ es una tasa promedio del intervalo etario $[x, x + n)$, la podemos asimilar a la tasa del grupo, es decir, $\gamma(x + \zeta; t) = {}_n\gamma_x(t)$, con lo cual, al reemplazar en (B.30) y para el crecimiento total, la migración neta y la mortalidad:

$$\begin{aligned} \Gamma_a(x; t) &= \sum_{\substack{u=a \\ n}}^{x-n} n {}_n\gamma_u(t) & R_a(x; t) &= \sum_{\substack{u=a \\ n}}^{x-n} n {}_nr_u(t) \\ \Lambda_a(x; t) &= \sum_{\substack{u=a \\ n}}^{x-n} n {}_n\lambda_u(t) & U_a(x; t) &= \sum_{\substack{u=a \\ n}}^{x-n} n {}_nM_u(t) \end{aligned} \quad (\text{B.31})$$

donde ${}_nM_u(t)$ es la tasa específica de mortalidad para el intervalo de edades $[x, x + n)$. Podemos escribir la ecuación (B.12) como:

$$N(x; t) = N(a; t) \exp \{-R_a(x; t) + \Lambda_a(x; t) - U_a(x; t)\} \quad (\text{B.32})$$

Si aplicamos el teorema del valor medio de las integrales a (B.26):

$${}_nP_x(t) = \int_x^{x+n} N(y; t) dy = n N(x + \xi; t)$$

reemplazamos en la segunda igualdad en (B.11):

$$\ln \left\{ \frac{\frac{1}{n} {}_n P_x(t)}{N(a;t)} \right\} = \ln \left\{ \frac{N(x+\xi;t)}{N(a;t)} \right\} = -R_a(x+\xi;t) + \Lambda_a(x+\xi;t) - U_a(x+\xi;t) \quad (\text{B.33})$$

tomamos exponencial en ambos lados:

$$\frac{{}_n P_x(t)}{n N(a;t)} = \exp \{ -R_a(x+\xi;t) + \Lambda_a(x+\xi;t) - U_a(x+\xi;t) \}$$

y despejamos:

$${}_n P_x(t) = n N(a;t) \exp \{ -R_a(x+\xi;t) + \Lambda_a(x+\xi;t) - U_a(x+\xi;t) \}$$

Si suponemos que el valor medio de la integral es igual al punto medio del intervalo, es decir, $\xi = x + n/2$, podemos escribir la ecuación anterior como:

$${}_n P_x(t) = n N(a;t) \exp \{ -{}_n R_{x,a}(t) + {}_n \Lambda_{x,a}(t) - {}_n U_{x,a}(t) \} \quad (\text{B.34})$$

con

$${}_n G_{x,a}(t) = \begin{cases} \frac{n}{2} {}_n g_x & \text{si } x = a \\ \sum_{u=a}^{x-n} {}_n g_u + \frac{n}{2} {}_n g_x & \text{si } x \geq a + n \end{cases} \quad (\text{B.35})$$

donde g expresa cualquiera de las tasas específicas por edad (r , λ , M o γ) y G la acumulación respectiva (R , Λ , U o Γ).

Si dividimos ambos lados de (B.34) por la población de a años o más de edad:

$${}_n c_{x,a+}(t) = \frac{{}_n P_x(t)}{P_{a+}(t)} = n b_{a+}(t) \exp \{ -{}_n R_{x,a}(t) + {}_n \Lambda_{x,a}(t) - {}_n U_{x,a}(t) \} \quad (\text{B.36})$$

donde ${}_n c_{x,a+}(t)$ es la estructura por edad de las personas de a años o más de edad.

Denotemos por $K(t, t+h)$ a los años-persona vividos o *tiempo vivido* por la población total entre los momentos t y $t+h$, con h medido en años. Su valor está dado por

$$K(t, t+h) = \int_t^{t+h} P(y) dy \quad (\text{B.37})$$

Esta igualdad tiene la siguiente explicación. Consideremos un pequeño intervalo de tiempo dy medido en años (quizás una milésima de segundo aún es “grande”), tal que el monto de la población $P(y)$ no cambia durante ese periodo. Dado que todos y cada uno de los $P(y)$ individuos viven dy años, en conjunto viven $P(y) dy$ años en ese pequeño intervalo de tiempo. Como la integral definida, en el sentido de Riemann, es la suma de la función (la

población) sobre *todos* los pequeños intervalos —realmente infinitésimos— de la variable (el tiempo), al cabo de h años, el lado derecho de (B.37) son los años-persona vividos.

Si introducimos la edad, ${}_nK_x(t, t+h)$ son los años-persona vividos por la población en el intervalo semiabierto de edades exactas $[x, x+n)$ entre los momentos t y $t+h$:

$${}_nK_x(t, t+h) = \int_t^{t+h} {}_nP_x(y) dy \quad (\text{B.37}')$$

y la *estructura por edad* o proporción del tiempo vivido total que corresponde a la población del intervalo semiabierto de edades exactas $[x, x+n)$ entre los momentos t y $t+h$ es:

$${}_nc_x(t, t+h) = \frac{{}_nK_x(t, t+h)}{K(t, t+h)} \quad (\text{B.38})$$

donde de manera similar a la población en un momento en el tiempo, para el tiempo vivido durante el periodo genérico de h años podemos establecer:

$$K(t, t+h) = \sum_{x=0}^{\omega-n} {}_nK_x(t, t+h) \quad (\text{B.39})$$

Es claro que:

$$\sum_{x=0}^{\omega-n} {}_nc_x(t, t+h) = 1 \quad (\text{B.38}')$$

En la realidad es prácticamente imposible determinar el monto de la población en intervalos de tiempo tan pequeños, incluso un día o una semana, ya que para ello se necesitaría una gran cantidad de información demográfica (nacimientos, defunciones y migraciones) que no está disponible en nuestros países, dado el alto grado de desagregación por edad y en el tiempo. Así, para estimar el tiempo vivido, se pueden usar los modelos matemáticos de crecimiento de la población como el geométrico y exponencial.³ Preferimos este último porque es consistente con la definición de tasa en Demografía. En efecto, supongamos que la población crece de manera exponencial a una tasa constante r :

$$P(t+y) = P(t) e^{ry}$$

de donde, los años-persona vividos entre t y $t+h$ son:

$$K(t, t+h) = \int_0^h P(t) e^{ry} dy = P(t) \left[\frac{e^{rh} - 1}{r} \right] = \frac{P(t+h) - P(t)}{r} \quad (\text{B.40})$$

³En Suecia, aunque se cuenta con el registro continuo de población, el tiempo vivido se aproxima al redondear el tiempo vivido a bimestres del año.

Una tasa en Demografía se define como el cociente que resulta de dividir los eventos ocurridos en un periodo de tiempo entre los años-persona vividos por la población durante el mismo intervalo, con lo cual la tasa de crecimiento demográfico es:

$$r(t, t+h) = \frac{P(t+h) - P(t)}{K(t, t+h)}$$

es consistente con (B.40).

Si integramos entre t y $t+h$ ambos lados de (B.34):

$$\begin{aligned} {}_nK_x(t, t+h) &= \int_t^{t+h} {}_nP_x(y) dy \\ &= \int_t^{t+h} nN(a; t) \exp \{ -{}_nR_{x,a}(t, t+y) + {}_n\Lambda_{x,a}(t, t+y) - {}_nU_{x,a}(t, t+y) \} dy \end{aligned}$$

o bien

$${}_nK_x(t, t+h) = nN(a; t, t+h) \exp \{ -{}_nR_{x,a}(t, t+h) + {}_n\Lambda_{x,a}(t, t+h) - {}_nU_{x,a}(t, t+h) \} \quad (\text{B.41})$$

donde ahora las tasas de crecimiento, migración neta y mortalidad (r , λ y μ) corresponden al periodo de h años.

Podemos ahora escribir la ecuación (B.18) como:

$$\ln \{ {}_nC_{x,a+}(t, t+h) \} = \ln \{ b_{a+}(t, t+h) \} - k_r {}_nR_{x,a}(t, t+h) + k_\lambda {}_n\Lambda_{x,a}(t, t+h) - k_\mu {}_nU_{x,a}(t, t+h) \quad (\text{B.42})$$

Si descomponemos las tasas de migración neta en las tasas de inmigración y emigración, digamos ${}_n\lambda_x = {}_n\iota_x - {}_n\varepsilon_x$, podemos escribir la ecuación anterior como:

$$\begin{aligned} \ln \{ {}_nC_{x,a+}(t, t+h) \} &= \ln \{ b_{a+}(t, t+h) \} - k_r {}_nR_{x,a}(t, t+h) + \\ &\quad + k_\iota {}_nI_{x,a}(t, t+h) - k_\varepsilon {}_nE_{x,a}(t, t+h) - k_\mu {}_nU_{x,a}(t, t+h) \end{aligned} \quad (\text{B.42}')$$

donde I y E son las acumulaciones de las tasas de inmigración y emigración, respectivamente, con la estructura general (B.35).

El modelo de Bennet y Horiuchi (B.25) es:

$$N(x; t, t+h) = {}_nD_x(t, t+h) \exp \{ {}_n\gamma_x(t, t+h)/2 \} + N(x+n; t, t+h) \exp \{ {}_n\gamma_x(t, t+h) \} \quad (\text{B.43})$$

y los años-persona vividos correspondientes a las defunciones:

$${}_n\tilde{K}_x(t, t+h) = \frac{n}{2} [N(x; t, t+h) + N(x+n; t, t+h)] \quad (\text{B.44})$$

Nótese que no es necesario multiplicar por la longitud de intervalo de tiempo h , porque esa dimensión está implícita en el periodo al que se refieren las defunciones en (B.43).

C. Siglas de las entidades federativas

Aguascalientes	AG	Morelos	MO
Baja California	BC	Nayarit	NA
Baja California Sur	BS	Nuevo León	NL
Campeche	CA	Oaxaca	OA
Coahuila	CO	Puebla	PU
Colima	CL	Querétaro	QT
Chiapas	CS	Quintana Roo	QR
Chihuahua	CH	San Luis Potosí	SL
Ciudad de México	CM	Sinaloa	SI
Durango	DU	Sonora	SO
Guanajuato	GT	Tabasco	TA
Guerrero	GR	Tamaulipas	TM
Hidalgo	HI	Tlaxcala	TX
Jalisco	JA	Veracruz	VE
México	ME	Yucatán	YU
Michoacán	MI	Zacatecas	ZA

D. La tabla de vida

La tabla de vida o tabla de mortalidad es un modelo probabilístico que describe la historia de una cohorte —generalmente ficticia— hasta la extinción por muerte del último de sus miembros. La tabla se compone de diversas funciones biométricas:

ℓ_x Supervivientes a la edad exacta x de un efectivo inicial o rádix ℓ_0

${}_n d_x$ Defunciones entre las edades exactas x y $x + n$. Su valor está dado por:

$${}_n d_x = \ell_x - \ell_{x+n} \quad (\text{D.1})$$

${}_n p_x$ Probabilidad que un sobreviviente de edad x tiene de vivir n años adicionales:

$${}_n p_x = \frac{\ell_{x+n}}{\ell_x}$$

${}_n q_x$ Probabilidad que un sobreviviente de edad x tiene de fallecer antes de n años:

$${}_n q_x = \frac{{}_n d_x}{\ell_x} \quad (\text{D.2})$$

Por los axiomas de la probabilidad y la definición (D.1) se tiene la siguiente propiedad de cerradura:

$${}_n p_x + {}_n q_x = \frac{\ell_{x+n}}{\ell_x} + \frac{{}_n d_x}{\ell_x} = \frac{\ell_x}{\ell_x} = 1$$

${}_n L_x$ Años-persona vividos entre las edades exactas x y $x + n$ por la cohorte de la tabla. Su valor estrictamente matemático está dado por:

$${}_n L_x = \int_x^{x+n} \ell_y dy \quad (\text{D.3})$$

Esta igualdad tiene la siguiente explicación. Supongamos que ℓ_y es una función continua entre las edades exactas x y $x + n$ y sea dy un pequeño periodo medido en años (quizás una milésima de segundo aún es “grande”). Al cabo de ese pequeño intervalo, cada uno de los

sobrevivientes vive dy años y el conjunto vive un total de $\ell_y dy$ años. Como una integral definida, en el sentido de Riemann, es la suma de la función sobre todos los infinitésimos de tiempo que cubre el rango de variación (de x a $x+n$), entonces los años-persona vividos por la cohorte de la tabla son el lado derecho de (D.3).

${}_n a_x$ Años-persona vividos entre las edades exactas x y $x+n$ por las defunciones ocurridas en ese intervalo de edades. Su valor claramente está acotado entre 0 (todos los decesos tienen lugar a la edad exacta x) y n (todos acontecen a la edad $x+n$).

Es costumbre omitir el subíndice izquierdo n cuando se refiere a un año ($n=1$).

Los años-persona vividos por la cohorte ${}_n L_x$ se obtienen entonces como la suma de los años vividos por los sobrevivientes (n años por cada uno) y por las defunciones:

$${}_n L_x = n \ell_{x+n} + {}_n a_x {}_n d_x \quad (\text{D.4})$$

de donde, incorporando (D.1):

$${}_n L_x = n \ell_{x+n} + {}_n a_x (\ell_x - \ell_{x+n}) = {}_n a_x \ell_x + \ell_{x+n} (n - {}_n a_x) \quad (\text{D.4}')$$

Si suponemos que las defunciones se distribuyen de manera uniforme durante el intervalo de edades, es decir, ${}_n a_x = n/2$, entonces los años-persona vividos son:

$${}_n L_x = \frac{n}{2} [\ell_x + \ell_{x+n}] \quad (\text{D.4}''')$$

Suponer que las defunciones se distribuyen uniformemente equivale a suponer que la función de supervivientes decrece linealmente dentro del periodo de edades de n años, que es lo mismo que la integración numérica por medio de un trapezoide en (D.3), es decir, la igualdad en (D.4''').

Una tasa en demografía se define como el cociente que resulta de dividir los eventos ocurridos en un intervalo de tiempo entre los años-persona vividos por la población durante el mismo periodo y expresa un promedio anual per cápita de eventos, independientemente de la longitud del intervalo. De aquí, para la tabla de vida se tiene que:

$${}_n m_x = \frac{{}_n d_x}{{}_n L_x} \quad (\text{D.5})$$

Si introducimos (D.1) en (D.4):

$${}_n L_x = n \ell_x - n {}_n d_x + {}_n a_x {}_n d_x$$

despejamos

$$\ell_x = {}_n L_x + {}_n d_x - {}_n a_x {}_n d_x = {}_n L_x + {}_n d_x (n - {}_n a_x)$$

sustituimos en (D.2):

$${}_n q_x = \frac{{}_n d_x}{{}_n L_x + {}_n d_x (1 - {}_n a_x)}$$

y dividimos numerador y denominador por ${}_nL_x$, por (D.5):

$${}_nq_x = \frac{{}_n{}_nm_x}{1 + (n - {}_na_x) {}_nm_x} \quad \text{o} \quad {}_nm_x = \frac{{}_nq_x}{n - (n - {}_na_x) {}_nq_x} \quad (\text{D.6})$$

fórmulas que se deben a Chiang.

En el caso de México, para el primer año de vida se usaron las fórmulas obtenidas por Andreev y Kingkade (2015: 376) para el factor de separación a_0 :

$$\begin{aligned} \text{Para hombres} & \begin{cases} 0.1493 - 2.0367 q_0 & \text{si } q_0 < 0.0226 \\ 0.0244 + 3.4994 q_0 & \text{si } 0.0226 \leq q_0 < 0.0785 \\ 0.2991 & \text{si } q_0 \geq 0.0785 \end{cases} \\ \text{Para mujeres} & \begin{cases} 0.1490 - 2.0867 q_0 & \text{si } q_0 < 0.0170 \\ 0.0438 + 4.1075 q_0 & \text{si } 0.0170 \leq q_0 < 0.0658 \\ 0.3141 & \text{si } q_0 \geq 0.0658 \end{cases} \end{aligned} \quad (\text{D.7})$$

y para las siguientes cuatro edades los sugeridos por Naciones Unidas (1983) en sus tablas modelo de 1982:

$$a_1 = 0.44, \quad a_2 = 0.47, \quad a_3 = 0.49 \quad \text{y} \quad a_4 = 0.5 \quad (\text{D.8})$$

De 5 a 14 años de edad se usó la fórmula:

$$q_x = \frac{m_x}{1 + 0.5 \times m_x} \quad \text{o} \quad m_x = \frac{q_x}{1 - 0.5 \times q_x}$$

y a partir de 25 años fórmula de crecimiento exponencial para edades individuales

$$q_x = 1 - \exp \{-m_x\} \quad \text{o} \quad m_x = -\ln \{1 - q_x\} \quad (\text{D.9})$$

Al calcular las esperanzas de vida a cinco años, para los grupos quinquenales 5–9 y 10–14 años de edad se usaron los factores de separación sugeridos por Coale y Demeny (1983):

$${}_5q_5 = \frac{{}_5{}_5m_5}{1 + 2.75 {}_5{}_5m_5} \quad \text{y} \quad {}_5q_{10} = \frac{{}_5{}_5m_{10}}{1 + 2.5 {}_5{}_5m_{10}} \quad (\text{D.10})$$

a partir de 15–19 años la conocida fórmula de Reed y Merrell (1939):¹

$${}_5q_x = 1 - \exp \{-5 {}_5{}_5m_x - {}_5{}_5m_x^2\} \quad \text{o} \quad m_x = \frac{\sqrt{25 - 4 \ln \{1 - {}_5q_x\}} - 5}{2} \quad (\text{D.11})$$

y los grupos 5–9 y 10–14, al despejar en (D.10):

$${}_5{}_5m_5 = \frac{{}_5q_5}{5 - 2.75 {}_5q_5} \quad \text{y} \quad {}_5{}_5m_{10} = \frac{{}_5q_{10}}{5 - 2.5 {}_5q_{10}} \quad (\text{D.10}')$$

¹La fórmula general de Reed y Merrell es:

$${}_nq_x = 1 - \exp \{-n {}_n{}_nm_x - 0.008 n^3 {}_5{}_5m_x^2\}$$

y si $n = 5$, entonces $0.008 \times 125 = 1$.

Los años-persona vividos se pueden obtener también despejando en (D.5):

$${}_nL_x = \frac{{}_nd_x}{{}_nm_x} \quad (\text{D.4''})$$

T_x Años-persona vividos a partir de la edad x . Su valor está dado por:

$$T_x = \sum_{y=x,n}^{\omega-n} {}_nL_y \quad (\text{D.12})$$

donde ω es una edad extrema avanzada límite de la vida humana, es decir, aquella a la cual nadie sobrevive:

$$\ell_\omega = 0$$

e_x Esperanza de vida a la edad x , es decir, el promedio de años que le restan por vivir a cada uno de los sobrevivientes a esa edad:

$$e_x = \frac{T_x}{\ell_x} \quad (\text{D.13})$$

Para obtener la tabla de mortalidad y, a partir de ella las esperanzas de vida, es necesario encontrar una forma de pasar alguna medida de la mortalidad observada a alguna de las funciones biométricas de la tabla. Generalmente esto se hace suponiendo que las tasas de mortalidad observada y de tabla son iguales, ya que ambas expresan un promedio anual per cápita de decesos:

$${}_nm_x = {}_nM_x$$

donde ${}_nM_x$ es la tasa observada de mortalidad. Con las tasas observadas y las fórmulas (2.25) o (2.26) se obtienen las probabilidades ${}_nq_x$ y con ellas se elabora la tabla, para lo cual se fija arbitrariamente un valor para el radíx ℓ_0 , generalmente uno, cien mil o un millón.

Cuando se tuvo una tabla abreviada de mortalidad (0, 1, 2, 3, 4 años y grupos quinquenales), el paso a edades simples se hizo mediante el modelo parametrizado de Heligman y Pollard (1980):

$$q_x = A^{(B+x)^c} + D \exp \left\{ -E \left[\ell_n \left\{ \frac{x}{F} \right\} \right]^2 \right\} + \frac{GH^x}{1 - GH^x} \quad (\text{D.14})$$

Los parámetros del modelo (A , B , C , D , E , F , G y H) se estimaron con la subrutina UNABR del paquete de computo *MortPak* de las Naciones Unidas (United Nations, 1988).

E. Criterios para seleccionar las tasas globales de fecundidad de las entidades federativas

El objetivo de este anexo es comentar los criterios y consideraciones tomadas en cuenta para la selección de las tasas de fecundidad de cada uno de los estados del capítulo 7.

Aguascalientes. Es notable la coincidencia en las estimaciones de las estadísticas vitales con las del certificado de nacimiento y las paridades censales, las que señalan un descenso pausado pero ininterrumpido de cerca de 4.0 hijos por mujer a principio de los años noventa a cerca de 2.1 hijos en 2019. Es notable la coincidencia entre las dos series de las estadísticas vitales, lo que refleja el registro oportuno de los nacimientos; el certificado parece tener una cobertura también muy cercana a la del Registro Civil, desde el primer año de su implementación. La estimación a partir de los datos de la encuesta de 2018 también coincide, pero las de las dos anteriores no, la de 2009 se encuentra por encima y 2014 por debajo. Los valores de las tasas con la fecha de nacimiento del último hijo coinciden también, salvo en el caso de 2019, cuando sugieren un nivel más elevado. Además, hay una estrecha relación entre la TGF de las historias de embarazos y la proporción de mujeres usuarias de anticonceptivos en esta entidad. Así, resulta plausible suponer que las estadísticas vitales, encuestas de 2006 y anteriores, y la de 2018, así como el último hijo del censo de 2020, proporcionan las mejores estimaciones del nivel de la fecundidad en el período.

Baja California. Las distintas estimaciones coinciden en señalar un continuo descenso a partir de la década de los años setenta. No obstante, los valores de las encuestas se ubican por encima de las estadísticas vitales, de los valores de la paridad, y del certificado; las tasas de la última hija o del último hijo tienen valores por encima pero muy cercanos de las series de las estadísticas vitales. En todas las encuestas, el nivel de fecundidad se encuentra por encima de lo que correspondería al nivel de uso de anticonceptivos, lo que sugiere una posible sobreestimación de la fecundidad con esta fuente de datos. A partir de 2010, todas las fuentes coinciden en señalar una fecundidad por debajo del nivel del reemplazo.

Baja California Sur. Todas las fuentes coinciden en señalar un descenso del nivel de la fecundidad ininterrumpido, aunque hay períodos en los que es pausado, en especial cuando el nivel está ya por debajo de los tres hijos por mujer. Las estimaciones provenientes de las encuestas y de la fecha de nacimiento de la última hija o del último hijo tienden a

coincidir y se encuentran levemente por encima de las estadísticas vitales y la paridad; las cifras del certificado coinciden con las de las estadísticas vitales a partir de 2014. El uso de anticonceptivos se encuentra en general acorde con el nivel de fecundidad reportado en las encuestas. En años recientes, a partir de 2015, las estadísticas vitales, el certificado y la tasa del último censo coinciden en señalar que el valor de la TGF se encuentra por debajo del nivel de reemplazo.

Campeche. Las estimaciones de las encuestas y de la fecha de la última hija nacida viva o del último hijo nacido vivo coinciden con las de las estadísticas vitales de 7 años y sugieren una tendencia a un rápido descenso en la década de los años noventa, de cuatro a algo más de dos hijos por mujer. En la primera década de este siglo, hay discrepancias en las estimaciones; en particular el valor de la ENADID 2014 para 2012 es sumamente bajo, incluso semejante al del certificado que, en esta entidad se encuentra por debajo del de las estadísticas vitales; tampoco concuerda con el uso menos frecuente de anticonceptivos. Las estimaciones censales de la fecha del último hijo nacido vivo parecen ser las más plausibles.

Coahuila. Las estimaciones de las estadísticas vitales coinciden con las provenientes de los datos censales en el nivel de la fecundidad a lo largo de los últimos 30 años; las estimaciones del certificado coinciden también a partir de 2012. Las estimaciones de las encuestas son siempre levemente superiores, pero todas las fuentes sugieren un descenso muy paulatino de alrededor de una hija o de un hijo, para llegar a un nivel de 2.1 hijas e hijos en el último año, apenas por encima del nivel del reemplazo. El nivel de la fecundidad en esta entidad coincide con lo esperado de acuerdo al nivel de uso de anticonceptivos, el que es elevado.

Colima. Las estimaciones coinciden en mostrar un descenso acentuado en los años noventa que alcanza valores levemente por encima al de reemplazo al inicio del siglo actual. Los valores obtenidos con los datos de la encuesta de 2018, los datos censales, las estadísticas vitales y el certificado señalan valores por debajo del nivel de reemplazo en los últimos años. El nivel de uso es elevado acorde con la fecundidad de las encuestas.

Chiapas. Las estimaciones de las encuestas, coinciden con las de los censos y estadísticas vitales en señalar un descenso acentuado del valor de la TGF, de cerca de 5.0 hijas e hijos por mujer en 1990 a alrededor de 3.0 al inicio del presente siglo, cuando se desacelera la reducción y se mantiene el nivel hasta reiniciar un leve descenso en el último quinquenio. Las dos series de las estadísticas vitales difieren sustancialmente en los años más distantes, pero prácticamente coinciden a partir de 2010, con una pequeña diferencia que se mantiene entre las dos series, lo que refleja el creciente registro oportuno de los nacimientos, pero en el que es necesario seguir trabajando. Los valores de las encuestas y de la última hija o del último hijo se encuentran levemente por debajo de los de las series de las estadísticas vitales, aunque sólo el certificado se encuentra muy por debajo, lo que señala las dificultades para su implementación en esta entidad, aún en años recientes. El nivel de uso es el más bajo del país, menor que el esperado para el valor de la TGF en las distintas encuestas.

Chihuahua. Las estimaciones de las encuestas coinciden con las que se obtienen con los datos de la última hija o del último hijo de los censos y se mantienen levemente por encima de las de las estadísticas vitales y el certificado. El valor de la TGF es cercano a

3.0 en 1990 y llega a estar por debajo del de reemplazo en los últimos años, con un alto nivel de uso de anticonceptivos.

Ciudad de México. Las estimaciones coinciden en señalar el nivel muy bajo de fecundidad, el más bajo del país, pero difieren en cuanto al valor preciso de la TGF. Para años recientes, las estimaciones a partir de la fecha de nacimiento del último hijo, las estadísticas vitales y el certificado parecen ser las más cercanas a la realidad, y muestran un nivel cercano a 1.4 hijos por mujer. El nivel de uso es alto, pero por debajo del que correspondería al nivel de la fecundidad de las encuestas.

Durango. Los datos de las encuestas de 1992, 1997 y 2009 proporcionan valores que coinciden con los que se obtienen de los datos censales de la última hija o del último hijo y sugieren un descenso acentuado en los años noventa que parte de 4.5 hijas e hijos, y que continúa de manera más pausada en años recientes, hasta llegar a un valor de la TGF de 2.5 en 2015 y muy cercano del valor de reemplazo en el último año observado. En todas las encuestas, el nivel de la fecundidad es alto para el uso relativamente elevado de la anticoncepción.

Guanajuato. Las estimaciones de las encuestas y de los datos censales de la última hija o del último hijo coinciden y sugieren un descenso paulatino a partir de los años noventa, que parte de algo más de 4.0 hijos por mujer hasta alcanzar un valor de 2.2 en 2015 y muy cercano al nivel de reemplazo en el último año analizado. Las series de las estadísticas vitales y el certificado coinciden y están un tanto por debajo de las estimaciones puntuales. El nivel de la fecundidad se encuentra en general levemente por encima de lo esperado según el uso de anticonceptivos.

Guerrero. Las estimaciones de las encuestas y de las otras fuentes señalan que es una de las entidades con la fecundidad más elevada del país desde los años noventa cuando el valor de la TGF es cercano a 5.0 hijas e hijos por mujer, aunque en años recientes ha descendido hasta 2.5. Las series de las estadísticas vitales difieren sustancialmente en los primeros años del presente siglo, pero son ya semejantes, lo que sugiere los logros en la reducción del registro tardío. En las últimas dos décadas todas las fuentes coinciden, salvo la ENADID 2014 y el certificado de nacimiento que mantienen niveles mucho menores. El uso de anticonceptivos es relativamente bajo, acorde con un nivel aún muy por encima del de reemplazo.

Hidalgo. Los niveles de la fecundidad son más bajos y las distintas estimaciones tienen mayor concordancia que en otras entidades, y coinciden en señalar un descenso paulatino, incluso en los años más recientes. El descenso es de algo menos de 4.0 hijas e hijos por mujer al inicio de los años noventa a un nivel de reemplazo en 2015, y que ha seguido reduciéndose a en los últimos años. Para su nivel de uso, el nivel de la fecundidad es solo levemente más bajo que el esperado en todas las encuestas.

Jalisco. Las estimaciones de las encuestas coinciden razonablemente con las censales y las estadísticas vitales en señalar un descenso paulatino en los años noventa, que se hace más lento desde fines del siglo pasado. La TGF habría disminuido de un valor superior a 4.0 en 1990 a uno bajo de 2.2 en 2015, y que ha continuado su descenso hasta encontrarse por debajo del de reemplazo en los últimos años; las estimaciones del certificado son levemente inferiores pero denotan la misma tendencia. Para el nivel de uso de anticonceptivos, el de la fecundidad concuerda bien.

México. La coincidencia entre las estimaciones de las encuestas, los datos censales y las estadísticas vitales para describir un descenso acentuado que se reduce en los últimos años es notable; las estimaciones de las estadísticas vitales levemente por encima de las puntuales en el siglo actual. En 2010 ya se habría alcanzado el nivel de reemplazo y el descenso parece haber continuado en el último quinquenio hasta llegar a una tasa de 2.0 en 2015 y de 1.8 en el último año observado. El nivel de fecundidad de las encuestas está de acuerdo con el que correspondería a su nivel de uso, que es elevado.

Michoacán. Las estimaciones de las encuestas y censos coinciden con las de las estadísticas vitales y señalan un nivel de fecundidad alto con una tendencia de rápido descenso en los años noventa que se hace más lenta a partir del segundo quinquenio del siglo XXI; en años recientes, el valor de la tasas es cercano a 2.3 hijas e hijos por mujer. La ENADID 2014 provee un valor por debajo de los obtenidos con datos censales para fechas cercanas y coincide con el del certificado caracterizado por una cobertura incompleta en esta entidad, lo que sugiere una subestimación de esta encuesta. Estos valores bajos de las TGF no coinciden con el nivel de uso que es relativamente bajo.

Morelos. Los valores de las encuestas y censos tienen una gran coincidencia, al igual que los de las estadísticas vitales, y señalan un descenso pausado que parte de niveles relativamente bajos (alrededor de 3.5 hijas e hijos por mujer) en los años noventa para alcanzar el nivel de reemplazo en 2012 y continuar bajando en los últimos años; los valores del certificado son cercanos a los de las estadísticas vitales y siguen la misma tendencia al descenso. El nivel de la fecundidad coincide notablemente con el del uso en todas las encuestas salvo en la de 1992, cuando la fecundidad es baja para el uso limitado de anticonceptivos.

Nayarit. Las estimaciones de las encuestas y censales coinciden razonablemente y señalan un descenso acentuado en los años noventa que se hace mucho más pausado en el siglo actual. En esta entidad, el uso es muy elevado y sugeriría un nivel de fecundidad menor que el observado en las encuestas, más cercano al de las series de las estadísticas vitales. En 2010, un valor de la TGF de 2.5 es cercano a todas las estimaciones, el cual habría seguido su reducción hasta estar cercano del nivel de reemplazo en los últimos años, cuando el censo muestra un valor algo más alto que las estadísticas vitales y el certificado; estas últimas por debajo del nivel de reemplazo, en concordancia con un uso relativamente elevado.

Nuevo León. La coincidencia de los valores de las estimaciones es en general buena. En 1990, el nivel de la fecundidad se encontraba por debajo de los 3.0 hijas e hijos por mujer y desde entonces desciende pausadamente hasta estar por debajo del nivel de reemplazo en los últimos años. El valor de la última encuesta está por debajo de la cifra del certificado y las estadísticas vitales y los censos, lo que sugiere cierta subestimación en esta fuente derivada de una muestra. El nivel de uso no es particularmente elevado.

Oaxaca. Las estimaciones no tienen una coincidencia adecuada, en particular de algunas de las encuestas se obtienen valores por debajo de los de las otras fuentes. Sin embargo, a partir de los datos de los censos, de las estadísticas vitales y de ciertas encuestas se tienen elementos que definen una tendencia relativamente clara. En 1990, la entidad tiene el nivel de la TGF más elevado de todas las entidades federativas, de casi 5.0 hijos por mujer, el cual desciende rápidamente en los años noventa, y más pausadamente en el

siglo XXI. En 2015, el valor de la TGF es de 2.4 hijos por mujer y ha seguido reduciéndose hasta ser de 2.2 en 2019. El uso de anticonceptivos en esta entidad es de los más bajos y correspondería a un nivel de la fecundidad mayor que el observado en todas las fuentes.

Puebla. La concordancia de las estimaciones de las distintas fuentes es razonable, y es posible observar una tendencia clara de niveles muy elevados al inicio de los años noventa (4.7 hijas e hijos por mujer), un descenso pronunciado en la década, que ha continuado de manera pausada hasta años recientes, en los que las estimaciones de las estadísticas vitales coinciden en señalar un valor de 2.3 para 2015. Las estimaciones de las últimas encuestas se encuentran por debajo de los valores de las estadísticas vitales, las que señalan un nivel levemente por encima del de reemplazo en los últimos años. Los niveles de uso no siempre coinciden con la fecundidad esperada pero las diferencias no son grandes.

Querétaro. Las estimaciones de las encuestas, las estadísticas vitales y los censos coinciden, salvo la ENADID 2009 con un valor que parece un tanto alto para la tendencia general observada de un marcado descenso en la década de los años noventa que se hace más lento en el presente siglo, pero que continúa hasta los años más recientes, donde el nivel de la fecundidad se encuentra por debajo del nivel de reemplazo. Inclusive las estimaciones del certificado coinciden, el uso ha aumentado y tiene concordancia con el valor de la TGF.

Quintana Roo. Las estimaciones de las encuestas y los censos coinciden en general, y se encuentran por encima de las de las estadísticas vitales hasta el primer lustro de este siglo. Las estimaciones puntuales sugieren un descenso notable en los años noventa, que prosigue en los siguientes años, pero con un ritmo más lento. En 2015, el valor de la TGF se encuentra por debajo del nivel de reemplazo y en 2019 es de 1.9 hijas e hijos por mujer. Los niveles de fecundidad tienen correspondencia con los niveles de uso en todas las encuestas.

San Luis Potosí. La coincidencia entre las distintas estimaciones es grande y señala un descenso acelerado que tiene un quiebre hacia un descenso más lento al inicio del siglo actual, y que continua hasta los años más recientes. En valor de la TGF parte de más de cuatro hijas e hijos por mujer en 1990 y llega a estar en el nivel de reemplazo a partir de 2017, cuando todas las fuentes coinciden, inclusive el certificado. El nivel de uso aumenta significativamente en el período, con valores cercanos a lo esperado para los niveles de fecundidad observados con los datos de las encuestas.

Sinaloa. Los valores de las distintas estimaciones coinciden en señalar un descenso pausado a principios de los años noventa, que se acelera levemente en el último lustro del siglo para volverse nuevamente pausado hasta los años más recientes. El caso de la ENADID 1997, es una excepción, con un valor de la TGF alto, que no coincide con la tendencia de las otras fuentes ni con el nivel de uso de anticonceptivos, que en esa encuesta era semejante al de la Ciudad de México con niveles de fecundidad sensiblemente más bajos. A partir de 2015 se tiene en la entidad un valor de la TGF levemente por debajo del de reemplazo. Cabe señalar que más recientemente, Sinaloa mantiene un nivel de uso elevado, pero ya con niveles de fecundidad más reducidos.

Sonora. Desde 1990, se tiene ya un nivel de fecundidad relativamente bajo, apenas por encima de 3.0 hijas e hijos por mujer, que desciende de manera pausada hasta estar por debajo del nivel de reemplazo en años recientes. No obstante, el nivel de la fecundidad

empieza en 1997 a ser alto respecto del nivel de uso, que es uno de los más altos del país en las cinco últimas encuestas. Al igual que en Sinaloa, existe cierta discordancia entre el nivel de la fecundidad y el uso que se pierde en los últimos años con el valor de TGF por debajo del nivel de reemplazo.

Tabasco. La coincidencia entre las estimaciones de encuestas, censos y estadísticas vitales es razonable. En 1990, el valor de la TGF es cercano a 4.0 hijas e hijos por mujer y en 2017 se encuentra ya por debajo del reemplazo. En el descenso, el ritmo es relativamente acelerado en los años noventa y se reduce en este siglo, pero no cesa. En 2009, y en menor medida en las dos últimas encuestas, el nivel de la fecundidad se encuentra muy por debajo del esperado según el uso de anticonceptivos que se mantiene bajo.

Tamaulipas. Según las distintas fuentes, el nivel de la fecundidad es relativamente bajo, un valor de la TGF de algo más de 3.0 en el inicio de la década de 1990, y se reduce de manera pausada hasta ubicarse por debajo del nivel de reemplazo en años recientes. Las estimaciones a partir de las historias de embarazos de 1997 y 2014, así como las de la fecha de nacimiento de la última o del último hijo en los tres últimos ejercicios censales son superiores a las de las series de las estadísticas vitales y el certificado, pero de todas formas confirma la tendencia al descenso y la fecundidad reciente por debajo del reemplazo. El nivel de uso en las encuestas concuerda con los valores de la TGF en las encuestas.

Tlaxcala. Las estimaciones de las encuestas coinciden con las censales y las de las estadísticas vitales, y señalan una reducción pausada pero constante en los 29 años analizados, hasta llegar a valores de la TGF por debajo del nivel de reemplazo en las dos últimas observaciones; los valores del certificado confirman la tendencia y el nivel en los últimos años. El porcentaje de uso de una encuesta a otra varía, ya que aumenta notablemente entre 1992 y 1997 pero disminuye en 2009 y vuelve a aumentar en las dos últimas encuestas; cabe señalar que los puntos en los diagramas de dispersión no se alejan sustantivamente de la recta ajustada.

Veracruz. Las estimaciones de las encuestas coinciden en casi todos los casos con la serie hasta 7 años de las estadísticas vitales y la última hija o el último hijo de los censos; sólo los valores de las encuestas de 2009 y 2018 se encuentran por encima de la tendencia que sugieren las cifras de las estadísticas vitales. A partir de 2014, todas las estimaciones se ubican en un nivel cercano al reemplazo, y en los últimos años por debajo de este nivel. Salvo en la encuesta de 1992, cuando el uso es bajo y la fecundidad tiene un nivel intermedio, en las demás encuestas se observa una gran coincidencia entre el nivel de uso y el valor de la TGF.

Yucatán. La tendencia que se conforma con las distintas estimaciones es bastante homogénea y sugiere un descenso continuo y pronunciado hasta el primer lustro del siglo actual, cuando se observa una meseta en un nivel cercano al del reemplazo para retomar un descenso en los últimos años y ubicarse ya por debajo del reemplazo. El nivel de uso en las encuestas se encuentra en concordancia con el nivel de la fecundidad, salvo en las dos últimas encuestas, cuando correspondería un valor de la tasa global algo mayor.

Zacatecas. En los años noventa, la tendencia al descenso es nítida, ya que la sugieren tanto encuestas y estadísticas vitales como estimaciones censales. En 2000, parece iniciar una reducción en el ritmo del descenso, pero con las encuestas de 2009 y en menor medida

de 2018, el valor de la TGF es elevado, y no coincide con el nivel menor que sugieren las otras estimaciones; el nivel de uso en estas encuestas también estaría asociado a un nivel de la fecundidad menor que el observado. En cambio, con los datos de la encuesta 2014, la estimación de la TGF (2.6 en 2012) coincide con las otras estimaciones y con el nivel de uso de anticonceptivos.

Bibliografía

- Andrevv, E. M. y W. W. Kingkade (2015), “Average age at death in infancy and infant mortality level: Reconsidering the Coale-Demeny formulas at current levels of low mortality”. *Demographic Research* 33(13): 363–390.
- Bean, F. D., R. Corona, R. Tuirán, K. A. Woodrow-Lafield y J. Van Hook (2001), “Circular, invisible, and ambiguous migrants: components of difference in estimates of the number of unauthorized mexican migrants in the United States.” *Demography* 38(3): 411–422.
- Benítez, R. (1970), “Fecundidad.” *Dinámica de la población de México*, El Colegio de México. México: 45–84.
- y G. Cabrera (1967), *Tablas abreviadas de mortalidad de México 1930-1960*. El Colegio de México, México.
- Bennett, N. G. y S. Horiuchi (1981), “Estimating the completeness of death registration in a closed population.” *Population Index* 47(2): 207–221.
- Bennett, N. G. y S. Horiuchi (1984), “Mortality estimation from registered deaths in less developed countries.” *Demography*, 21(2): 217–233.
- Brass, W. (1975), *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*. Laboratories for Population Statistics, Chapel Hill, North Carolina, USA.
- (1978) “Screening Procedures for Detecting Errors in Maternity History Data”, *Technical Paper*, No. 810, World Fertility Survey, Londres.
- y A. J. Coale (1968), “Methods of analysis and estimation”, en: Brass et al. *The demography of Tropical Africa*. Princenton University Press, Princeton, N.J: 88–139.
- Burden, R. L. y J. D. Faires (1988), *Análisis Numérico*. Grupo Editorial Iberoamérica, México.
- Camposortega, S. (1992), *Análisis demográfico de la mortalidad en México, 1940–1980*. El Colegio de México, México
- Coale, A. J. y P. Demeny with B. Vaughan (1983), *Model regional life tables and stable populations*. Academic Press, New York (Second edition).

- Corona, R. y R. Tuirán (2006), “Magnitud aproximada de la emigración de mexicanos a Estados Unidos.” *Congreso internacional de migración: Alcances y límites de las políticas migratorias*. México, 5 de octubre de 2006.
- Deming, W. E. (1943) *Statistical adjustment of data*. Dover, New York, 1964.
- Feeney, G. (1977), *El método de hijos propios para estimar tasas de fecundidad por edad: Notas preparadas para un seminario de análisis demográfico y evaluación de informaciones*. Centro Latinoamericano de Demografía, Santiago, Chile. (Serie D N° 92).
- Figuroa, B. (1998). “El registro extemporáneo de los nacimientos. Una fuente de información desatendida”. *DEMOS Cartademográfica de México*, num. 11. Demos, Ciudad de México, México: 35–37.
- y V. Partida (1994), “Nuevas estimaciones de los nacimientos ocurridos para la República Mexicana, 1950-1980”. *Memorias de la IV Reunión Nacional sobre la Investigación Demográfica en México*. Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática y Sociedad Mexicana de Demografía, México, Tomo I: 55–65.
- Florez, C. E. (1982), *Destabilized population techniques for analyzing adult mortality data: the case of Chile and Argentina*. Ph. D. Dissertation, Princeton University.
- Gantmacher, F. R. (1959), *The theory of matrices*, vol. 1. Chelsea, Nueva York.
- García, V. M. y M. Ordorica (2012), “Proyección estocástica de la mortalidad mexicana por medio del método de Lee-Carter”. *Estudios Demográficos y Urbanos* 27 (2) Num. 80: 409–448.
- Gray, A. (1987), “The missing ages: adjusting for digit preference.” *Asian and Pacific Population Forum* 2(1): 11–22.
- Heligman, L. y Pollard, J. H. (1980), The Age Pattern of Mortality. *Journal of the Institute of Actuaries* 107(1): 49–80.
- Hill, K. (1991), “Approaches to the measurement of childhood mortality: A comparative review.” *Population Index* 57(3): 368–382.
- Hobbs, F. (2004), “Sex and age composition” (en) J. S. Siegel y D. A. Swanson, *The methods and materials of Demography. Second edition*. Elsevier Academic Press, San Diego: 125–173.
- INEGI (1986), *Taller nacional de evaluación del Censo General de Población y Vivienda, 1980. Memoria*. Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática, México. Taller celebrado en San Juan del Río, Querétaro, abril de 1986. 2 vols.
- (1989), *Cuaderno de población No. 1*. Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática, México.

- (1992), *Cuaderno de población No. 2*. Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática, México.
- (1996), *I Censo de Población y Vivienda, 1995 Chiapas*. Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática, México.
- (2012), *Resultados de la Encuesta de verificación de viviendas deshabitadas y de uso temporal del Censo de Población y Vivienda 2010*. Instituto Nacional de Estadística y Geografía, México.
- (2021), *Censo de Población y Vivienda 2020. Síntesis metodológica y conceptual*. Instituto Nacional de Estadística y Geografía, México.
- y CONAPO (1985), *Proyecciones de la población de México y de las entidades federativas: 1980–2010*. Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática y Consejo Nacional de Población, México.
- Jarque, C. (1990), “Censos independientes garantizan veracidad”. *Excelsior* 11 de agosto de 1990.
- Keyfitz, N. y H. Caswell (2005), *Applied mathematical demography. Third edition*. Springer Verlag, New York.
- Lailson, H. (1980), *Estimaciones de los nacimientos ocurridos durante el periodo 1950–1975*. Dirección General de Estadística. Coordinación General de los Servicios Nacionales de Estadística, Geografía e Informática. Secretaría de Programación y Presupuesto, México.
- Lee, R. y L. Carter (1992). “Modeling and Forecasting U.S. Mortality”, Supplement: Aging, Health, and Public Policy, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 419 pp. 659-671.
- Leguina, J. (1976), *Fundamentos de Demografía*. Siglo XXI, Madrid.
- López, A. (1961), *Problems in stable population theory*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Lopez, R. y S. Gaspar (2011), “Estimaciones sobre migración internacional 1990-2010 (Cuaderno técnico).” Consejo Nacional de Población, México, 176 pp. (*mimeo*)
- Lotka A. J. (1939), *Teoría Analítica de las Asociaciones Biológicas*. Centro Latinoamericano de Demografía, Santiago de Chile, 1976.
- Luther, N. Y. y R. D. Retherford (1988), “Consistent correction of census and vital registration data.” *Mathematical Population Studies* 1(1): 1–20.
- Martínez, J. C. (2017), “Una aproximación metodológica al uso de datos de encuestas en hogares”. *Realidad, Datos y Espacio*, Vol. 8, No. 2: 53–71.

- Mier y Terán, M. y V. Partida (2001), “Niveles, tendencias y diferenciales de la fecundidad en México, 1930–1997” (en) J. Gómez de León y C. Rabell, *La población de México. Tendencias y perspectivas sociodemográficas hacia el siglo XXI*. Fondo de Cultura Económica, México: 168–203.
- Naciones Unidas (1983), *Modelos de mortalidad por edad y sexo, Tablas modelo de mortalidad para países en desarrollo*. Nueva York. (ST/ESA/Serie R/77)
- Nour, E. y C. M. Suchindran (1984), “The construction of multi-states life tables: comments on the article by Willekens et al”, *Population Studies* 38: 325–328.
- Ordorica, M. y J. Potter (1981), *Evaluation of the Mexican fertility Survey 1976–1977*. World Fertility Survey, International Statistical Institute, London, Voorburg. (*Scientific Reports* 21).
- Partida, V. (1993), *Estimación de los niveles de la migración en el censo de México de 1980*. SSA, Centro de Estudios en Población y Salud, México.
- (2003), *Proyecciones de la población de México, de las entidades federativas, de los municipios y de las localidades, 2000–2050 (Documento metodológico)*. Consejo Nacional de Población, México.
- (2008), *Proyecciones de la población de México, de las entidades federativas, de los municipios y de las localidades, 2005–2050 (Documento metodológico)*. Consejo Nacional de Población, México.
- (2014), “De los desplazamientos del campo a la ciudad a los traslados interurbanos” (en) Cecilia Rabell (coor.), *Los mexicanos. Un balance del cambio demográfico*. Fondo de Cultura Económica, México: 389–444.
- (2017), *Conciliación demográfica de México 1950–2015*. Consejo Nacional de Población, El Colegio de México, Sociedad Mexicana de Demografía, Fondo de Población de las Naciones Unidas, México.
- (2021), “Veinte años de migración interna en México”. 20 (en prensa).
- R. Aparicio, F. Juárez, D. Mendoza, M. Mier y Terán y M. Ordorica (2005), *La fecundidad en México. Niveles y tendencias recientes*. Consejo Nacional de Población, México.
- y V. M. García (2018), *Proyecciones de la población de México y de las entidades federativas, 2016–050*. Consejo Nacional de Población, El Colegio de México y Fondo de Población de las Naciones Unidas, México.
- Potter, J. E. (1975), *The validity of measuring change in fertility by analysing birth histories obtained in surveys*. *PhD. Thesis*, Princeton University.
- (1977), “Problems in using birth-history analysis to estimate trend in fertility.” *Population Studies* 31: 335–364.

- Preston, S., A. J. Coale, J. Trussell y M. Weinstein (1980), "Estimating the completeness of reporting of adult death in populations that are approximately stable". *Population Index* 47(2): 179–202.
- Preston, S. y A. J. Coale (1982), "Age structure, growth, attrition and accession: a new synthesis." *Population Index* 48(2): 217–259.
- Reed, L. J. y M. Merrell (1939), "A short method for constructing an abridged life table". *American Journal of Hygiene* 30: 33–62.
- Rincón, M. (1984), "Conciliación censal y determinación de la población base" (en) *Métodos para proyecciones demográficas*. Centro Latinoamericano de Demografía, San José, Costa Rica: 13–42.
- Rogers, A. (1968), *Matrix analysis of interregional population growth and distribution*. University of California Press, Berkeley, California.
- (1975), *Introduction to multiregional mathematical demography*. John Wiley, New York
- (1995), *Multiregional demography. Principles, methods and extensions*. John Wiley, New York.
- y L.J. Castro (1981), *Model Migration Schedules*. International Institute for Applied Systems Analysis (IIASA), Laxenburg, Austria. (RR–81–30).
- SEDESOL (2002), *Medición de la pobreza. Variantes metodológicas y estimación preliminar*. Secretaría de Desarrollo Social, México. (*Documentos de Investigación* 1)
- SOMEDE (2011), "Conciliación demográfica de México y entidades federativas 1990–2010." Sociedad Mexicana de Demografía, México (*mimeo*).
- Spiegelman, M. (1972), *Introducción a la Demografía*. Fondo de Cultura Económica, México.
- STATA (2003), *STATA release 8. Reference Manual*. Stata Press, College Station, Texas.
- Sullivan, J. M. (1972), "Models for the estimation of the probability of dying between birth and exact ages of early childhood." *Population Index* 26(1): 79–97.
- Trussell, T. J. (1975), "A re-estimation of the multiplying factors for the Brass technique for determining childhood survivorship rates." *Population Studies* 29(1): 97–107.
- Tuirán, R. (1984), "El volumen de la inmigración mexicana indocumentada en los Estados Unidos: Especulación vs. conocimiento científico." (en) R. Benítez, R. Jiménez y A. Minujin (eds), *Los factores del cambio demográfico en México*. Siglo XXI: 279–309.

- (1993), “La población mexicana indocumentada en Estados Unidos: El resurgimiento de la preocupación por los números.” *Boletín Informativo de la Somede* Año 5 número 2/3: 3–14.
- United Nations (1983), *Manual X. Indirect techniques for demographic estimation*. New York.
- (1988), *MortPak – The United Nations Software Package for Mortality Measure*. New York. (ST/ESA/SER.R/78).
- Warren, R. y J. S. Passel (1987), “A count of the uncountable: Estimates of undocumented aliens counted in the 1980 United States Census.” *Demography* 24(3): 375–393.
- Willekens, F., A. Pór y R. Raquillet (1981), “Entropy, multiproportional, and quadratic techniques for inferring patterns of migration from aggregate data” (en) A. Rogers, *Advances in multiregional demography*, International Institute for Applied Systems Analysis, Laxenburg, Austria (RR-81-6): 83–124.
- Wilmoth, J. (1989), *Fitting three-way models to two-way arrays of demographic rates*. University of Michigan, Research Report 89–140.
- Wunsch, G. y M. Termote (1978), *Introduction to demographic analysis: principles and methods*. Plenum Press, New York.



GOBERNACIÓN
SECRETARÍA DE GOBERNACIÓN



CONAPO
CONSEJO NACIONAL DE POBLACIÓN



**EL COLEGIO
DE MÉXICO**



Fondo de Población de las Naciones Unidas



Conciliación Demográfica de México 1950-2019

