



CONCILIACIÓN DEMOGRÁFICA DE MÉXICO 1950-2015





CONCILIACIÓN DEMOGRÁFICA DE MÉXICO 1950-2015

© Consejo Nacional de Población
Dr. José María Vértiz 852, Col. Narvarte
C. P. 03020, México, D. F.
[<https://www.gob.mx/conapo>](https://www.gob.mx/conapo)

Conciliación demográfica de México 1950-2015

Autor:
Virgilio Partida Bush

Diseño de portada:
Priscila García González
Maricela Márquez Villeda

Fotografía:
Cortesía Notimex

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

Primera edición: abril 2017

ISBN: 978-607-427-293-2

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

Hecho en México.

Consejo Nacional de Población

JESÚS ALFONSO NAVARRETE PRIDA

Secretario de Gobernación y

Presidente del Consejo Nacional de Población

LUIS VIDEGARAY CASO

Secretario de Relaciones Exteriores

EVIEL PÉREZ MAGAÑA

Secretario de Desarrollo Social

RAFAEL PACCHIANO ALAMÁN

Secretario de Medio Ambiente y Recursos Naturales

BALTAZAR HINOJOSA OCHOA

Secretario de Agricultura, Ganadería,
Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación

OTTO GRANADOS ROLDÁN

Secretario de Educación Pública

JOSÉ RAMÓN NARRO ROBLES

Secretario de Salud

ROBERTO RAFAEL CAMPA CIFRIÁN

Secretario del Trabajo y Previsión Social

MARÍA DEL ROSARIO ROBLES BERLANGA

Secretaria de Desarrollo Agrario, Territorial y Urbano

ILDEFONSO GUAJARDO VILLARREAL

Secretario de Economía

JOSÉ ANTONIO GONZÁLEZ ANAYA

Secretario de Hacienda y Crédito Público

ANTONIO DE JESÚS NAIME LIBIÉN

Oficial Mayor del Sistema Nacional para
el Desarrollo Integral de la Familia

JULIO ALFONSO SANTAELLA CASTELL

Presidente del Instituto Nacional
de Estadística y Geografía

MARÍA MARCELA ETERNOD ARÁMBURU

Secretaria Ejecutiva en Suplencia de la Presidencia
del Instituto Nacional de las Mujeres

TUFFIC MIGUEL ORTEGA

Director General del Instituto Mexicano
del Seguro Social

FLORENTINO CASTRO LÓPEZ

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

ROBERTO SERRANO ALTAMIRANO

Director General de la Comisión Nacional
para el Desarrollo de los Pueblos Indígenas

Secretaría de Gobernación

JESÚS ALFONSO NAVARRETE PRIDA
Secretario de Gobernación

MANUEL CADENA MORALES
Subsecretario de Gobierno

FELIPE SOLÍS ACERO
Subsecretario de Enlace Legislativo y Acuerdos Políticos

RAFAEL ADRIÁN AVANTE JUÁREZ
Subsecretario de Derechos Humanos

FLORA PATRICIA MARTÍNEZ CRANSS
Subsecretaria de Población, Migración y Asuntos Religiosos

ANDRÉS IMRE CHAO EBERGENYI
Subsecretario de Normatividad de Medios

JOSÉ LUIS FERNANDO STEIN VELASCO
Subsecretario de Prevención y Participación Ciudadana

ARTURO RIVERA MAGAÑA
Oficial Mayor

Secretaría General del Consejo Nacional de Población

PATRICIA CHEMOR RUIZ
Secretaria General

JESÚS ZIMBRÓN GUADARRAMA
Director General Adjunto de
Análisis Económico y Social

RAÚL ROMO VIRAMONTES
Director de Poblamiento y
Desarrollo Regional Sustentable

MARÍA DE LA CRUZ MURADÁS TROITIÑO
Directora General de Estudios
Sociodemográficos y Prospectiva

ELOINA MENES MENDOZA
Directora de Estudios Sociodemográficos

MATÍAS JARAMILLO BENÍTEZ
Director General de Planeación
en Población y Desarrollo

RAÚL GUTIÉRREZ HERNÁNDEZ
Director de Análisis Estadístico e Informática

ABRAHAM ROJAS JOYNER
Director General de Programas de Población
y Asuntos Internacionales

CÉSAR ANDRÉS GARCÍA SÁNCHEZ
Director de Cultura Demográfica

JAVIER GONZÁLEZ ROSAS
Director de Estudios Socioeconómicos
y Migración Internacional

BÁRBARA STELLA MIRANDA DELGADO
Directora de Coordinación Interinstitucional
e Intergubernamental

JUAN CARLOS ALVA DOSAL
Director de Administración

Índice

Índice de cuadros	13
Índice de gráficas	17
Índice de figuras	20
Presentación	21
Introducción	23
1 Las poblaciones censadas	25
1.1 Asignación de la población en viviendas no censadas	26
1.2 Diagnóstico de la declaración de la edad	37
Parte I. La población nacional	
2 La mortalidad nacional	67
2.1 La mortalidad en menores de 5 años de edad	68
2.1.1 Mortalidad infantil	68
2.1.2 Mortalidad preescolar	71
2.2 La mortalidad a partir de 5 años de edad	80
2.2.1 La corrección de la mala declaración de la edad en las defunciones	82
2.2.2 La corrección de la mala declaración de la edad en la población	86
2.2.3 La estimación de las tasas de crecimiento	91
2.2.4 Corrección del nivel de la mortalidad	99
2.2.5 Regresión lineal con el modelo general	99
2.2.6 Aplicación del método de Bennet y Horiuchi	100
2.2.7 Selección de la corrección definitiva	102
2.3 Tendencias recientes de la mortalidad	106

3 La fecundidad nacional	115
3.1 Las estadísticas vitales	116
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	139
4.1 Emigración de mexicanos hacia Estados Unidos 1950-2015	140
4.1.1 Reconstrucción de la emigración mexicana hacia Estados Unidos 1950-2000	142
4.1.2 El desglose por edad	155
4.2 Otros emigrantes internacionales	161
4.3 Inmigración internacional de México	167
5 Conciliación intercensal de la población de México	173
5.1 Conciliación demográfica 1950-2015	174
5.2 Tendencia del crecimiento demográfico	183
 Parte II. La población estatal	
6 Población de los estados 1970-2015	193
6.1 Corrección de las poblaciones enumeradas	194
6.2 La población a inicio de cada año	200
7 La fecundidad estatal	207
7.1 Estadísticas vitales	208
7.2 Historias de embarazos	212
7.3 Anticoncepción	212
7.4 Nivel de la fecundidad en las entidades federativas	212
7.5 Nivel de la fecundidad propuesto para el ejercicio de conciliación	224
7.6 Tasas de fecundidad por edad para cada año del periodo 1970-2015	224
8 La mortalidad estatal	229
8.1 Mortalidad en la primera infancia	229
8.2 Mortalidad de cinco años o más de edad	237
8.3 Estimaciones anuales	245
9 Migración interna e internacional de los estados	251
9.1 La migración internacional	254
9.1.1 Emigrantes	254
9.1.2 Inmigrantes	255
9.2 La migración interestatal	255

Anexos

A	El algoritmo de asignación biproporcional iterativa	261
B	Métodos para corregir el nivel de la mortalidad	263
B.1	El modelo general de crecimiento	263
B.2	Corrección de la mortalidad a partir del modelo general	269
B.3	La propuesta de Bennet y Horiuchi	270
B.4	Adaptación al caso discreto	273
C	Siglas de las entidades federativas	279
D	La tabla de vida	281
	Bibliografía	287

Índice de cuadros

1.1	Viviendas particulares pendientes por entidad federativa, 1990-2010	28
1.2	Indicadores de los ocupantes de viviendas particulares con antecedentes pendiente por entidad federativa, 2010	29
1.3	Estimación de la población residente por entidad federativa, 1990	32
1.4	Estimación de la población residente por entidad federativa, 1995	33
1.5	Estimación de la población residente por entidad federativa, 2000	34
1.6	Estimación de la población residente por entidad federativa, 2005	35
1.7	Estimación de la población residente por entidad federativa, 2010	36
1.8	Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 1950	44
1.9	Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 1960	46
1.10	Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 1970	48
1.11	Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 1980	50
1.12	Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 1990	52
1.13	Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 1995	54
1.14	Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 2000	56
1.15	Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 2005	58
1.16	Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 2010	60
1.17	Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 2015	62
2.1	Edades a partir de las cuales se sobrepone la pauta etaria estable por sexo, 1950-2015	97
2.2	Factores definitivos de corrección de la mortalidad por sexo, 1950-2015	106

2.3	Esperanzas de vida al nacimiento por sexo calculadas con poblaciones censadas y estadísticas vitales y estimadas, 1950-2015	108
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 censales, 1950-2015	111
3.1	Nacimientos registrados hasta 9 años de edad	117
3.2	Nacimientos de las estadísticas vitales por año de ocurrencia y edad al registro 1950-2015	119
3.3	Nacimientos de registros vitales, enumeraciones de población y certificado de nacimiento, 1975-2015	124
3.4	Periodos considerados en la estimación de las tasas de fecundidad para las diez fuentes de datos	131
3.5	Tasas de fecundidad específicas por edad definitivas, 1950-2015	137
4.1	Mexicanos residentes en Estados Unidos por periodo de llegada y sexo, censos de 1970-2000	141
4.2	Mexicanos residentes en Estados Unidos por año de llegada y de levantamiento de la ACS, 2001-2015	143
4.3	Movimiento entre México y Estados Unidos de los hombres mexicanos supervivientes en 2000	146
4.4	Proporción que los retornos del quinquenio representan del total de mexicanos residentes en México al final del lustro, 1975-2000	151
4.5	Varones mexicanos residentes en Estados Unidos por periodo de llegada y edad, censados y estimados por retrospección, 1990	152
4.6	Emigrantes mexicanos hacia Estados Unidos por periodo de emigración y sexo, 1950-2000	154
4.7	Mexicanos residentes en Estados Unidos por año de llegada y sexo, 1950-2015	156
4.8	Parámetros del modelo de Rogers y Castro para las estructuras por edad estándar de los emigrantes de México, 1990-2015	158
4.9	Parámetros del método logit para ajustar la estructura por edad de los mexicanos residentes en Estados Unidos por año de llegada, 1990-2015	160
4.10	Emigración mexicana hacia Estados Unidos por país de nacimiento y periodo de llegada, 1950-2015	163
4.11	Emigrantes totales de México hacia en Estados Unidos por año de llegada y sexo, 1950-2015	165
4.12	Emigrantes totales de México hacia otro país por año de llegada y sexo, 1950-2015	166
4.13	Inmigrantes internacionales de México por periodos quinquenales, 1950-2014	169
4.14	Inmigrantes internacionales totales de México por año de llegada y sexo, 1950-2014	170
5.1	Población por edad y sexo estimada al 1 de enero de 2016	180
5.2	Población censada y estimada en dos grupos de edad por sexo, 1950-2015	184
6.1	Población de tres años o más de edad por estado y sexo estimada a la fecha del censo o conteo o encuesta, 1970-2015	195
6.2	Población de cero a dos años de edad por estado y sexo estimada a la fecha del censo o conteo o encuesta, 1970-2015	201

7.1	Tasas globales de fecundidad con nacimientos registrados hasta 4 y 7 años de edad por entidad federativa de ocurrencia, 1990-2015	210
7.2	Tasas globales de fecundidad con historias de embarazos de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica, 1988-2014	213
7.3	Tasas globales de fecundidad de incrementos de paridades intercensales y del último hijo en los censos de 2000 y 2010 y la encuesta de 2015	218
7.4	Tasas globales de fecundidad del certificado de nacimiento 2012-2015 y paridades medias de 30-34 años de edad en los censos de 1990 a 2000 y la encuesta de 2015	219
7.5	Tasas globales de fecundidad iniciales seleccionadas, 1990-2015	225
7.6	Tasas globales de fecundidad definitivas, 1970-2015	228
8.1	Índices de bienestar por entidad federativa, 1990-2015	233
8.2	Probabilidad de mortalidad infantil por entidad federativa, 1970-2015	234
8.3	Probabilidad de mortalidad preescolar por entidad federativa, 1970-2015	236
8.4	Corrección de las defunciones de 1 año o más de edad por entidad federativa, 1987-1997	238
8.5	Estimación de la esperanza de vida a edad 5 por estado, 1995-2000	242
8.6	Estimación de la esperanza de vida a edad 5 por estado, 1995-2000	243
8.7	Esperanza de vida a edad 5 por estado, 1970-2015	247

Índice de gráficas

1.1	Pirámides de población de los ocupantes de viviendas censadas con antecedente pendiente para cuatro entidades federativas, 2010	30
1.2	Pirámides de población de la población enumerada, 1950-2015	39
2.1	Tasas de mortalidad infantil según distintas fuentes de datos, 1950-2015	69
2.2	Tasas de mortalidad infantil registradas y ajustadas, 1950-2015	70
2.3	Cociente de sobremortalidad infantil masculina registrado y ajustado, 1950-2015	72
2.4	Tasa de mortalidad infantil por sexo, 1950-2015	72
2.5	Probabilidades de mortalidad preescolar según distintas fuentes de datos, 1950-2015	73
2.6	Cociente de sobre mortalidad masculina en edades preescolares observado y suavizado, 1950-2015	76
2.7	Probabilidad de fallecer total en edades preescolares observada y suavizada, 1950-2015	78
2.8	Probabilidad de mortalidad preescolar mediante reconstrucción de cohortes por sexo, 1950-2015	79
2.9	Probabilidad de mortalidad preescolar de reconstrucción de cohortes e historias de embarazos por sexo, 1950-2015	79
2.10	Cocientes de sobremortalidad preescolar masculina global derivados de la reconstrucción de cohortes con cocientes originales y suavizados para cada edad del intervalo, 1950-2015	81
2.11	Probabilidad de mortalidad preescolar estimada por sexo, 1950-2015	81
2.12	Residuos del modelo aditivo-doble multiplicativo aplicado al logaritmo de las defunciones suavizadas por edad, 1930-2015	84
2.13	Residuos del modelo aditivo-doble multiplicativo, después de 25 iteraciones, aplicado al logaritmo de las defunciones suavizadas	85
2.14	Efectos cohorte para las generaciones 1821-2011 a partir de tres intervalos etarios de las defunciones registradas de 1930 a 2015	87
2.15	Efectos cohorte por sexo para las defunciones registradas de 1 a 109 años de edad, 1821-2015	87
2.16	Efectos cohorte originales y suavizados para las defunciones registradas de un año o más de edad, 1820-2015	88

2.17	Población por edad y sexo y estable asociada, 1950-2015	92
2.18	Factores de corrección de las tasas de mortalidad por sexo, calculados mediante regresión con y sin migración, 1950-2015	101
2.19	Factor de corrección de las tasas de mortalidad estimado por el método de Bennett y Horiuchi, Hombres, 2010	103
2.20	Factores de corrección de las tasas de mortalidad por sexo, método de Bennett y Horiuchi con y sin migración, 1950-2015	104
2.21	Factores de corrección de las tasas de mortalidad por sexo, de acuerdo a dos métodos de estimación con migración, 1950-2015	105
2.22	Factores definitivos de corrección de las tasas de mortalidad por sexo, 1950-2015	107
2.23	Esperanza de vida al nacimiento por sexo con la mortalidad observada y estimada, 1950-2015	107
2.24	Subestimación porcentual del nivel global de la mortalidad cuando se calcula directamente con las estadísticas vitales y las poblaciones censadas, por sexo, 1950-2015	109
2.25	Contribución de tres grupos de edad a la diferencia favorable a la esperanza de vida observada respecto de la estimada, 1950-2015	112
2.26	Probabilidades de fallecer por edad y sexo, 1950, 1990 y 2015	113
3.1	Total de nacimientos registrados y hasta cuatro años de edad para la cohorte, 1950-2010	118
3.2	Nacimientos registrados según año de ocurrencia y edad al registro, 1975-2015	119
3.3	Tasas de fecundidad específicas por edad de historias de embarazos, estadísticas vitales y certificado de nacimiento, 1950-2015	127
3.4	Tasas de fecundidad específicas por edad de historias de embarazos y estadísticas vitales promedio y suavizadas, 1950-2015	132
3.5	Porcentaje de mujeres unidas en edades fértiles que usan métodos anticonceptivos, 1987-2014	136
3.6	Tasas de fecundidad específicas por edad definitivas para años seleccionados	136
4.1	Población nacida en México residente en Estados Unidos según año de llegada y sexo, 1950-2015	155
4.2	Estructura por edad de los mexicanos residentes en Estados Unidos para tres períodos de llegada, 1990--2015	157
4.3	Estructura por edad estándar de los mexicanos residentes en Estados Unidos para tres períodos de llegada	159
4.4	Estructura por edad femenina observada y suavizada de las emigrantes mexicanas en Estados Unidos para dos años seleccionados	162
4.5	Emigrantes totales de México por sexo, 1950-2015	167
4.6	Inmigrantes totales de México por sexo, 1950-2015	171
5.1	Nacimientos femeninos estimados mediante reconstrucción de cohortes y con las tasas de fecundidad, 1950-2015	177
5.2	Tasas globales de fecundidad originales y definitivas, 1950-2015	179
5.3	Población enumerada y estimada por edad y sexo en la fecha de la enumeración, 1990-2015	181
5.4	Población media y tasa de crecimiento, 1950-2015	186
5.5	Nacimientos, defunciones y tasas brutas de natalidad y mortalidad, 1950-2015	186

5.6	Migrantes internacionales y tasas brutas de migración 1950-2015	187
5.7	Componentes del crecimiento poblacional, 1950-2015	187
5.8	Edades media y mediana y razón de dependencia demográfica, 1950-2015	188
6.1	Relación entre las distribuciones estatales de los nacimientos y la población de 3 años de edad, 1970-2015	198
6.2	Tasas medias anuales de crecimiento por estado, 1970-2015	204
6.3	Tasas anuales de crecimiento poblacional para cuatro estados seleccionados, 1970-2015	205
6.4	Estructuras por edad de cuatro estados, 1990-2015	206
7.1	Correlación entre las tasas globales de fecundidad con los nacimientos registrados hasta 4 y 7 años de edad para dos generaciones seleccionadas	211
7.2	Correlación entre las tasas globales de fecundidad y el porcentaje de usuarias de anticonceptivos, ENADID 1992-2014	215
7.3	Tasas globales de fecundidad para cuatro estados seleccionados, 1970-2015	226
8.1	Relación entre la tasa de mortalidad y las carencias en los estados, 1995-2000	235
8.2	Esperanza de vida a edad 5 e índice de bienestar por estado, 1995-2000	244
9.1	Tasas anuales de emigración internacional para cuatro estados seleccionados, 1970-2015	254
9.2	Tasas anuales de inmigración internacional para cuatro estados seleccionados, 1970-2015	254
9.3	Tasas de migración interestatal para el total el país por edad y sexo, 2010-2015	257
9.4	Tasas anuales de inmigración interna para cuatro estados seleccionados, 1970-2015	258
9.5	Tasas anuales de emigración interna para cuatro estados seleccionados, 1970-2015	258

Índice de figuras

2.1	Diagrama de Lexis que ilustra el cálculo de las probabilidades de fallecer para una edad cumplida en un año determinado	74
4.1	Ilustración de la recolección de migrantes que llegaron en el mismo año de levantamiento de la American Community Survey	145
4.2	Diagramas de Lexis que ilustran el paso de tasas por cohortes a grupos de edad	171
B.1	Diagrama de Lexis que ejemplifica la equivalencia de las densidades anuales de la población con respecto a la edad y con respecto al tiempo	265

Presentación

La planeación demográfica, económica y social de México requiere del estudio exhaustivo de la dinámica demográfica; conocer el volumen, estructura por edad y sexo y distribución de la población en el mediano y largo plazos son elementos indispensables para una adecuada previsión de las necesidades y demandas de la población en materia de salud, educación, empleo, vivienda, transporte, etc. Uno de los requerimientos básicos para obtener estimaciones futuras de la población, lo más certeras posibles, es contar con una conciliación demográfica sólida sustentada en información y métodos demográficos que así lo garanticen.

Como parte de sus atribuciones, establecidas en el Artículo 37, Fracción II del Reglamento de la Ley general de Población, en cada ocasión que se cuenta con una fuente de información que enumera la población del país, la Secretaría General del Consejo Nacional de Población (SGCONAPO) actualiza el volumen y estructura de la población a nivel nacional y de sus 32 entidades federativas dando cuenta de los niveles y tendencia de la mortalidad, fecundidad y migración del país, a partir de la información obtenida de los censos y conteos de población y de otras fuentes, tales como registros administrativos y encuestas especializadas.

Es así como la SGCONAPO, en colaboración con El Colegio de México (COLMEX), la Sociedad Mexicana de Demografía (SOMEDE) y con apoyo del Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA), se dio a la tarea de realizar la Conciliación Demográfica 1970–2015, la cual armoniza las tendencias de los tres fenómenos demográficos con la población por edad y sexo enumerada en los censos de población de 1950 a 2010, los conteos de población de 1995 y 2005 y la encuesta intercensal 2015. Para llevar a cabo esta labor se contó con el invaluable conocimiento y experiencia en el tema del Dr. Virgilio Partida Bush que, con la colaboración de la Dra. Mier y Terán en lo que a fecundidad estatal concierne, formalizaron este proyecto.

Como parte de los trabajos efectuados para la Conciliación Demográfica y con el afán de hacer de ésta un proceso transparente, se organizaron talleres en los que se debatió y consensuó sobre las fuentes de información, las estimaciones actuales y las tendencias recientes de la migración interna e internacional, la fecundidad y la mortalidad. En éstos se contó con la participación de integrantes de la academia y funcionarias(os) de otras dependencias entre ellas, el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), la Secretaría de Salud (SS), la Unidad de Política Migratoria (UPM) y el Instituto Nacional de Migración (INM).

El resultado de estos esfuerzos deriva en este documento que da cuenta, paso a paso, del proceso desarrollado para realizar la Conciliación Demográfica del país para el periodo

1970-2015, la cual pretende otorgar todos los elementos indispensables para hacer las estimaciones futuras de la población y su dinámica. Esperamos que la lectura de esta publicación permita la comprensión del pasado demográfico del país y cómo este incide en el comportamiento actual y futuro de la dinámica demográfica nacional.

Patricia Chemor Ruiz
Secretaria 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 de la *Encuesta Intercensal* de 2015 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 1950–2015 y de las entidades federativas para 1970–2015. 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 2010, 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.¹ La dinámica de la población de 1950 a 2015 permite tener una estructura por edad demográficamente consistente a lo largo de esos

¹Sólo para una parte de la corrección del nivel de la mortalidad (capítulo 2), se utilizan las defunciones de las estadísticas vitales a partir de 1930.

65 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.

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 13 censos de población modernos, donde el levantamiento regular, con periodicidad decenal de los últimos once, sitúa a nuestro país en situación prominente en el mundo.¹ Adicionalmente a los censos de población, a mediados de las dos últimas décadas se han celebrado en México ejercicios similares, 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.

¹La excepción al levantamiento decenal ocurrió en 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

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 y 2010 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; lo 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.

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 pendientes por entidad federativa. Llama la atención el bajo número de viviendas pendientes

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.

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.

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.

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, 1990-2010

Entidad federativa	Viviendas						Porcentaje del total del país						Porcentaje del total de viviendas particulares de la entidad			
	1990	1995	2000	2005	2010	1990	1995	2000	2005	2010	1990	1995	2000	2005	2010	
República Mexicana	136 341	28 634	425 724	647 491	448 195	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	0.15	0.14	0.14	0.15	0.14	2.62
Aguascalientes	666	244	1 103	3 183	1 202	0.49	0.85	0.26	0.49	0.27	0.51	0.55	0.55	1.30	1.30	1.57
Baja California	10 113	2 421	50 122	50 679	11 634	7.42	8.45	11.77	7.83	2.60	2.71	0.48	0.22	6.86	1.34	0.41
Baja California Sur	1 072	212	682	5 986	3 033	0.79	0.74	0.16	0.92	0.68	1.57	0.24	0.65	4.40	1.70	
Campeche	2 326	265	883	1 955	2 033	1.71	0.93	0.21	0.30	0.45	2.11	0.19	0.56	1.06	0.95	
Coahuila	3 206	709	5 071	9 035	12 300	2.35	2.48	1.19	1.40	2.74	0.79	0.15	0.93	1.45	1.69	
Colima	1 385	38	7 444	4 982	2 530	1.02	0.13	1.75	0.77	0.56	1.54	0.03	5.63	3.34	1.40	
Chiapas	2 356	2 994	27 120	24 426	18 354	1.73	10.46	6.37	3.77	4.10	0.39	0.43	3.36	2.67	1.68	
Chihuahua	9 851	962	21 764	37 810	33 732	7.23	3.36	5.11	5.84	7.53	1.82	0.14	2.88	4.43	3.57	
Ciudad de México	7 521	4 155	27 326	68 116	64 497	5.52	14.51	6.42	10.52	14.39	0.42	0.21	1.28	2.98	2.63	
Durango	747	340	2 802	4 883	9 210	0.55	1.19	0.66	0.75	2.05	0.28	0.11	0.86	1.36	2.26	
Guanajuato	13 099	858	6 916	11 690	9 812	9.61	3.00	1.62	1.81	2.19	1.87	0.11	0.77	1.11		
Guerrero	9 417	264	6 183	10 726	5 154	6.91	0.92	1.45	1.66	1.15	1.84	0.04	0.94	1.53	0.64	
Hidalgo	3 844	346	2 633	6 526	6 757	2.82	1.21	0.62	1.01	1.51	1.05	0.08	0.53	1.17	1.01	
Jalisco	13 359	2 379	13 816	43 905	27 910	9.80	8.31	3.25	6.78	6.23	1.28	0.19	0.99	2.78	1.52	
Méjico	4 325	3 834	149 449	139 632	60 053	3.17	13.39	35.10	21.57	13.40	0.23	0.16	5.17	4.30	1.60	
Michoacán	11 961	1 362	8 275	15 709	15 754	8.77	4.76	1.94	2.43	3.51	1.77	0.17	0.97	1.72	1.46	
Morelos	1 059	81	13 142	15 907	8 062	0.78	0.28	3.09	2.46	1.80	0.43	0.03	3.58	3.95		
Nayarit	2 766	115	583	3 727	2 365	2.03	0.40	0.14	0.53	0.53	1.61	0.06	0.26	1.52	0.81	
Nuevo León	4 619	377	9 423	17 372	19 484	3.39	1.32	2.21	2.68	4.35	0.71	0.05	1.06	1.71	1.61	
Oaxaca	1 300	659	2 339	9 631	7 065	0.95	2.30	0.55	1.49	1.58	0.22	0.10	0.32	1.20	0.75	
Puebla	1 931	402	36 599	26 119	18 031	1.42	1.40	8.60	4.03	4.02	0.25	0.04	3.44	2.16	1.30	
Querétaro	1 882	516	2 991	9 801	4 120	1.38	1.80	0.70	1.51	0.92	0.96	0.21	1.00	2.72	0.91	
Quintana Roo	2 898	391	2 828	35 201	6 169	2.13	1.37	0.66	5.44	1.38	2.74	0.24	1.33	12.32	1.67	
San Luis Potosí	2 287	904	2 687	4 972	7 502	1.68	3.16	0.63	0.77	1.67	0.60	0.20	0.55	0.89	1.17	
Sinaloa	3 205	324	2 044	18 882	3 182	2.35	1.13	0.48	2.92	0.71	0.75	0.06	0.36	2.94		
Sonora	4 153	245	2 415	14 443	6 440	3.05	0.86	0.57	2.23	1.44	1.08	0.05	0.46	2.35	0.90	
Tabasco	1 008	505	2 016	4 871	8 061	0.74	1.76	0.47	0.75	1.80	0.35	0.14	0.49	1.03	1.42	
Tamaulipas	5 177	298	5 048	20 224	33 000	3.80	1.04	1.19	3.12	7.36	1.05	0.05	0.74	2.56	3.66	
Tlaxcala	162	121	1 170	2 358	1 695	0.12	0.42	0.27	0.36	0.38	0.12	0.07	0.60	1.01	0.62	
Veracruz	6 995	1 557	7 920	14 742	30 764	5.13	5.44	1.86	2.28	6.86	0.55	0.11	0.49	0.83	1.53	
Yucatán	998	267	1 943	7 680	4 039	0.73	1.63	0.46	1.19	0.90	0.36	0.14	0.52	1.76	0.80	
Zacatecas	653	289	987	2 318	4 251	0.48	1.01	0.23	0.36	0.95	0.27	0.11	0.33	0.71	1.13	

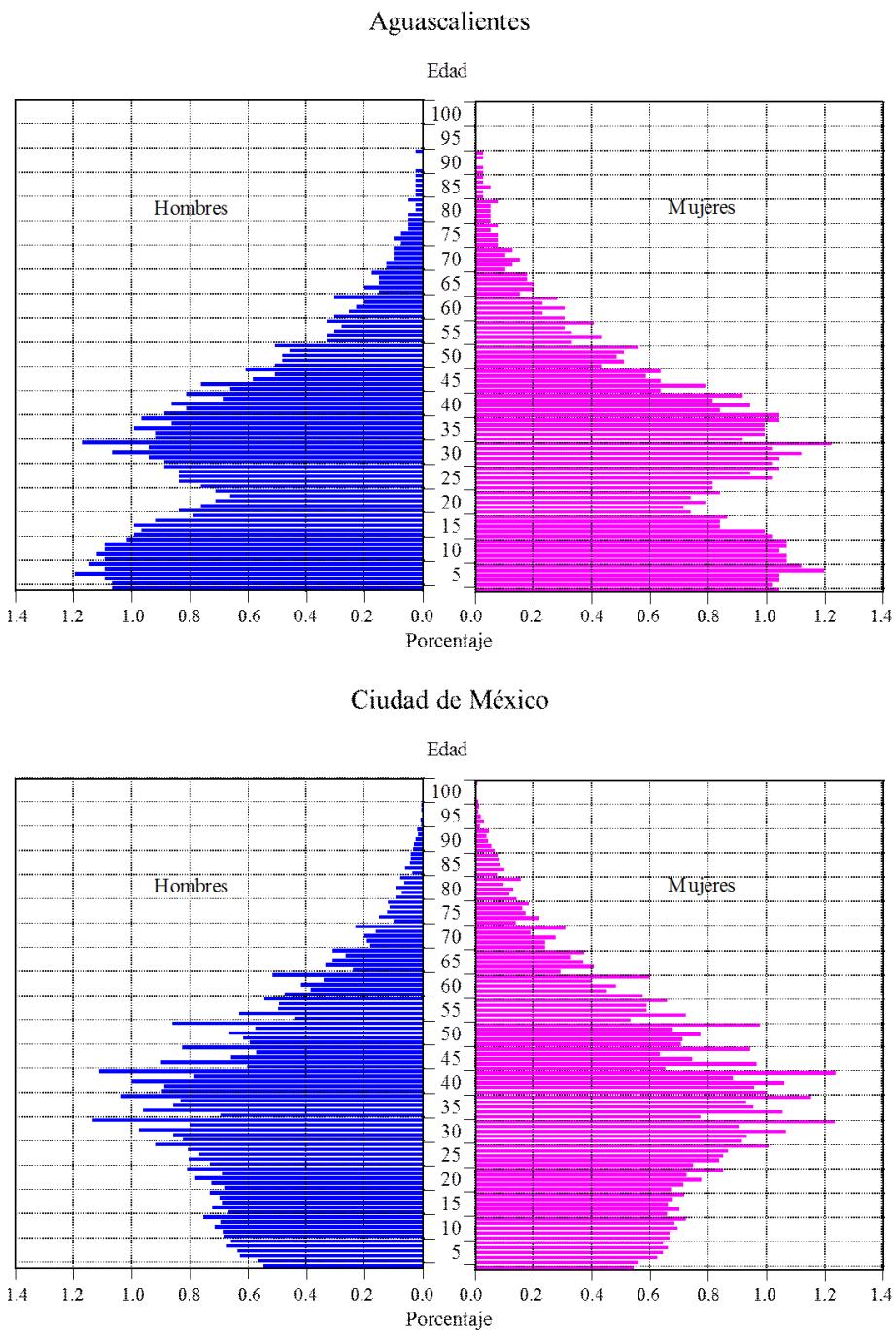
Fuente: Tabulados de los censos de 1990, 2000 y 2010 y los conteos de 1995 y 2005.

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
República Mexicana	3.23	48.8	51.2	29.8	29.3	30.3	28.6	28.1
Aguascalientes	3.27	49.0	51.0	27.3	26.9	27.8	26.3	25.9
Baja California	3.10	50.2	49.8	29.1	29.0	29.3	27.9	28.0
Baja California Sur	3.05	51.6	48.4	27.5	27.5	27.5	27.3	27.5
Campeche	3.11	49.4	50.6	28.9	28.8	29.0	28.2	28.2
Coahuila	3.26	49.5	50.5	28.3	28.0	28.7	27.2	27.0
Colima	2.93	49.7	50.3	29.2	29.2	29.2	28.0	0.0
Chiapas	3.25	47.8	52.2	28.4	27.9	28.8	27.1	26.6
Chihuahua	3.13	49.4	50.6	29.4	28.9	29.9	27.9	27.5
Ciudad de México	3.01	47.7	52.3	33.8	32.9	34.7	32.9	32.1
Durango	3.39	48.7	51.3	27.7	27.2	28.3	25.9	25.1
Guanajuato	3.50	48.6	51.4	27.6	27.2	28.0	26.3	25.7
Guerrero	3.25	48.3	51.7	29.4	28.9	29.9	27.4	26.6
Hidalgo	3.35	48.1	51.9	29.1	28.4	29.7	27.7	26.7
Jalisco	3.32	49.0	51.0	29.1	28.6	29.6	27.6	27.1
Méjico	3.47	48.7	51.3	30.0	30.5	30.5	28.9	28.2
Michoacán	3.35	48.2	51.8	29.0	28.6	29.4	27.0	26.4
Morelos	3.21	48.5	51.5	30.7	30.0	31.3	29.0	27.9
Navarit	3.05	49.6	50.4	28.5	28.5	28.5	27.0	26.9
Nuevo León	3.37	49.8	50.2	29.7	29.4	30.1	28.7	28.4
Oaxaca	3.28	47.8	52.2	29.7	29.1	30.3	27.7	26.7
Puebla	3.36	47.8	52.2	29.4	28.5	30.1	27.8	26.5
Querétaro	3.22	48.7	51.3	29.0	28.4	29.5	28.1	27.5
Quintana Roo	2.85	51.5	48.5	27.9	28.2	27.7	27.8	28.2
San Luis Potosí	3.26	48.4	51.6	29.0	28.4	29.6	27.5	26.8
Sinaloa	3.21	48.6	51.4	28.9	28.6	29.3	27.5	27.2
Sonora	3.18	49.8	50.2	28.7	28.3	29.0	27.2	26.9
Tabasco	3.14	48.4	51.6	29.4	29.2	29.6	28.5	28.3
Tamaulipas	3.20	49.3	50.7	29.1	28.7	29.5	27.8	27.5
Tlaxcala	3.65	48.1	51.9	28.1	27.5	28.8	26.2	25.1
Veracruz	3.02	47.8	52.2	31.3	30.6	31.9	30.0	29.1
Yucatán	3.04	48.9	51.1	30.1	29.8	30.5	28.8	28.4
Zacatecas	3.35	48.5	51.5	27.7	27.5	28.0	26.0	25.6

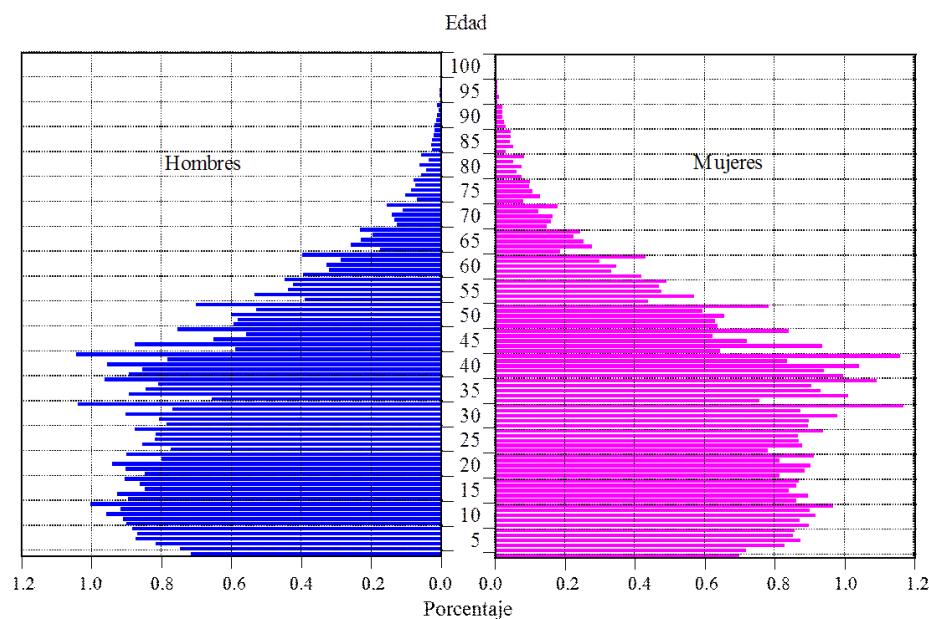
Fuente: Estimaciones con base en información proporcionada por el INEGI del Censo de Población y Vivienda 2010.

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

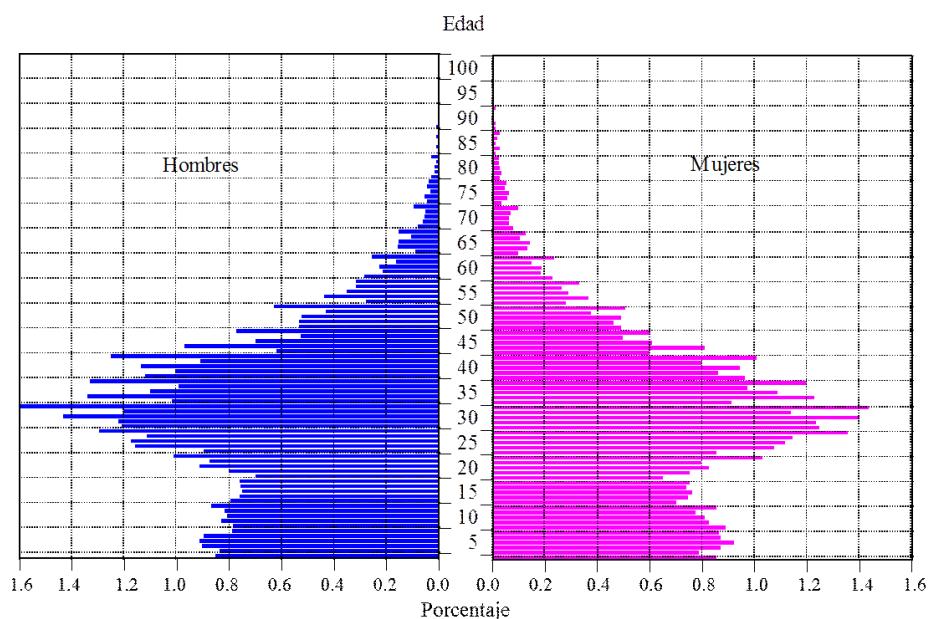


Gráfica 1.1.
(Concluye)

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		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
Méjico	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		Ocupantes/ vivienda	Población		
	Censadas	Pendientes		Pendiente	Censada*	Total
República Mexicana	19 374 775	28 634	3.23	92 359	91 067 435	91 159 794
Aguascalientes	172 538	244	3.27	797	861 988	862 785
Baja California	502 753	2 421	3.10	7 506	2 104 877	2 112 383
Baja California Sur	88 203	212	3.05	647	374 858	375 505
Campooche	137 292	265	3.11	825	641 721	642 546
Coahuila	486 500	709	3.26	2 312	2 171 648	2 173 960
Colima	110 443	38	2.93	111	487 914	488 025
Chiapas	690 167	2 994	3.25	9 727	3 570 851	3 580 578
Chihuahua	662 929	962	3.13	3 009	2 790 651	2 793 660
Ciudad de México	2 006 644	4 155	3.01	12 491	8 476 542	8 489 033
Durango	299 673	340	3.39	1 154	1 430 728	1 431 882
Guanajuato	832 226	858	3.50	3 003	4 403 994	4 406 997
Guerrero	589 335	264	3.25	858	2 915 775	2 916 633
Hidalgo	427 978	346	3.35	1 160	2 111 435	2 112 595
Jalisco	1 237 675	2 379	3.32	7 909	5 984 039	5 991 948
Méjico	2 439 576	3 834	3.47	13 287	11 696 462	11 707 749
Michoacán	779 781	1 362	3.35	4 563	3 866 518	3 870 1081
Morelos	321 427	81	3.21	260	1 442 419	1 442 679
Navarit	199 239	115	3.05	351	896 357	896 708
Nuevo León	791 348	377	3.37	1 269	3 548 983	3 550 252
Oaxaca	651 770	659	3.28	2 160	3 226 918	3 228 895
Puebla	920 805	402	3.36	1 349	4 623 159	4 624 508
Querétaro	250 501	516	3.22	1 662	1 248 928	1 250 590
Quintana Roo	163 351	391	2.85	1 114	702 363	703 477
San Luis Potosí	441 337	904	3.26	2 948	2 198 051	2 200 999
Sinaloa	509 675	324	3.21	1 040	2 424 703	2 425 743
Sonora	474 393	245	3.18	779	2 084 801	2 085 580
Tabasco	354 916	505	3.14	1 584	1 747 254	1 748 838
Tamaulipas	595 541	298	3.20	953	2 526 434	2 527 387
Tlaxcala	171 700	121	3.65	442	883 561	884 003
Veracruz	1 462 582	1 557	3.02	4 701	6 732 653	6 737 354
Yucatán	329 688	467	3.04	1 420	1 555 221	1 556 641
Zacatecas	272 789	289	3.35	968	1 335 629	1 336 496

* Incluye los residentes de viviendas colectivas.

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

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

Entidad federativa	Viviendas		Ocupantes/ vivienda	Población			Publicada
	Censadas	Pendientes		Pendiente	Censada*	Total	
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
Campesche	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
Méjico	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
Nayarit	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		Ocupantes/ vivienda	Población			Publicada
	Censadas	Pendientes		Pendiente	Censada*	Total	
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
Campesche	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
Méjico	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
Navarit	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	5 213 465	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	1 000 029	1 035 309
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 Conteo de Población y Vivienda de 2005.

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

Entidad federativa	Viviendas		Ocupantes/ vivienda	Población		
	Censadas	Pendientes		Pendiente	Censada*	Total
República Mexicana	28 159 373	448 195	3.23	1 445 616	372 512	11 243 7569
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
Méjico	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
Navarit	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.

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 2015, 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 siete 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, y hombres (2.13%) y mujeres (2.50%) de Chiapas en 1980. 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 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 1.8 a 1.17 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 diez recuentos. Se advierte que los patrones de atracción y rechazo prevalecen en el tiempo. El índice sintético de Myers (IM)⁵, en la última columna de los cuadros 1.8 a 1.17, muestra una reducción con el paso del tiempo en la mayoría de las entidades federativas; no obstante, se advierten retrocesos 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.

El valor mínimo del IM se observa en los hombres de 6 entidades (Chiapas, Durango, Guerrero, Sinaloa, Tlaxcala y Yucatán) y en las mujeres de 5 (California Sur, Chihuahua, Durango, Michoacán y Sinaloa) en 2015; en 17 de hombres (Aguascalientes, Campeche, Coahuila, Colima, Guanajuato, Hidalgo, Michoacán, Morelos, Nayarit, Oaxaca, Puebla, Querétaro, San Luis Potosí, Sonora, Tabasco, Veracruz y Zacatecas) y 22 de mujeres (Aguascalientes, Campeche, Coahuila, Colima, Chiapas, Guanajuato, Guerrero, Hidalgo, Jalisco, México, Morelos, Nayarit, Oaxaca, Puebla, Querétaro, San Luis Potosí, Sonora, Tabasco, Tlaxcala, Veracruz, Yucatán y Zacatecas) en 2010; en 7 de hombres (Baja California Sur, Chihuahua, Jalisco, México, Nuevo León, Quintana Roo y Tamaulipas) y 4 de mujeres (Ciudad de México, Nuevo León, Quintana Roo y Tamaulipas) en 2000; y en Baja California en ambos sexos y los hombres de la Ciudad de México en 1980. Y para el conjunto del país en 2010 en ambos sexos.

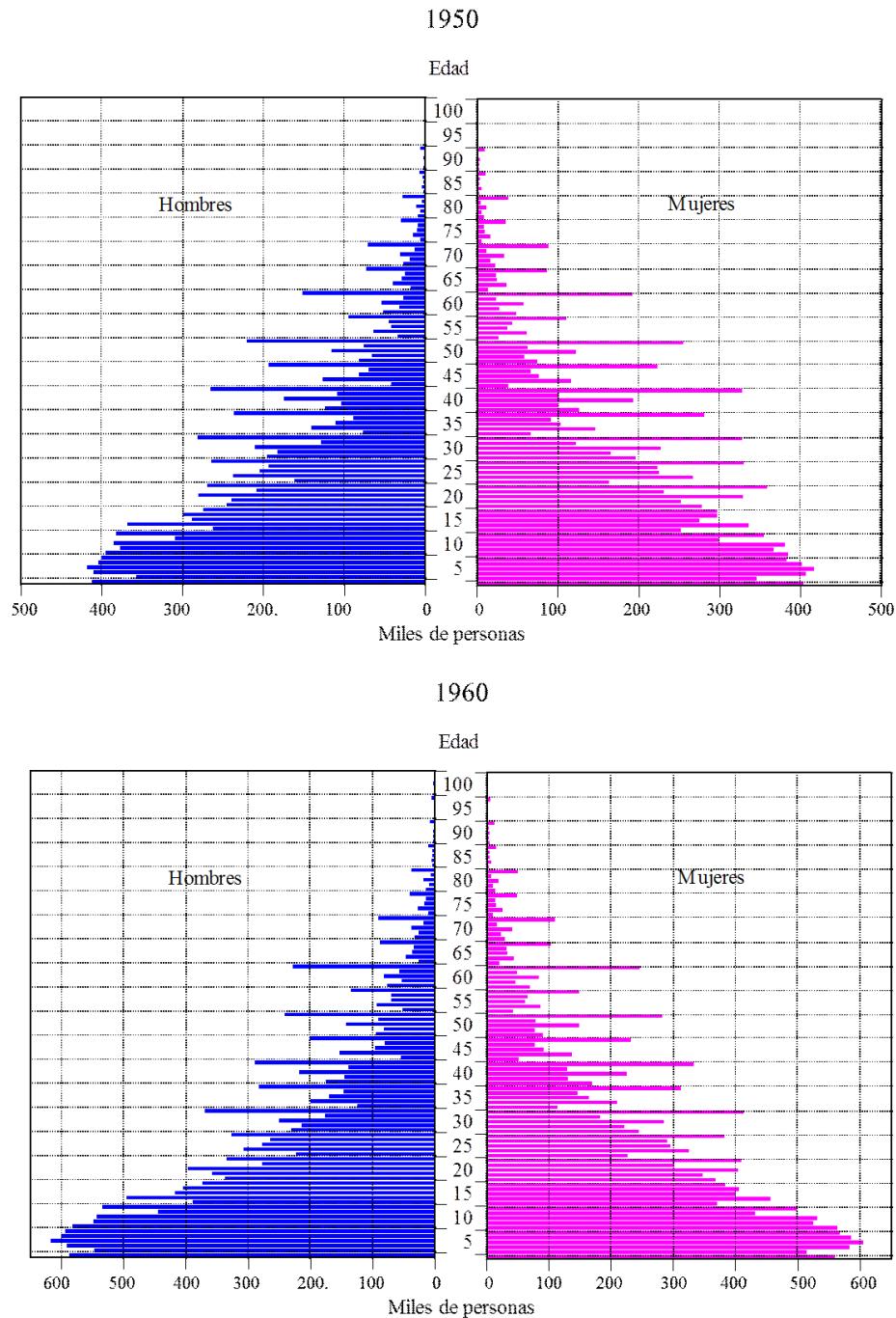
⁵La suma del valor absoluto de las desviaciones. Hobbs (2004: 139) sugiere dividir la suma por dos, porque la preferencia por un dígito se compensa con el rechazo de otros. La sugerencia de Hobbs se incluye en la última columna de los cuadros 1.8 a 1.17.

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*⁶ 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 de 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 cuatro 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 menor o igual a tres.

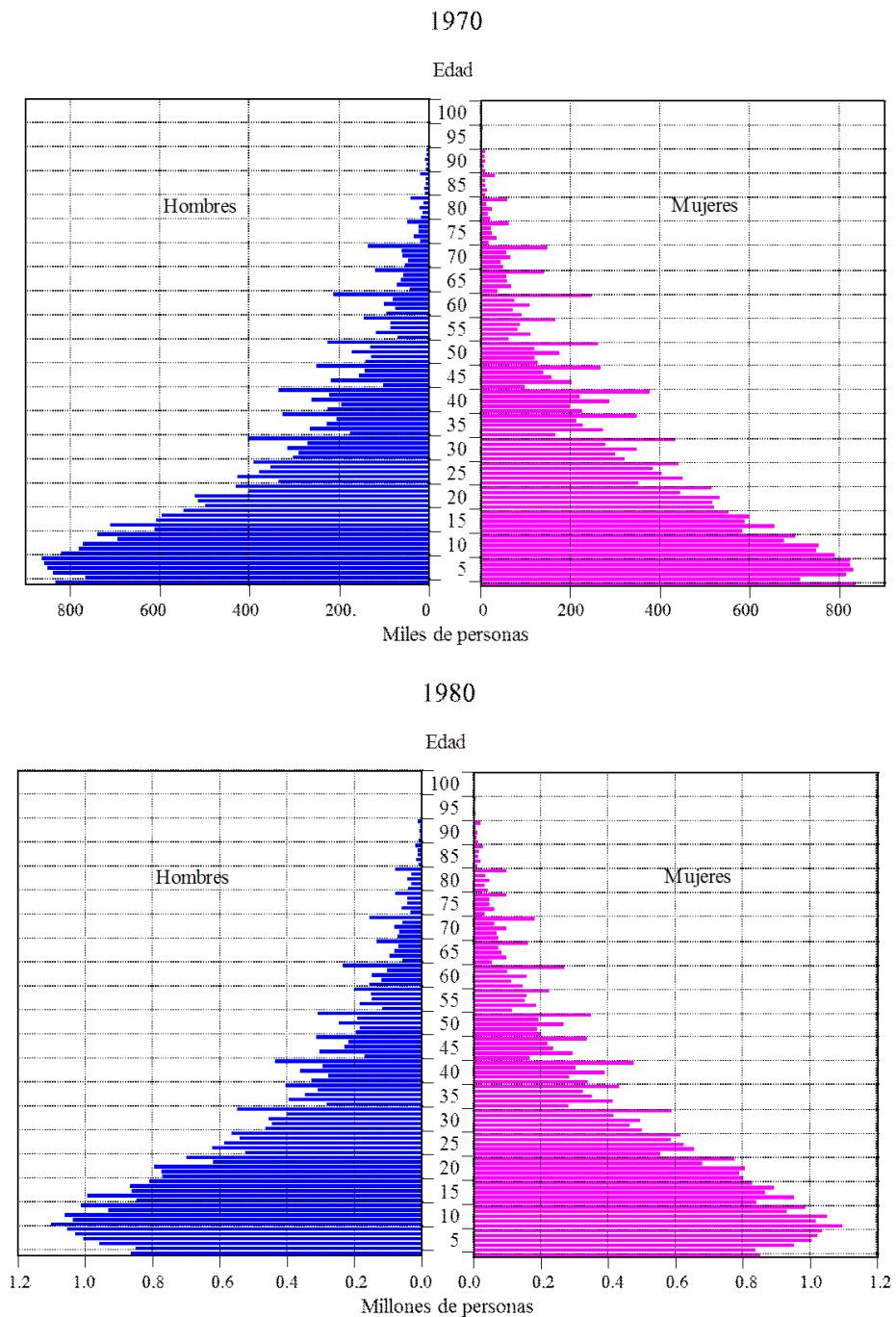
La corrección de la mala declaración de la edad se presenta en el apartado 2.2.2 dentro de las estimaciones de la mortalidad en el capítulo 2.

⁶<http://www.mortality.org>

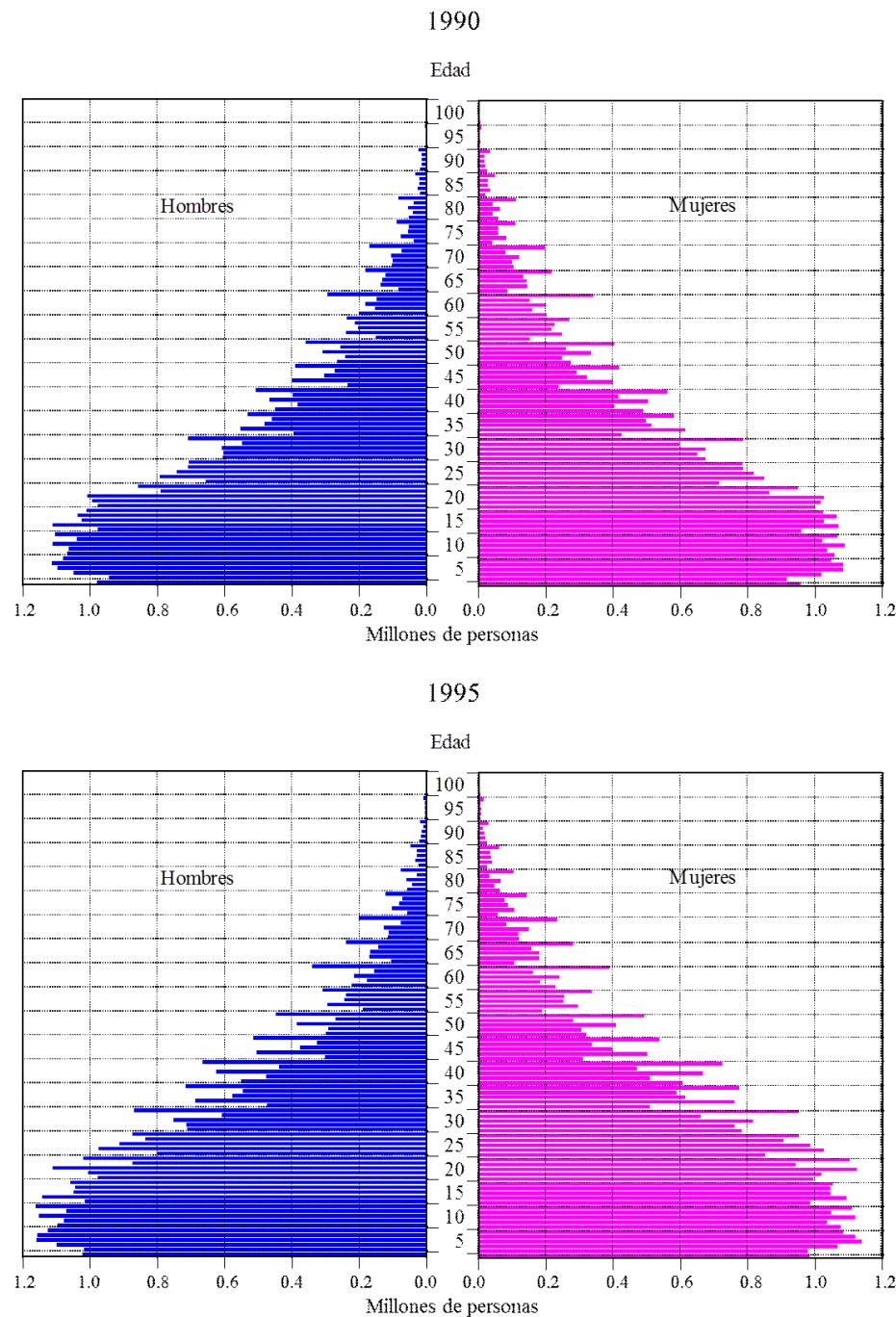
Gráfica 1.2. Pirámides de población de la población enumerada, 1950-2015



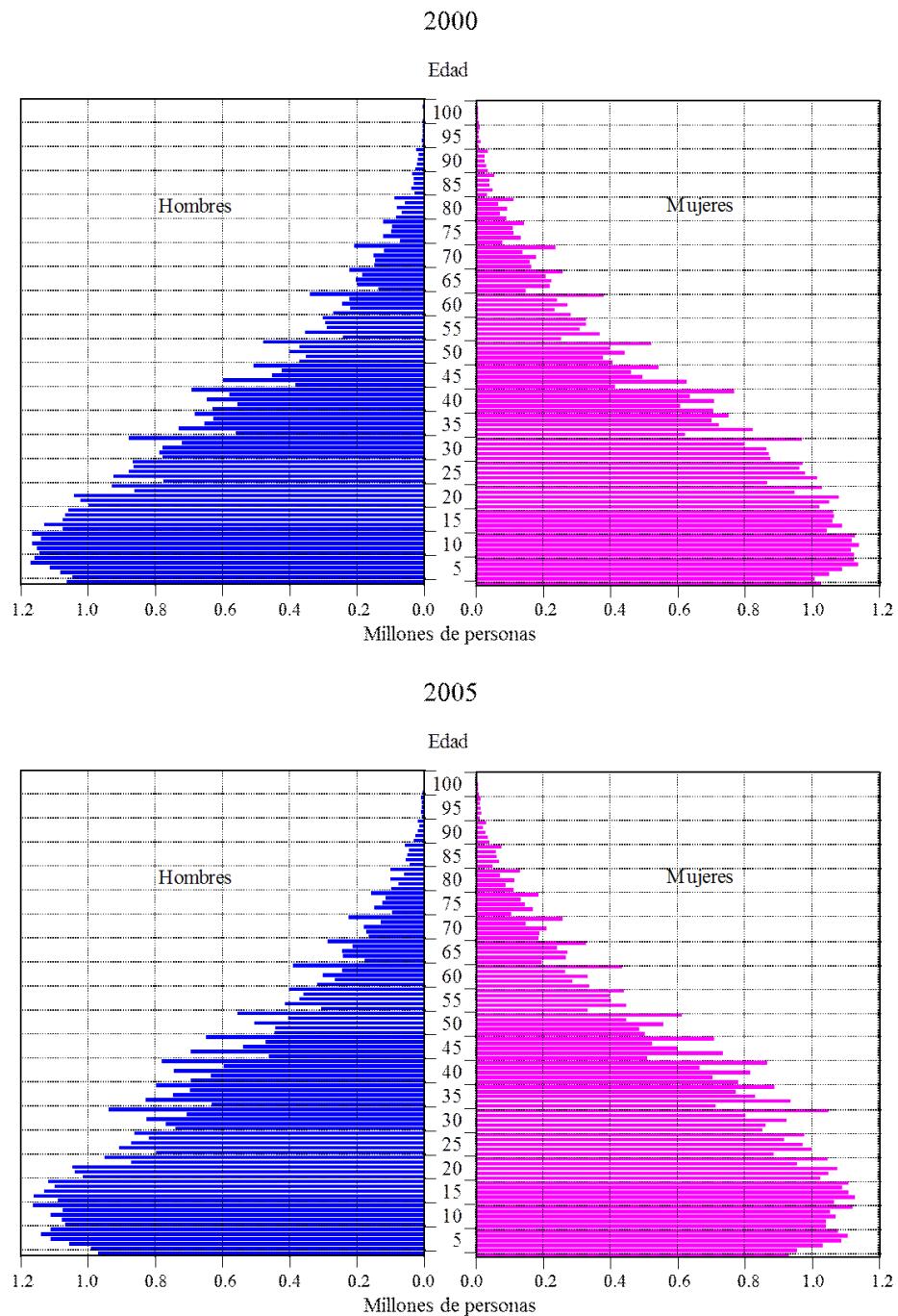
Gráfica 1.2.
(Continúa)



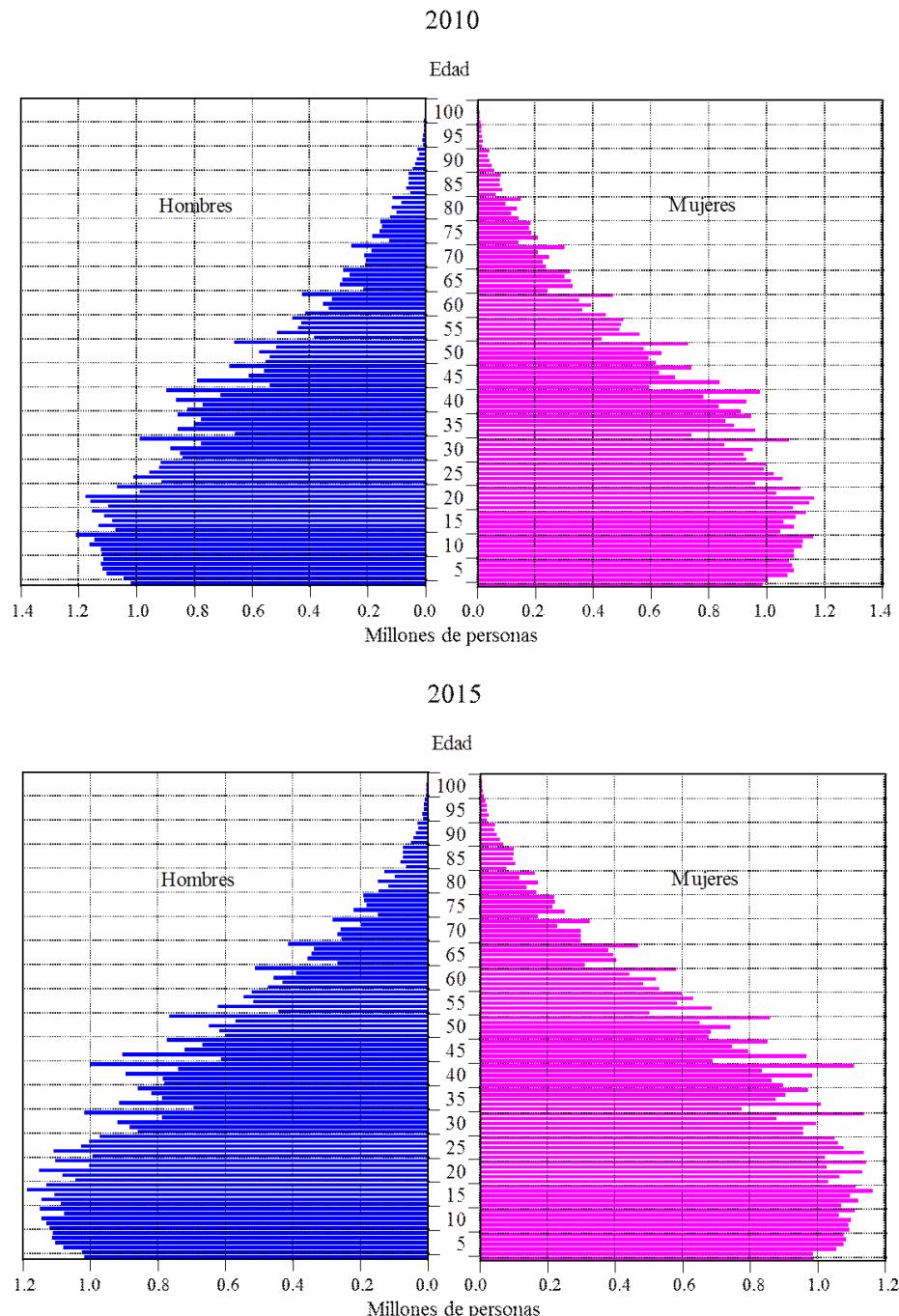
Gráfica 1.2.
(Continúa)



Gráfica 1.2.
(Continúa)



Gráfica 1.2.
(Concluye)



Fuente: Censos de población 1950-2010, conteos de población 1995 y 2005 y encuesta intercensal 2015.

Cuadro 1.8. Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 1950

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

Cuadro 1.8
(Conclusión)

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

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

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

Cuadro 1.9. 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			
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
Nayarit	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 1.9
(Conclusión)

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

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

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

Cuadro 1.10. 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	
Hombres									
República Mexicana	3.33	-2.68	0.39	0.84	0.79	1.80	0.65	0.69	0.78
Aguascalientes	2.31	-2.52	0.54	0.75	-0.40	1.23	-0.32	0.29	0.64
Baja California	1.33	-1.93	0.65	-0.53	-0.14	0.66	-0.21	0.26	0.47
Baja California Sur	1.73	-2.40	0.44	-0.48	-0.38	0.80	-0.19	0.01	0.52
Campeche	5.59	-3.29	-0.14	-1.42	-1.23	2.66	-0.96	-0.91	0.95
Coahuila	2.21	-2.50	0.78	-0.47	-0.35	0.80	-0.54	-0.46	0.61
Colima	3.41	-2.86	0.39	-0.74	-0.82	1.76	-0.72	-0.50	1.05
Chiapas	7.37	-3.84	-0.20	-1.99	-1.98	4.36	-1.14	-1.71	1.30
Chihuahua	1.96	-2.19	0.72	-0.61	-0.37	0.80	-0.38	-0.51	0.60
Ciudad de México	1.14	-1.71	0.63	-0.27	-0.52	0.56	-0.42	-0.21	0.68
Durango	2.98	-2.86	0.63	-0.75	-0.43	1.33	-0.48	-0.53	0.71
Guanajuato	3.92	-2.93	0.23	-0.75	-0.80	2.04	-0.59	-0.60	0.58
Guerrero	6.82	-3.80	-0.28	-1.70	-1.79	3.90	-1.27	-1.33	1.19
Hidalgo	4.96	-3.31	0.28	-1.28	-1.29	3.29	-0.94	-1.23	0.87
Jalisco	2.70	-2.51	0.56	-0.63	-0.53	1.26	-0.52	-0.56	0.78
Estado de México	2.62	-2.76	0.50	-0.66	-0.73	1.62	-0.58	-0.53	0.96
Michoacán	4.83	-3.22	0.23	-1.05	-1.00	2.46	-0.82	-0.92	0.86
Morelos	3.22	-2.98	0.37	-0.90	-0.86	1.91	-0.74	-0.52	0.93
Navarrit	3.80	-3.22	0.44	-1.05	-0.90	1.86	-0.59	-0.78	1.09
Nuevo León	1.56	-1.88	0.60	-0.34	-0.25	0.64	-0.51	-0.37	0.52
Oaxaca	5.70	-3.16	0.01	-1.38	-1.33	3.41	-1.11	-1.49	0.90
Puebla	4.05	-3.04	0.33	-1.09	-1.02	2.54	-0.85	-0.90	0.76
Querétaro	4.31	-3.18	0.17	-0.99	-1.07	2.41	-0.59	-0.64	0.64
Quintana Roo	4.56	-3.05	0.07	-1.24	-1.37	2.12	-0.97	-0.51	1.13
San Luis Potosí	3.57	-2.66	0.29	-0.87	-0.77	2.03	-0.62	-0.80	0.45
Sinaloa	3.38	-2.75	0.55	-0.86	-0.75	1.42	-0.51	-0.81	0.89
Sonora	2.22	-2.34	0.69	-0.68	-0.36	0.90	-0.40	-0.54	0.66
Tamaulipas	2.06	-2.22	0.55	-0.71	-0.28	0.95	-0.43	-0.41	0.48
Tlaxcala	2.69	-2.89	0.61	-0.54	-0.69	1.66	-0.62	-0.64	0.68
Veracruz	4.04	-2.91	0.16	-1.08	-0.93	2.34	-0.80	-0.89	0.91
Yucatán	5.95	-3.08	0.10	-1.64	-1.22	2.83	-0.95	-1.15	0.72

Cuadro 1.10
(Conclusión)

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

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

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

Cuadro 1.11. 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			
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
Nayarit	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
Querétaro	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
Vera Cruz	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 1.11
(Conclusión)

Entidad federativa	Índice de Myers							
	0	1	2	3	4	Dígito	5	6
República Mexicana	3.34	-2.59	0.09	-0.70	-0.53	1.43	-0.40	-0.76
Aguascalientes	2.40	-2.23	0.15	-0.42	-0.17	0.86	-0.18	-0.40
Baja California	1.45	-1.78	0.36	-0.27	-0.07	0.37	-0.23	-0.25
Baja California Sur	1.62	-1.85	0.27	-0.30	-0.16	0.55	-0.20	-0.33
Campeche	5.00	-3.07	-0.62	-1.20	-1.07	2.22	-0.50	-0.88
Coahuila	2.27	-2.04	0.25	-0.32	-0.18	0.68	-0.31	-0.63
Colima	3.56	-2.79	0.02	-0.72	-0.48	1.17	-0.31	-0.76
Chiapas	7.56	-4.26	-0.74	-2.02	-1.69	4.22	-0.98	-1.73
Chihuahua	2.12	-2.07	0.47	-0.37	-0.29	0.43	-0.19	-0.51
Ciudad de México	1.83	-1.95	0.29	-0.38	-0.34	0.70	-0.26	-0.39
Durango	2.93	-2.49	0.35	-0.51	-0.22	0.92	-0.30	-0.65
Guanajuato	3.48	-2.74	0.09	-0.54	-0.35	1.50	-0.31	-0.70
Guerrero	6.63	-3.85	-0.47	-1.53	-1.32	3.32	-0.80	-1.44
Hidalgo	5.24	-3.25	-0.25	-1.23	-0.95	2.92	-0.60	-1.42
Jalisco	2.43	-2.19	0.26	-0.40	-0.23	0.79	-0.30	-0.52
Estado de México	2.38	-2.35	0.25	-0.48	-0.34	0.94	-0.23	-0.53
Michoacán	4.75	-3.24	0.15	0.97	-0.65	1.84	-0.45	-1.12
Morelos	3.14	-2.81	0.04	-0.68	-0.49	1.34	-0.46	-0.69
Nayarit	3.08	-2.59	0.14	-0.60	-0.29	1.18	-0.29	-0.91
Nuevo León	1.71	-1.62	0.19	-0.10	-0.14	0.44	-0.40	-0.45
Oaxaca	6.74	-3.79	-0.38	-1.63	-1.45	3.56	-0.84	-1.65
Puebla	4.68	-3.16	0.02	-1.12	-0.80	2.32	-0.67	-1.15
Querétaro	3.52	-2.80	0.00	-0.75	-0.48	1.78	-0.18	-0.74
Quintana Roo	3.22	-2.43	-0.41	-0.85	-0.52	1.38	-0.28	-0.35
San Luis Potosí	3.52	-2.61	0.11	-0.70	-0.48	1.45	-0.33	-0.77
Sinaloa	2.60	-2.32	0.23	-0.47	-0.24	0.79	-0.28	-0.52
Sonora	1.97	-1.93	0.35	-0.32	-0.19	0.41	-0.20	-0.39
Tabasco	4.72	-3.25	-0.17	-1.33	-0.97	2.17	-0.51	-1.02
Tamaulipas	2.03	-1.96	0.17	-0.33	-0.23	0.68	-0.32	-0.41
Tlaxcala	3.34	-2.99	0.43	-0.87	-0.48	1.55	-0.15	-0.95
Veracruz	4.43	-3.01	-0.09	-0.95	-0.79	1.99	-0.60	-1.06
Yucatán	3.85	-2.84	-0.37	-0.87	-0.68	2.06	-0.42	-0.71
Zacatecas	3.23	-2.58	0.17	-0.43	-0.25	1.13	-0.34	-0.68

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

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

Índice de

Myers

Cuadro 1.12. 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	
Hombres									
República Mexicana	2.17	-2.30	0.45	0.37	0.26	0.98	0.30	0.41	0.68
Aguascalientes	0.93	-1.84	0.44	0.15	0.03	0.56	0.02	0.01	0.27
Baja California	1.21	-1.88	0.44	-0.15	-0.31	0.50	-0.17	-0.05	0.67
Baja California Sur	1.16	-1.85	0.50	-0.24	-0.05	0.39	-0.26	-0.13	0.66
Campeche	3.49	-2.85	0.15	-0.67	-0.44	1.43	-0.48	-0.72	1.00
Coahuila	1.34	-1.93	0.60	-0.02	-0.04	0.50	-0.30	-0.33	0.43
Colima	1.71	-2.38	0.51	-0.28	-0.03	0.70	-0.09	-0.06	0.50
Chiapas	4.83	-3.24	0.12	-1.13	-0.86	2.16	-0.68	-1.04	1.26
Chihuahua	1.55	-2.08	0.53	-0.32	-0.14	0.55	-0.06	-0.24	0.64
Ciudad de México	1.12	-1.84	0.48	-0.14	-0.29	0.64	-0.14	-0.10	0.54
Durango	1.73	-2.31	0.68	-0.24	0.00	0.84	-0.20	-0.29	0.41
Guanajuato	2.19	-2.27	0.44	-0.23	-0.08	0.95	-0.25	-0.41	0.46
Guerrero	4.58	-3.21	0.13	-0.98	-0.73	2.10	-0.78	-0.91	1.15
Hidalgo	3.07	-2.74	0.38	-0.66	-0.47	1.74	-0.40	-0.66	0.72
Jalisco	1.33	-1.95	0.50	-0.19	-0.16	0.63	-0.06	-0.15	0.46
Estado de México	1.49	-2.16	0.62	-0.20	-0.21	0.71	-0.18	-0.26	0.71
Michoacán	2.96	-2.69	0.53	-0.48	-0.22	1.26	-0.28	-0.64	0.67
Morelos	2.14	-2.66	0.51	-0.54	-0.18	1.19	-0.31	-0.34	0.87
Navarrit	1.94	-2.44	0.51	-0.32	-0.09	1.05	-0.12	-0.45	0.63
Nuevo León	1.14	-1.52	0.52	-0.04	-0.19	0.35	-0.37	-0.20	0.41
Oaxaca	4.02	-2.87	0.30	-0.79	-0.62	1.81	-0.69	-0.93	0.97
Puebla	2.94	-2.64	0.51	-0.59	-0.36	1.33	-0.50	-0.63	0.82
Querétaro	2.09	-2.24	0.26	-0.33	-0.25	0.93	-0.28	-0.33	0.70
Quintana Roo	2.46	-2.40	0.40	-0.39	-0.29	0.85	-0.53	-0.53	1.07
San Luis Potosí	2.02	-2.19	0.30	-0.30	-0.10	0.97	-0.14	-0.41	0.40
Sinaloa	1.77	-2.22	0.58	-0.32	-0.08	0.85	-0.13	-0.45	0.63
Sonora	1.32	-1.94	0.60	-0.17	0.01	0.46	-0.27	-0.29	0.55
Tamaulipas	3.02	-2.73	0.27	-0.58	-0.32	1.07	-0.57	-0.62	1.27
Tlaxcala	2.15	-2.55	0.73	-0.41	-0.09	0.83	-0.27	-0.43	0.75
Veracruz	2.95	-2.58	0.26	-0.56	-0.39	1.26	-0.46	-0.62	0.86
Yucatán	2.73	-2.44	0.23	-0.49	-0.24	1.26	-0.44	-0.44	0.54

Cuadro 1.12
(Conclusión)

Entidad federativa	Índice de Myers							
	0	1	2	3	4	Dígito	5	6
República Mexicana	2.59	-2.45	0.23	-0.40	-0.20	1.19	-0.35	-0.62
Aguascalientes	1.49	-1.92	0.29	-0.09	0.16	0.54	-0.04	-0.38
Baja California	1.43	-1.85	0.30	-0.16	-0.08	0.63	-0.20	-0.22
Baja California Sur	1.30	-1.75	0.37	-0.14	0.07	0.56	-0.13	-0.33
Campeche	3.55	-2.81	-0.22	-0.63	-0.35	1.53	-0.46	-0.78
Coahuila	1.66	-1.91	0.48	-0.09	0.05	0.57	-0.29	-0.48
Colima	1.95	-2.31	0.27	-0.29	-0.04	0.99	-0.14	-0.51
Chiapas	5.37	-3.50	-0.41	-1.22	-0.94	2.76	-0.73	-1.19
Chihuahua	1.71	-2.12	0.46	-0.29	-0.06	0.70	-0.13	-0.42
Ciudad de México	1.66	-2.17	0.39	-0.28	-0.22	0.93	-0.17	-0.32
Durango	1.99	-2.30	0.44	-0.26	0.22	0.89	-0.29	-0.53
Guanajuato	2.53	-2.46	0.25	-0.22	0.02	1.12	-0.34	-0.58
Guerrero	5.26	-3.49	-0.30	-1.04	-0.73	2.48	-0.80	-1.19
Hidalgo	3.90	-3.03	-0.03	-0.70	-0.47	2.17	-0.62	-1.02
Jalisco	1.76	-2.05	0.38	-0.21	-0.09	0.69	-0.15	-0.38
Estado de México	1.88	-2.33	0.43	-0.24	-0.09	0.94	-0.19	-0.48
Michoacán	3.41	-2.87	0.28	0.42	-0.19	1.40	0.40	0.85
Morelos	2.63	-2.77	0.25	-0.40	-0.15	1.29	-0.38	-0.71
Nayarit	2.09	-2.24	0.25	-0.28	-0.02	1.03	-0.18	-0.67
Nuevo León	1.40	-1.62	0.44	-0.07	0.03	0.40	-0.33	0.33
Oaxaca	5.05	-3.27	-0.13	-1.00	-0.77	2.47	-0.85	-1.24
Puebla	3.57	-2.84	0.16	-0.67	-0.34	1.70	-0.59	-0.95
Querétaro	2.35	-2.41	0.18	-0.36	-0.04	1.10	-0.33	-0.50
Quintana Roo	2.41	-2.35	0.00	-0.26	-0.23	1.00	-0.29	-0.53
San Luis Potosí	2.39	-2.25	0.17	-0.29	-0.07	1.08	-0.21	-0.64
Sinaloa	1.90	-2.16	0.30	-0.18	0.04	0.75	-0.23	-0.52
Sonora	1.63	-1.92	0.38	-0.23	0.11	0.46	-0.18	-0.40
Tabasco	3.21	-2.91	0.04	-0.51	-0.24	1.28	-0.53	-0.67
Tamaulipas	1.73	-1.95	0.26	-0.14	-0.01	0.69	-0.24	-0.42
Tlaxcala	2.48	-2.77	0.62	-0.38	-0.13	1.10	-0.29	-0.83
Veracruz	3.42	-2.73	0.00	-0.58	-0.34	1.45	-0.56	-0.78
Yucatán	2.73	-2.54	-0.06	-0.49	-0.13	1.52	-0.27	-0.58
Zacatecas	2.16	-2.17	0.34	-0.08	0.16	0.86	-0.31	-0.61

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

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

Índice de Myers

Cuadro 1.13. 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	
	Hombres									
República Mexicana	2.48	-2.14	0.70	0.27	0.51	1.55	0.72	0.77	0.88	-1.22
Aguascalientes	1.45	-1.50	0.80	0.03	-0.26	0.94	-0.62	0.54	0.56	-0.86
Baja California	1.85	-1.75	0.79	-0.04	-0.53	1.28	-0.79	-0.57	0.73	-0.97
Baja California Sur	1.45	-1.79	0.62	-0.10	-0.20	1.26	-0.51	-0.38	0.59	-0.94
Campeche	3.34	-2.49	0.53	-0.47	-0.65	1.71	-0.73	-0.92	1.08	-1.40
Coahuila	1.62	-1.76	0.59	-0.02	-0.28	1.09	-0.61	-0.56	0.75	-0.83
Colima	1.77	-1.80	0.86	-0.15	-0.45	1.21	-0.56	-0.74	0.86	-1.00
Chiapas	4.70	-3.14	0.32	-1.06	-0.93	2.55	-0.90	-1.16	1.40	-1.79
Chihuahua	1.99	-1.84	0.70	-0.18	-0.43	1.15	-0.52	-0.65	0.75	-0.96
Ciudad de México	2.37	-1.95	1.04	-0.14	-0.72	1.61	-0.87	-0.79	0.78	-1.31
Durango	1.96	-2.06	0.73	-0.11	-0.39	1.33	-0.57	-0.53	0.69	-1.03
Guanajuato	2.49	-2.03	0.69	-0.33	-0.46	1.45	-0.68	-0.70	0.77	-1.19
Guerrero	4.37	-2.94	0.42	-0.73	-0.85	2.37	-1.06	-1.09	1.14	-1.63
Hidalgo	2.94	-2.43	0.58	-0.50	-0.64	2.07	-0.65	-0.96	1.03	-1.44
Jalisco	1.62	-1.70	0.81	-0.02	-0.31	1.14	-0.61	-0.56	0.65	-1.04
Estado de México	2.06	-2.01	0.95	-0.16	-0.52	1.37	-0.67	-0.75	0.90	-1.15
Michoacán	3.08	-2.40	0.73	-0.39	-0.54	1.64	-0.77	-0.83	0.94	-1.47
Morelos	2.51	-2.32	0.77	-0.24	-0.56	1.67	-0.82	-0.78	0.96	-1.18
Navarrit	1.88	-1.82	0.79	-0.21	-0.50	1.31	-0.66	-0.60	0.79	-0.98
Nuevo León	1.56	-1.60	0.66	0.03	-0.31	1.09	-0.58	-0.54	0.57	-0.89
Oaxaca	3.85	-2.78	0.62	-0.59	-0.62	2.40	-0.98	-1.16	1.11	-1.84
Puebla	2.97	-2.56	0.68	-0.43	-0.55	1.96	-0.80	-0.87	1.05	-1.46
Querétaro	2.47	-2.03	0.58	-0.20	-0.43	1.42	-0.66	-0.81	0.89	-1.24
Quintana Roo	2.65	-2.16	0.44	-0.24	-0.52	1.38	-0.90	-0.68	1.07	-1.03
San Luis Potosí	2.26	-2.00	0.55	-0.16	-0.44	1.52	-0.54	-0.75	0.67	-1.12
Sinaloa	2.07	-2.04	0.75	-0.19	-0.42	1.23	-0.58	-0.71	0.86	-0.97
Sonora	1.68	-1.76	0.60	-0.05	-0.37	1.12	-0.57	-0.60	0.83	-0.89
Tamaulipas	1.92	-1.85	0.55	-0.15	-0.41	1.30	-0.61	-0.60	0.82	-0.95
Tlaxcala	2.34	-2.33	0.81	-0.39	-0.47	1.65	-0.66	-0.82	1.10	-1.23
Veracruz	2.83	-2.38	0.43	-0.39	-0.43	1.75	-0.70	-0.85	0.97	-1.24
Yucatán	3.01	-2.13	0.45	-0.50	-0.50	1.56	-0.81	-0.72	0.83	-1.19
Zacatecas	2.03	-1.89	0.68	-0.29	-0.31	1.30	-0.34	-0.67	0.62	-1.10

Cuadro 1.13
(Conclusión)

Entidad federativa	Dígito									Índice de Myers
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	
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
Herrero	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
Nayarit	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 Conteo de Población 1995.

Cuadro 1.14. Desviaciones respecto a 10% esperado en el dígito al declarar la edad por entidad federativa y sexo, 2000

Entidad federativa	Índice de Myers								
	0	1	2	3	4	5	6	7	8
Hombres									
República Mexicana	1.73	1.85	0.51	0.25	0.17	0.65	0.33	0.38	0.43
Aquascalientes	0.81	-1.47	0.38	-0.05	0.07	0.47	-0.15	0.17	-0.10
Baja California	1.63	-1.62	0.51	-0.37	-0.45	0.59	0.37	-0.29	0.55
Baja California Sur	1.19	-1.53	0.45	-0.18	-0.21	0.26	-0.26	-0.21	0.46
Campeche	2.34	-2.20	0.49	-0.38	-0.25	0.84	-0.45	-0.46	0.69
Coahuila	1.23	-1.52	0.58	-0.09	-0.11	0.37	-0.30	-0.26	0.29
Colima	1.25	-1.78	0.49	-0.14	-0.08	0.51	-0.24	-0.15	0.26
Chiapas	3.54	-2.59	0.40	-0.80	-0.49	1.33	-0.67	-0.78	0.94
Chihuahua	1.48	-1.68	0.59	-0.28	-0.29	0.43	-0.23	-0.25	0.44
Ciudad de México	1.47	-1.63	0.63	-0.27	-0.37	0.63	-0.26	-0.35	0.43
Durango	1.31	-1.65	0.60	-0.16	0.02	0.49	-0.23	-0.29	0.17
Guanajuato	1.63	-1.82	0.57	-0.08	-0.01	0.68	-0.31	-0.42	0.25
Guerrero	3.15	-2.56	0.38	-0.53	-0.24	1.12	-0.56	-0.57	0.59
Hidalgo	2.10	-2.18	0.45	-0.32	-0.14	1.01	-0.30	-0.51	0.45
Jalisco	1.09	-1.54	0.59	-0.16	-0.13	0.46	-0.18	-0.18	0.29
Estado de México	1.49	-1.79	0.64	-0.21	-0.23	0.56	-0.30	-0.32	0.47
Michoacán	2.06	-2.03	0.70	-0.24	-0.05	0.76	-0.35	-0.56	0.39
Morelos	1.76	-2.13	0.51	-0.27	-0.07	0.73	-0.27	-0.32	0.51
Nayarit	1.15	-1.68	0.43	-0.19	0.04	0.63	-0.05	-0.38	0.17
Nuevo León	1.16	-1.31	0.49	-0.09	-0.18	0.28	-0.31	-0.22	0.22
Oaxaca	2.63	-2.32	0.49	-0.43	-0.19	1.02	-0.47	-0.60	0.53
Puebla	2.12	-2.13	0.59	-0.32	-0.15	0.81	-0.44	-0.48	0.53
Querétaro	1.56	-1.90	0.50	-0.22	-0.10	0.70	-0.38	-0.28	0.52
Quintana Roo	1.95	-1.97	0.48	-0.27	-0.25	0.48	-0.51	-0.25	0.68
San Luis Potosí	1.46	-1.77	0.36	-0.12	0.11	0.58	-0.12	-0.34	0.11
Sinaloa	1.32	-1.64	0.56	-0.14	-0.03	0.50	-0.20	-0.35	0.29
Sonora	1.23	-1.52	0.45	-0.11	-0.09	0.36	-0.31	-0.23	0.35
Tabasco	2.36	-2.43	0.49	-0.32	-0.18	0.74	-0.45	-0.45	0.80
Tamaulipas	1.39	-1.61	0.50	-0.15	-0.13	0.46	-0.33	-0.35	0.30
Veracruz	1.88	-2.00	0.41	-0.29	-0.07	0.67	-0.36	-0.44	0.49
Yucatán	1.90	-1.86	0.40	-0.29	-0.05	0.73	-0.39	-0.34	0.34

Cuadro 1.14
(Conclusión)

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

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

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

Cuadro 1.15. 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	
Hombres									
República Mexicana	1.69	-1.63	0.66	0.03	-0.31	1.16	-0.60	-0.52	0.49
Aguascalientes	0.89	-0.97	0.65	0.24	-0.19	0.81	-0.44	-0.37	0.14
Baja California	1.55	-1.45	0.65	-0.02	-0.50	1.02	-0.63	-0.42	0.55
Baja California Sur	1.46	-1.54	0.51	0.01	-0.40	0.94	-0.51	-0.29	0.52
Campeche	2.39	-1.93	0.54	-0.12	-0.38	1.29	-0.67	-0.64	0.63
Coahuila	1.14	-1.33	0.69	0.10	-0.25	0.89	-0.56	-0.39	0.39
Colima	1.30	-1.26	0.64	0.15	-0.40	1.04	-0.58	-0.54	0.39
Chiapas	3.16	-2.44	0.49	-0.34	-0.41	1.76	-0.81	-0.81	0.80
Chihuahua	1.35	-1.44	0.63	0.03	-0.30	1.03	-0.47	-0.42	0.46
Ciudad de México	1.79	-1.48	0.85	0.03	-0.54	1.09	-0.67	-0.59	0.47
Durango	1.23	-1.55	0.62	0.13	-0.20	1.07	-0.49	-0.30	0.38
Guanajuato	1.55	-1.50	0.61	0.06	-0.23	1.10	-0.54	-0.45	0.35
Guerrero	2.70	-2.24	0.55	-0.22	-0.41	1.81	-0.84	-0.73	0.67
Hidalgo	2.02	-1.80	0.58	-0.03	-0.22	1.45	-0.59	-0.70	0.44
Jalisco	1.05	-1.24	0.74	0.13	-0.25	0.93	-0.49	-0.37	0.33
Estado de México	1.59	-1.62	0.80	0.06	-0.34	1.04	-0.56	-0.52	0.53
Michoacán	1.83	-1.86	0.69	-0.05	-0.25	1.34	-0.54	-0.52	0.55
Morelos	1.80	-1.72	0.71	0.08	-0.35	1.20	-0.66	-0.61	0.52
Nayarit	1.33	-1.35	0.54	-0.03	-0.37	1.09	-0.46	-0.35	0.44
Nuevo León	1.20	-1.29	0.58	0.18	-0.33	0.97	-0.49	-0.40	0.33
Oaxaca	2.37	-2.07	0.66	0.00	-0.11	1.66	-0.86	-0.76	0.57
Puebla	1.88	-1.89	0.66	0.04	-0.19	1.33	-0.66	-0.63	0.57
Querétaro	1.54	-1.45	0.64	0.18	-0.20	1.06	-0.64	-0.51	0.40
Quintana Roo	1.99	-1.65	0.70	-0.06	-0.58	0.97	-0.74	-0.43	0.65
San Luis Potosí	1.36	-1.46	0.58	0.10	-0.11	1.18	-0.53	-0.48	0.29
Sinaloa	1.38	-1.42	0.65	0.09	-0.33	0.90	-0.55	-0.38	0.46
Sonora	1.17	-1.35	0.57	0.17	-0.31	0.86	-0.45	-0.44	0.46
Tabasco	2.28	-2.23	0.63	-0.09	-0.32	1.32	-0.67	-0.65	0.88
Tamaulipas	1.35	-1.32	0.53	0.06	-0.34	0.97	-0.56	-0.36	0.45
Tlaxcala	1.64	-1.75	0.67	-0.08	-0.27	1.15	-0.57	-0.56	0.67
Veracruz	1.78	-1.82	0.52	0.05	-0.16	1.30	-0.60	-0.58	0.48
Yucatán	1.95	-1.55	0.57	-0.14	-0.37	1.07	-0.71	-0.41	0.50
Zacatecas	1.26	-1.47	0.48	0.07	-0.17	1.04	-0.30	-0.38	0.41

4.02

2.72

3.78

3.44

4.85

3.22

3.52

6.21

3.51

4.22

3.43

3.39

3.27

4.41

4.31

3.17

3.39

3.82

3.27

5.25

4.48

3.48

4.13

4.08

3.26

Cuadro 1.15
(Conclusión)

Entidad federativa	Índice de Myers							
	0	1	2	3	4	Dígito	5	6
República Mexicana	1.82	-1.65	0.57	0.02	-0.32	1.19	-0.56	-0.63
Aguascalientes	1.10	-1.06	0.63	0.19	-0.29	0.84	-0.43	-0.48
Baja California	1.60	-1.41	0.53	-0.06	-0.45	0.95	-0.51	-0.44
Baja California Sur	1.30	-1.30	0.47	0.01	-0.27	1.00	-0.50	-0.39
Campeche	2.31	-1.87	0.39	-0.01	-0.28	1.17	-0.55	-0.71
Coahuila	1.38	-1.30	0.56	0.03	-0.27	0.92	-0.43	-0.47
Colima	1.42	-1.41	0.54	0.01	-0.27	1.12	-0.54	-0.56
Chiapas	3.09	-2.55	0.27	-0.18	-0.35	1.79	-0.75	-0.92
Chihuahua	1.45	-1.41	0.50	-0.01	-0.29	1.09	-0.37	-0.44
Ciudad de México	2.03	-1.59	0.85	-0.08	-0.55	1.19	-0.62	-0.68
Durango	1.43	-1.53	0.58	0.04	-0.29	1.06	-0.42	-0.38
Guanajuato	1.77	-1.57	0.58	0.07	-0.25	1.09	-0.56	-0.60
Guerrero	2.75	-2.25	0.37	-0.16	-0.44	1.85	-0.81	-0.91
Hidalgo	2.22	-1.88	0.49	0.00	-0.21	1.42	-0.63	-0.92
Jalisco	1.36	-1.28	0.63	0.06	-0.32	0.97	-0.46	-0.47
Estado de México	1.69	-1.65	0.75	0.05	-0.32	1.11	-0.54	-0.65
Michoacán	2.01	-1.90	0.55	0.02	-0.29	1.34	-0.56	-0.65
Morelos	1.84	-1.74	0.63	0.02	-0.29	1.23	-0.62	-0.75
Nayarit	1.32	-1.24	0.39	0.03	-0.27	0.98	-0.45	-0.40
Nuevo León	1.31	-1.27	0.49	0.07	-0.38	0.98	-0.39	-0.41
Oaxaca	2.65	-2.18	0.43	0.07	-0.22	1.77	-0.85	-0.97
Puebla	2.02	-1.92	0.58	0.07	-0.23	1.38	-0.68	-0.79
Querétaro	1.70	-1.54	0.68	0.05	-0.22	1.04	-0.52	-0.65
Quintana Roo	1.84	-1.56	0.58	-0.01	-0.39	0.99	-0.55	-0.62
San Luis Potosí	1.47	-1.43	0.60	0.19	-0.18	1.14	-0.55	-0.64
Sinaloa	1.47	-1.28	0.37	0.07	-0.27	0.88	-0.50	-0.48
Sonora	1.23	-1.28	0.48	0.09	-0.29	0.90	-0.41	-0.40
Tabasco	2.28	-2.10	0.44	0.02	-0.31	1.35	-0.62	-0.76
Tamaulipas	1.47	-1.36	0.51	0.08	-0.38	1.06	-0.45	-0.49
Tlaxcala	1.85	-1.87	0.66	-0.04	-0.18	1.22	-0.61	-0.73
Vera Cruz	1.88	-1.80	0.43	0.06	-0.20	1.30	-0.56	-0.69
Yucatán	1.92	-1.37	0.41	0.00	-0.33	0.95	-0.51	-0.58
Zacatecas	1.42	-1.54	0.43	0.05	-0.30	1.05	-0.40	-0.36

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

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

Cuadro 1.16. 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			
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
Nayarit	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	-0.23	-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 1.16
(Conclusión)

Entidad federativa	Índice de Myers							
	0	1	2	3	4	Dígito	5	6
República Mexicana	1.68	-1.68	0.39	-0.22	-0.21	0.57	-0.18	-0.32
Aguascalientes	1.12	-1.31	0.35	-0.17	-0.11	0.42	-0.05	-0.14
Baja California	1.53	-1.41	0.46	-0.14	-0.34	0.46	-0.23	-0.30
Baja California Sur	1.27	-1.30	0.32	-0.17	-0.18	0.29	-0.10	-0.10
Campeche	1.81	-1.79	0.22	-0.05	-0.21	0.64	-0.25	-0.23
Coahuila	1.28	-1.33	0.44	-0.16	-0.16	0.41	-0.12	-0.26
Colima	1.33	-1.38	0.42	-0.09	-0.25	0.50	-0.13	-0.36
Chiapas	2.46	-2.40	0.12	-0.40	-0.03	0.92	-0.39	-0.49
Chihuahua	1.58	-1.50	0.41	-0.29	-0.32	0.56	-0.14	-0.26
Ciudad de México	1.94	-1.77	0.59	-0.32	-0.39	0.70	-0.16	-0.39
Durango	1.46	-1.48	0.54	-0.20	-0.07	0.47	-0.18	-0.32
Guanajuato	1.55	-1.62	0.44	-0.12	-0.13	0.50	-0.17	-0.30
Guerrero	2.40	-2.20	0.25	-0.37	-0.14	1.02	-0.35	-0.50
Hidalgo	1.68	-1.86	0.20	-0.24	-0.11	0.65	-0.12	-0.31
Jalisco	1.31	-1.28	0.44	-0.18	-0.24	0.45	-0.12	-0.27
Estado de México	1.65	-1.70	0.44	-0.29	-0.27	0.52	-0.12	-0.27
Michoacán	1.83	-1.83	0.54	-0.12	-0.18	0.58	-0.23	-0.44
Morelos	1.62	-1.79	0.50	-0.21	-0.21	0.64	-0.12	-0.33
Nayarit	1.15	-1.19	0.32	-0.23	-0.16	0.44	0.03	-0.32
Nuevo León	1.61	-1.23	0.39	-0.19	-0.35	0.41	-0.29	-0.29
Oaxaca	2.16	-2.14	0.13	-0.20	-0.15	0.89	-0.30	-0.43
Puebla	1.83	-1.96	0.39	-0.25	-0.16	0.65	-0.19	-0.43
Querétaro	1.52	-1.52	0.31	-0.19	-0.25	0.51	-0.12	-0.21
Quintana Roo	1.77	-1.79	0.38	-0.19	-0.31	0.66	-0.22	-0.28
San Luis Potosí	1.34	-1.55	0.33	-0.14	-0.11	0.52	-0.10	-0.16
Sinaloa	1.35	-1.35	0.37	-0.19	-0.17	0.47	-0.09	-0.40
Sonora	1.12	-1.17	0.30	-0.07	-0.14	0.26	-0.16	-0.16
Tabasco	1.87	-2.15	0.32	-0.19	-0.18	0.66	-0.26	-0.23
Tamaulipas	1.54	-1.46	0.40	-0.12	-0.27	0.49	-0.18	-0.31
Tlaxcala	1.66	-1.85	0.44	-0.24	-0.14	0.61	-0.06	-0.39
Veracruz	1.71	-1.82	0.35	-0.23	-0.15	0.47	-0.17	-0.33
Yucatán	1.45	-1.57	0.27	-0.08	-0.19	0.57	-0.12	-0.14
Zacatecas	1.43	-1.43	0.46	0.02	-0.03	0.39	-0.15	-0.36

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

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

Cuadro 1.17 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	
Hombres									
República Mexicana	1.57	-1.52	0.78	-0.20	0.15	0.59	-0.64	-0.37	0.45
Aquascalientes	0.64	-1.17	0.91	-0.03	0.57	0.59	-0.45	-0.47	0.16
Baja California	1.63	-1.45	0.73	-0.03	0.18	0.26	-0.55	0.44	0.52
Baja California Sur	1.01	-1.29	0.95	-0.24	0.36	0.61	-0.58	0.22	0.10
Campeche	1.63	-1.74	0.99	-0.04	0.07	0.65	-1.10	-0.20	0.63
Coahuila	1.04	-1.29	0.60	-0.08	0.31	0.44	-0.52	-0.28	0.42
Colima	1.38	-1.03	0.83	-0.30	-0.06	0.41	-0.51	-0.41	0.35
Chiapas	2.04	-2.13	0.64	-0.33	0.29	0.90	-0.73	-0.46	0.76
Chihuahua	1.36	-1.34	0.58	-0.29	0.24	0.51	-0.37	-0.18	0.30
Ciudad de México	2.52	-1.72	1.00	-0.38	-0.22	0.86	-0.92	-0.56	0.49
Durango	1.15	-1.25	0.60	-0.05	0.20	0.42	-0.24	-0.21	0.21
Guanajuato	1.43	-1.30	0.81	-0.25	0.03	0.40	-0.45	-0.38	0.43
Guerrero	1.78	-1.94	0.43	-0.28	0.21	1.01	-0.77	-0.39	0.91
Hidalgo	1.48	-1.47	0.72	-0.06	0.42	0.34	-0.71	-0.40	0.42
Jalisco	1.29	-1.22	0.91	-0.11	0.16	0.41	-0.72	-0.28	0.23
Estado de México	1.96	-1.71	0.95	-0.28	-0.10	0.81	-0.70	-0.57	0.58
Michoacán	1.55	-1.57	0.73	-0.16	0.29	0.53	-0.58	-0.34	0.49
Morelos	1.65	-1.56	0.94	-0.33	0.18	0.49	-0.56	-0.32	0.41
Nayarit	1.12	-0.86	0.37	-0.45	0.04	0.04	-0.47	-0.17	0.72
Nuevo León	1.26	-1.28	0.66	0.04	0.21	0.46	-0.50	-0.31	0.22
Oaxaca	1.67	-1.75	0.61	-0.11	0.45	0.56	-0.73	-0.33	0.60
Puebla	1.65	-1.66	0.75	-0.28	0.36	0.77	-0.65	-0.56	0.39
Querétaro	1.19	-1.21	1.01	-0.14	0.12	0.49	-0.62	-0.15	0.16
Quintana Roo	1.58	-1.45	1.04	-0.20	-0.15	0.60	-0.71	0.48	0.64
San Luis Potosí	1.01	-1.28	0.94	-0.01	0.60	0.42	-0.83	0.41	0.28
Sinaloa	0.95	-1.28	0.76	-0.22	-0.03	0.36	-0.58	-0.07	0.22
Sonora	0.80	-1.21	0.72	-0.08	0.22	0.69	-0.43	-0.16	0.15
Tabasco	1.84	-1.97	0.62	-0.15	0.34	0.56	-0.77	-0.28	0.71
Tamaulipas	1.31	-1.42	0.47	-0.38	0.30	0.67	-0.45	-0.17	0.50
Tlaxcala	1.38	-1.42	0.71	-0.22	0.24	0.49	-0.48	-0.36	0.42
Vera Cruz	1.45	-1.62	0.79	-0.09	0.28	0.53	-0.67	-0.35	0.47
Yucatán	1.37	-1.27	0.72	-0.22	0.01	0.22	-0.66	0.04	0.36
Zacatecas	1.00	-1.21	0.77	-0.17	-0.01	0.51	-0.46	-0.13	0.34

Cuadro 1.17
(Conclusión)

Entidad federativa	Índice de Myers							
	0	1	2	3	4	Dígito	5	6
República Mexicana	1.66	-1.54	0.65	-0.19	0.15	0.65	-0.53	-0.48
Aguascalientes	1.19	-0.81	0.61	-0.14	0.25	0.22	-0.57	-0.38
Baja California	1.61	-1.42	0.67	0.08	-0.31	0.35	-0.52	-0.28
Baja California Sur	0.44	-0.81	0.41	-0.28	0.37	0.22	0.01	0.01
Campeche	1.71	-1.35	0.90	-0.32	-0.10	0.56	-0.51	-0.70
Coahuila	1.28	-1.23	0.64	0.06	0.24	0.31	-0.39	-0.36
Colima	1.42	-1.30	0.51	0.00	0.29	0.16	-0.48	-0.50
Chiapas	2.14	-2.26	0.37	-0.23	0.25	1.05	-0.63	-0.61
Chihuahua	1.41	-1.39	0.50	-0.18	0.16	0.53	-0.34	-0.32
Ciudad de México	2.59	-1.62	0.86	-0.41	-0.21	0.89	-0.77	-0.75
Durango	1.12	-1.30	0.32	0.10	0.37	0.45	-0.28	-0.30
Guanajuato	1.50	-1.51	0.65	-0.16	0.20	0.59	-0.52	-0.44
Guerrero	2.01	-2.00	0.51	-0.22	0.24	0.94	-0.70	-0.66
Hidalgo	1.54	-1.46	0.65	-0.02	0.37	0.53	-0.62	-0.60
Jalisco	1.40	-1.35	0.70	-0.14	0.16	0.54	-0.47	-0.50
Estado de México	2.12	-1.69	0.83	-0.30	-0.05	0.79	-0.62	-0.60
Michoacán	1.41	-1.60	0.64	0.16	0.14	0.81	0.40	0.35
Morelos	1.54	-1.56	0.79	-0.28	0.06	0.62	-0.49	-0.23
Nayarit	1.19	-1.39	0.20	-0.11	0.09	0.37	-0.23	0.05
Nuevo León	1.34	-1.30	0.52	-0.15	0.29	0.65	-0.39	0.20
Oaxaca	1.78	-1.85	0.54	-0.12	0.32	0.80	-0.66	-0.58
Puebla	1.63	-1.76	0.64	-0.07	0.46	0.68	-0.64	-0.66
Querétaro	1.56	-1.50	0.80	0.10	0.11	0.69	-0.59	-0.50
Quintana Roo	1.57	-1.60	0.58	-0.19	0.26	0.59	-0.72	-0.33
San Luis Potosí	1.38	-1.27	0.52	-0.13	0.33	0.35	-0.45	-0.38
Sinaloa	1.15	-0.98	0.64	-0.07	0.21	0.15	-0.31	-0.49
Sonora	1.00	-1.17	0.37	-0.05	0.19	0.61	-0.41	0.28
Tabasco	1.89	-1.75	0.64	-0.66	0.22	0.86	-0.51	-0.60
Tamaulipas	1.43	-1.21	0.60	-0.45	0.03	0.59	-0.26	-0.34
Tlaxcala	1.68	-1.61	0.71	-0.12	0.22	0.34	-0.28	-0.69
Vera Cruz	1.39	-1.63	0.71	-0.17	0.38	0.65	-0.59	-0.46
Yucatán	1.38	-1.23	0.51	-0.15	0.18	0.52	-0.50	-0.21
Zacatecas	1.04	-1.50	0.55	-0.20	0.27	0.43	-0.27	-0.15

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

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

Índice de

Myers

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 el levantamiento de los censos, o bien para cada uno de los dos lustros intercensales; 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 varios lustros, 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 los primeros cinco años de vida, 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 1950–2015. Se describen brevemente los procedimientos utilizados para estimar los niveles de la mortalidad de 1950 a 2015, 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.

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 seis 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 y 2014, 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 siete encuestas utilizadas se pueden obtener medidas por sexo, preferimos trabajar solo con la mortalidad para ambos sexos en conjunto, pues los diferenciales bien pudieran encontrarse sesgados al no ser suficientemente grandes los tamaños de las muestras. 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 sub registro distinto por sexo en la mortalidad en los primeros años de vida.

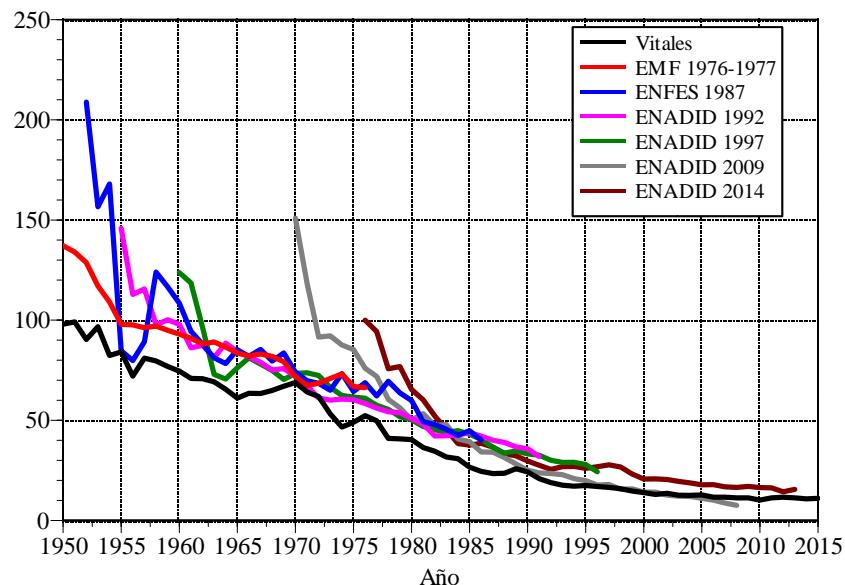
Al contrastar las distintas estimaciones de las probabilidades de mortalidad infantil extraídas de las historias de embarazos en el panel superior de la gráfica 2.1, llama la atención la notable proximidad entre los valores deducidos de esas fuentes de datos. Por lo general, las tasas más antiguas, amén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

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 y 2010 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 seleccionadas¹ y se suavizó con el procedimiento robusto *lowess* del paquete de cómputo STATA (2003), usando una ventana de 20% de las observaciones. En general, las valoraciones indirectas concuerdan con las historias de embarazos, excepto las dos estimaciones más recientes del censo de 1990, todas las deducidas de los censos de 2000 y 2010, las cuatro más antiguas de la Encuesta Intercensal de 2015 y el último hijo del censo de 1990, que claramente sobreestiman el riesgo de morir en el primer año de vida. La cercanía de las estimaciones

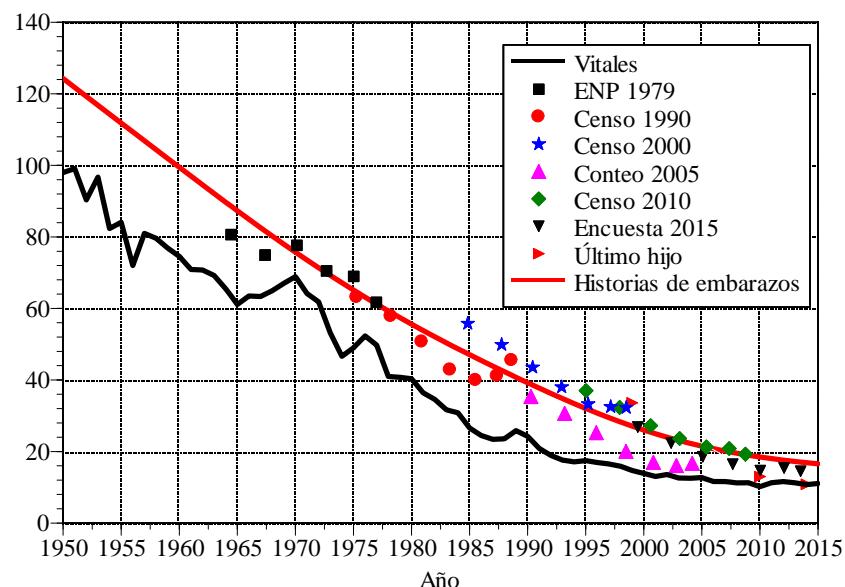
¹Se omitieron las tasas de 1952–1961 de ENFES 1987; 1955–1957 de ENADID 1992, 1960–1962 de ENADID 1997, 1970–1976 y 1989–2008 (muy bajas, incluso menores a las obtenidas de la estadística vital) de ENADID 2009, y 1976–1977 de ENADID 2014 (véase panel superior de la gráfica 2.1).

Gráfica 2.1. Tasas de mortalidad infantil según distintas fuentes de datos, 1950-2015
(Por mil nacidos vivos)

Estadísticas vitales e historias de embarazos

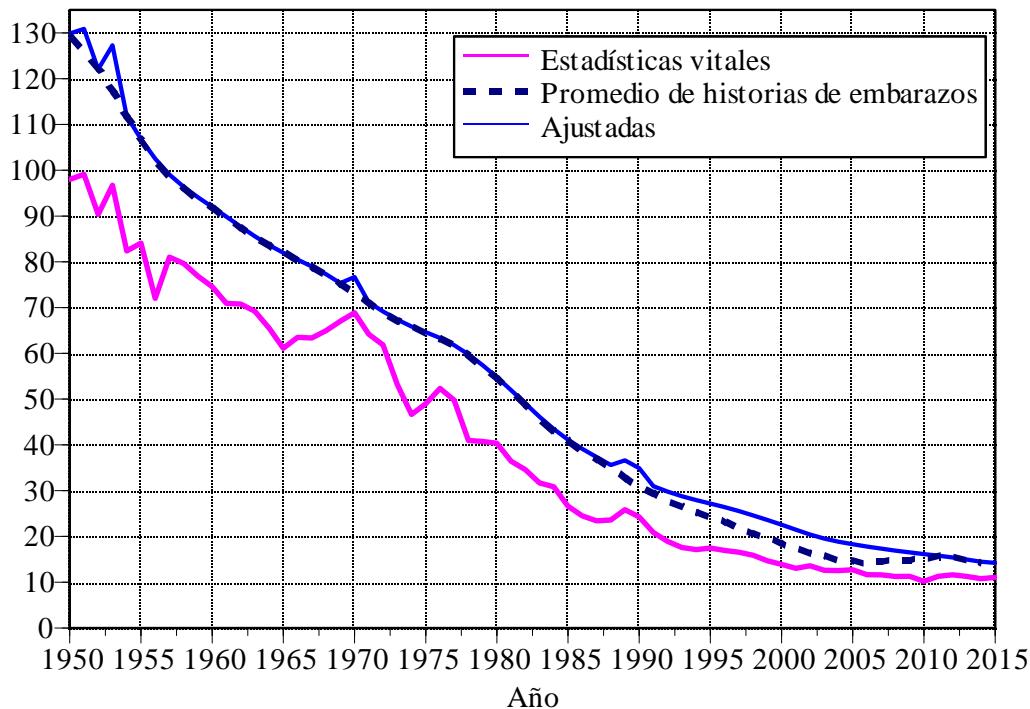


Estadísticas vitales y métodos indirectos



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

Gráfica 2.2. Tasas de mortalidad infantil registradas y ajustadas, 1950-2015
(Por mil nacidos vivos)



Fuente: Elaborada con base en la gráfica 2.1.

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 sobre mortalidad 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 105 varones por cada cien mujeres, la probabilidad de fallecer en el primer año de vida para ambos sexos es:

$$q_0^a = \frac{1.05 q_0^h + q_0^m}{2.05} \quad (2.2)$$

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

$$q_0^m = \frac{2.05 q_0^a}{1 + 1.05 \rho_0} \quad (2.2')$$

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.²

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 105. Las defunciones se separaron por cohorte de nacimiento con los factores de separación sugeridos por Andreev y Kingkade (2015: 376) para el primer año de vida con los factores de separación a_0 y de 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:

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

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

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

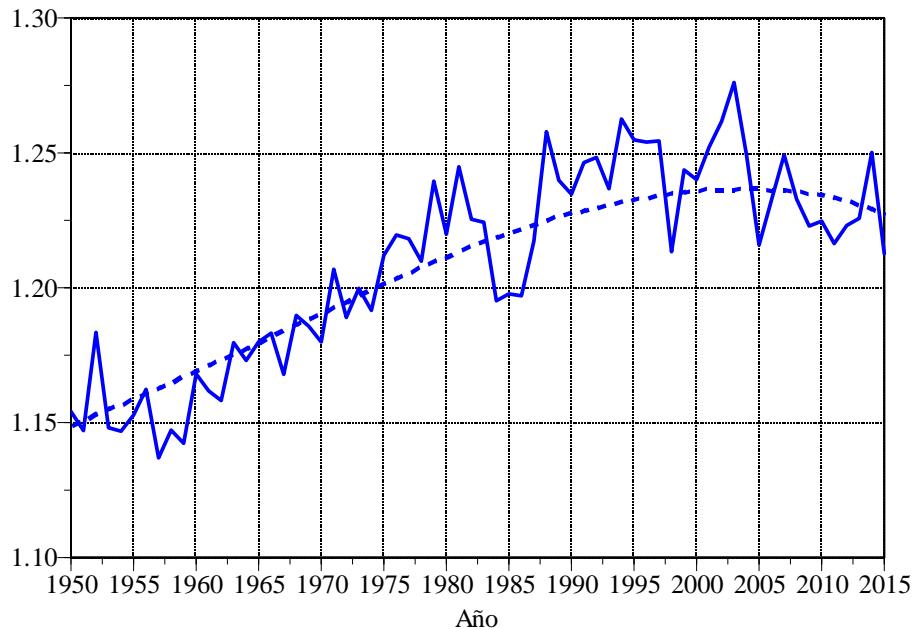
como se ilustra en la figura 2.1 para una edad genérica x . Conocidos los nacimientos del año $t - 1$, los menores de un año al inicio del año t son $P_0(t) = B(t - 1) - {}^\delta D_0(t - 1)$ y las probabilidades de morir y sobrevivir para la cohorte más antigua son:

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

para la generación más reciente:

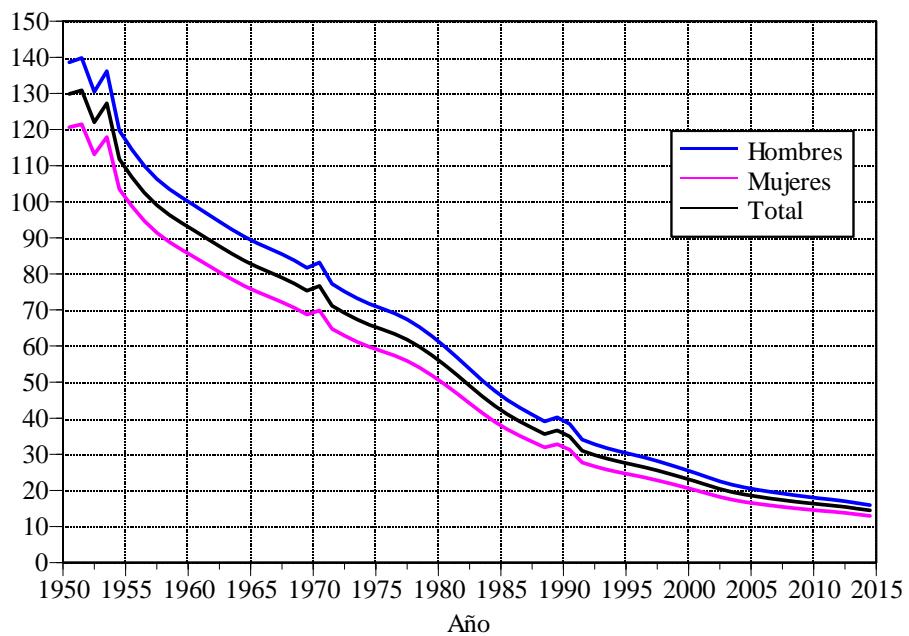
²En ambos paneles de la gráfica 2.5, al calcular los cocientes de mortalidad intitulados “vitales”, se usaron los nacimientos registrados totales, esto es, sin distinguir el año de nacimiento (ocurrencia), y las defunciones registradas de menos de un año de edad. Estas últimas se separaron por cohorte 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 registrada y ajustado, 1950-2015



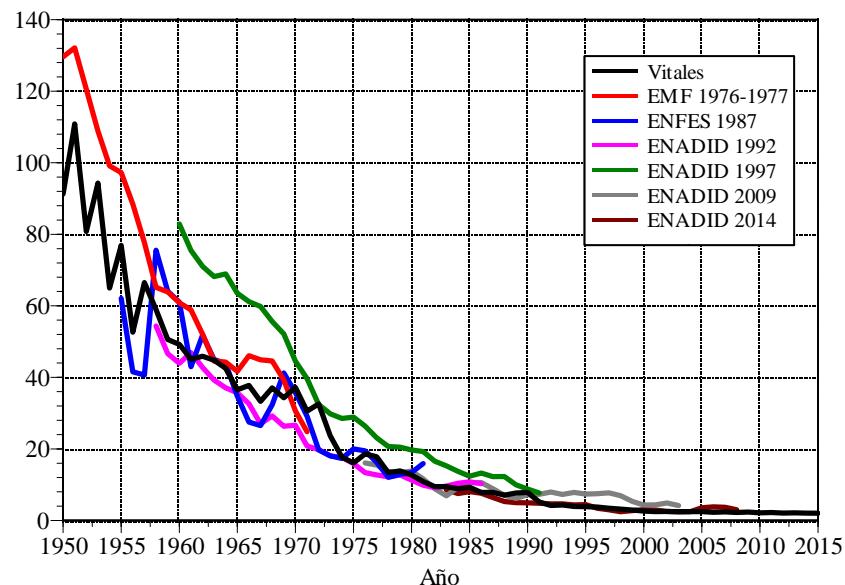
Fuente: Mismas de la gráfica 2.1.

Gráfica 2.4. Tasa de mortalidad infantil por sexo, 1950-2015
(Por mil nacidos vivos)

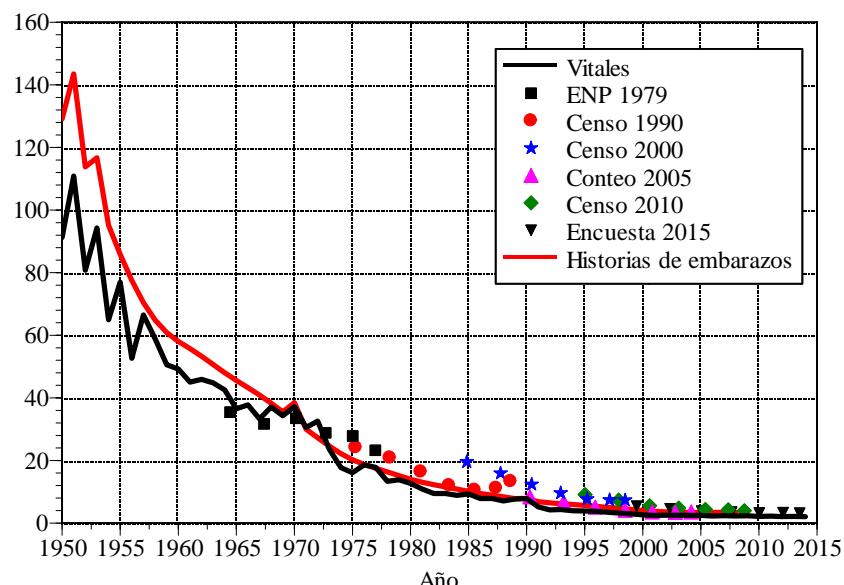


Gráfica 2.5. Probabilidades de mortalidad preescolar
según distintas fuentes de datos, 1950-2015
(Por mil nacidos vivos)

Estadísticas vitales e historias de embarazos

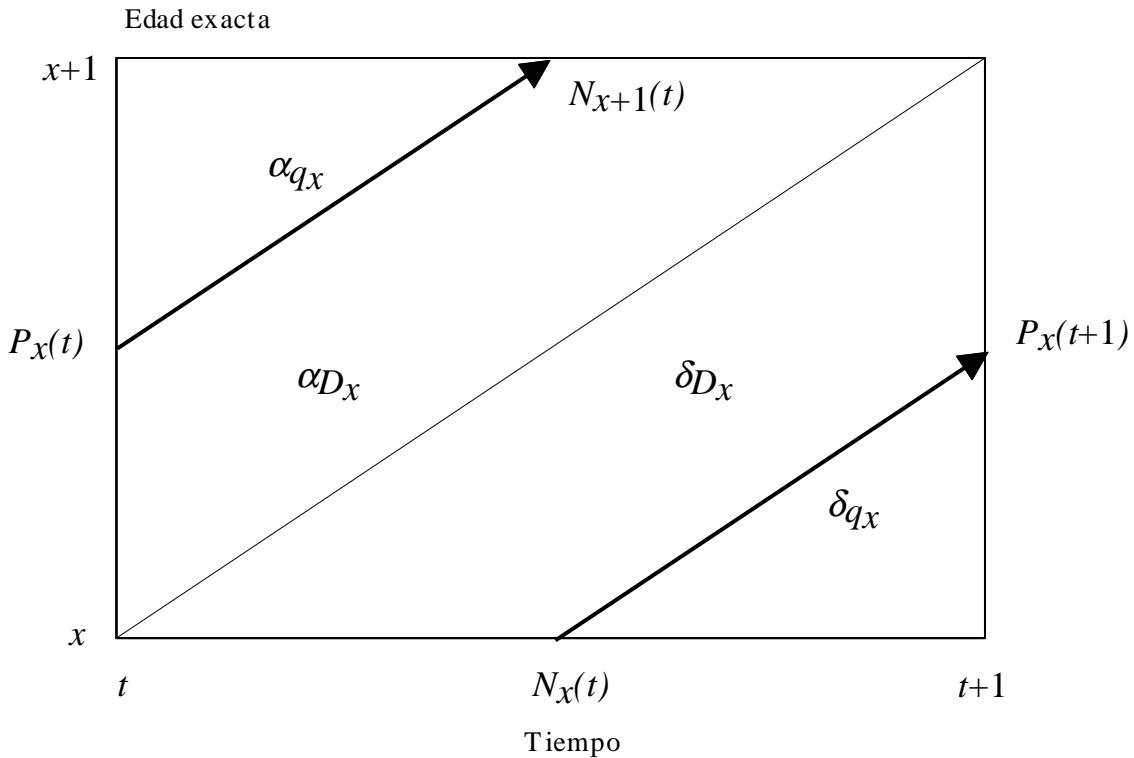


Estadísticas vitales y métodos indirectos



Fuente: Estimaciones con base en las encuestas EMF 1976-77, ENFES 1987 y ENADID 1992, 1997, 2009 y 2014; ENP 1979; censos de población 1990, 2000 y 2010; conteo de población 2005; encuesta intercensal 2015 y estadísticas vitales 1945-2015.

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 fallerter 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 las edades individuales preescolares ($x = 1, 2, 3, 4$):

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

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

$$\begin{aligned} {}^4q_1(t) &= 1 - {}^4p_1(t) = 1 - p_1(t) p_2(t) p_3(t) p_4(t) \\ &= 1 - (1 - q_1)(1 - q_2)(1 - q_3)(1 - q_4) \end{aligned} \tag{2.3}$$

Los valores calculados de esa manera son los que se incluyen en ambos paneles de la gráfica 2.5 intitulados “vitales”.

Se aprecia que, mientras las estimaciones indirectas con los censos de 1990, 2000 y 2010 —anotadas para la mortalidad infantil— continúan sobreestimando el nivel respecto de las demás fuentes, y las dos primeras de la ENP 1979 subestimando, los valores obtenidos de las estadísticas vitales son consistentes con las otras series cronológicas, sean de historias de embarazos, sean de métodos indirectos. La proximidad de las probabilidades obtenidas entre las distintas fuentes obedece a que se ha podido constatar que solo las defunciones infantiles se encuentran sub registradas 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.

Nuevamente, seleccionamos la serie cronológica derivada del promedio de las historias de embarazos suavizada mediante *lowess* con una ventana de 20% de las observaciones, y agregamos la sobre mortalidad de 1951, 1953 y 1970.³

Debido a que la mortalidad en las edades preescolares es nímericamente escasa, los tamaños de muestra de las historias de embarazos son insuficientes para obtener estimaciones precisas de probabilidades de fallecer por edad desplegada en la etapa preescolar. Así, retuvimos las probabilidades globales $4q_1$ y de acuerdo con (2.3) las ajustamos a la 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 según el año de ocurrencia hasta el quinto año de vida (véase el capítulo 3 para una descripción más detallada) de 1972 a 2014; el total de registrados de 1945 a 1967, y una interpolación lineal de la proporción —entre 1967 (1.000) a 1972 (0.923)— que los registrados por cohorte representan del total de registrados en el año. El total se separó por sexo con un índice de masculinidad al nacer de 105. En 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 y de Naciones Unidas.

En las probabilidades de fallecer para cada edad individual del intervalo 1–4 años, se suavizó el cociente de sobremortalidad masculina $\rho_x = q_x^h/q_x^m$ para la edad x mediante el algoritmo *lowess* con una ventana de 80% de las observaciones para cada una de las cuatro edades. 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:

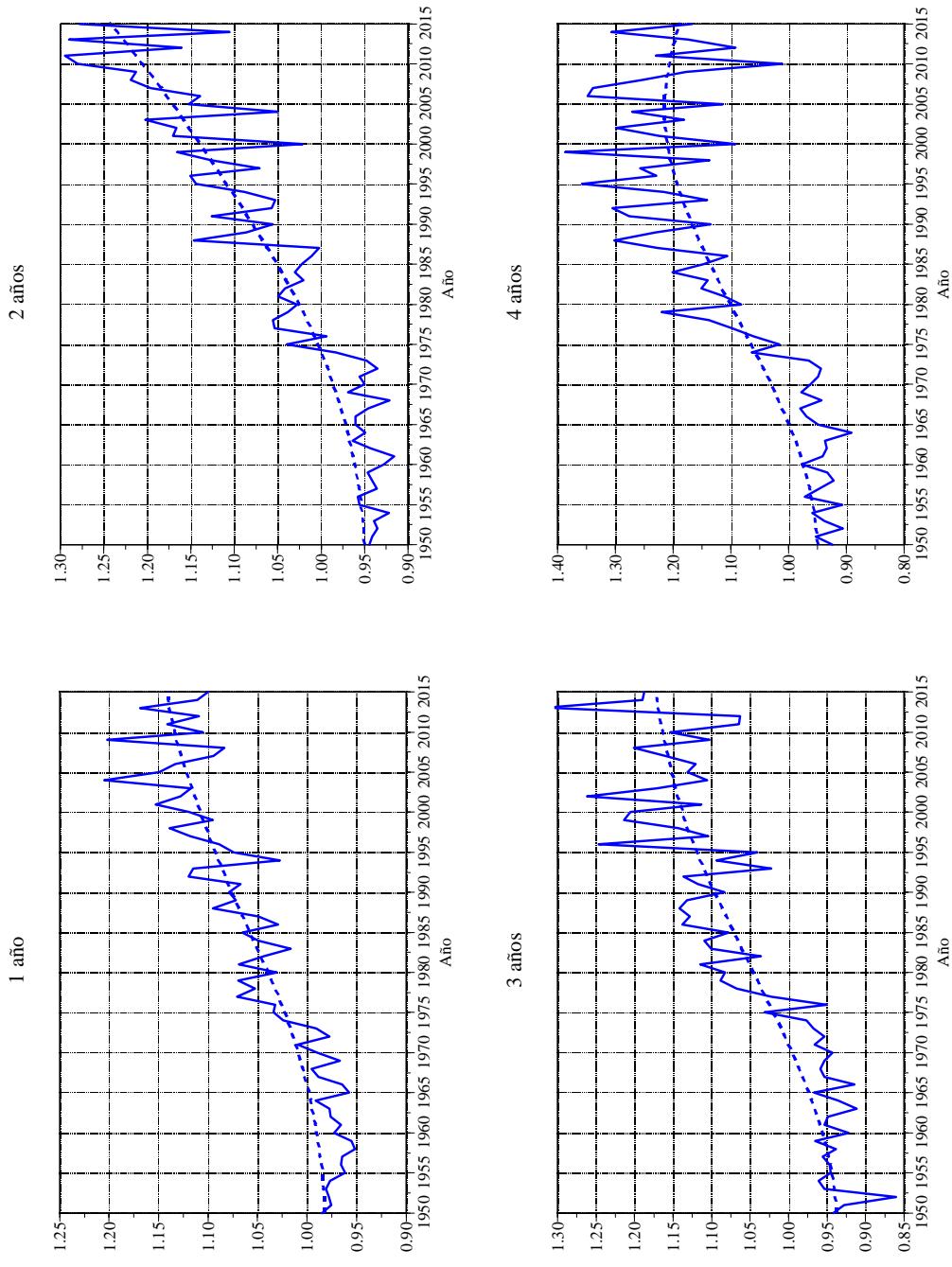
$$\ell_x^a = \ell_x^h + \ell_x^m$$

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

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

³Diversas 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 prescolares observado y suavizado, 1950-2015



Fuente: Censos y conteos de población y estadísticas vitales, 1945-2015.

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 $\ell_0^h = 1.05 \ell_0^m$, se tiene que $\ell_1^h = \ell_0^h (1 - q_0^h)$ y $\ell_1^h = \ell_0^h (1 - q_0^h)$. El proceso inicia con $x = 1$ y el valor q_1^a se obtiene como:

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

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 estimar 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 de las historias de embarazos de 1959 a 1968, de la reconstrucción de cohortes (gráficas 2.6 y 2.7) de 1969 a 2014, y para 1950–1958 siguiendo el patrón temporal de la reconstrucción de cohortes, iniciando con el valor de las historias de embarazos de 1959, es decir:

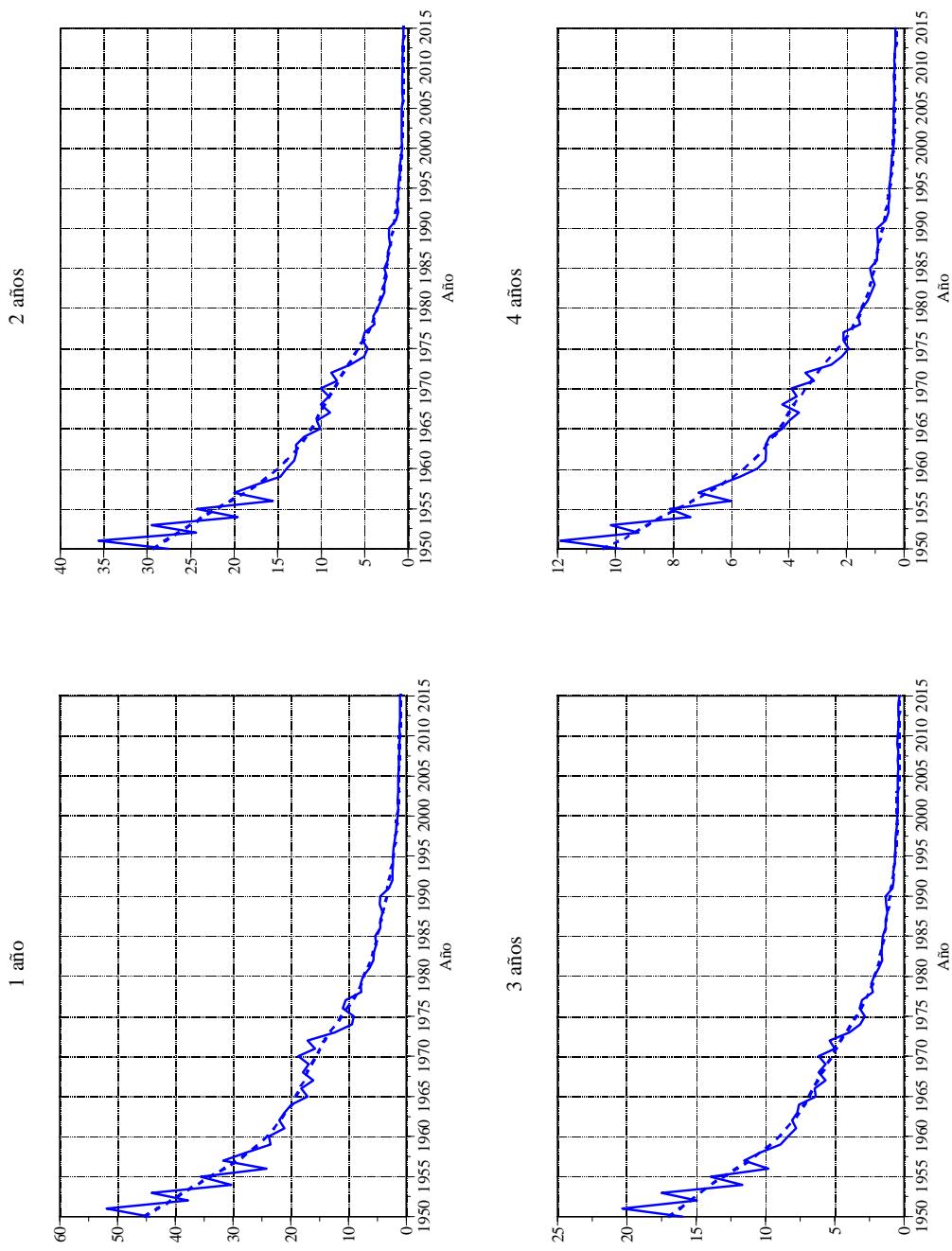
$${}_4\hat{q}_1(t-1) = {}_4\hat{q}_1(t) + [{}_4q_1(t-1) - {}_4q_1(t)] \quad t = 1950, 1951, \dots, 1958$$

donde las probabilidades dentro del corchete corresponden a la reconstrucción de cohortes y ${}_4\hat{q}_1(1959)$ a las historias de embarazos.

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.

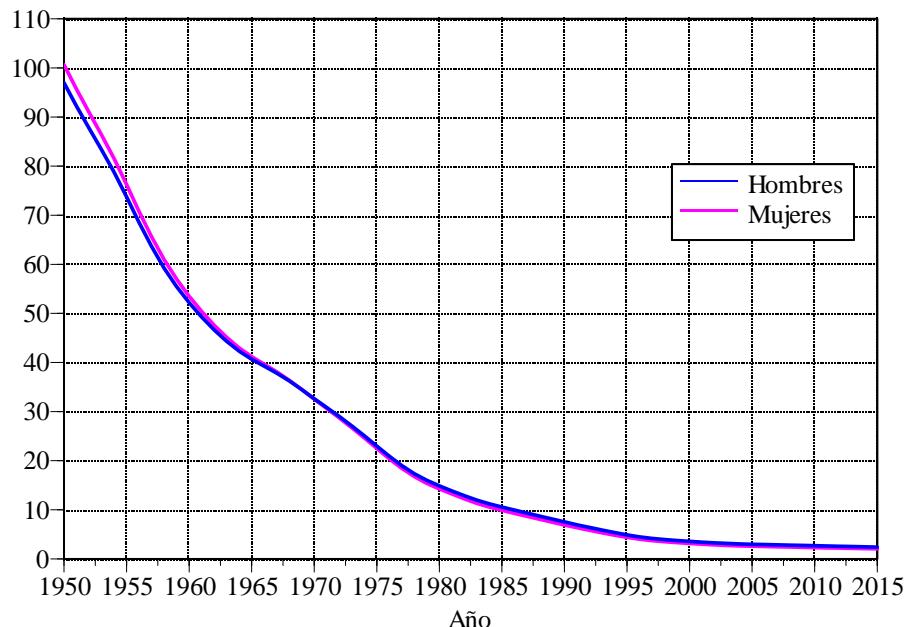
Para los años donde se usan las estimaciones de las historias de embarazos, es necesario descomponer la probabilidad ${}_4q_1$ en los cocientes de mortalidad q_1 , q_2 , q_3 y q_4 . Esto se hizo

Gráfica 2.7. Probabilidad de fallecer total en edades preescolares observada y suavizada, 1950-2015
(Por mil)



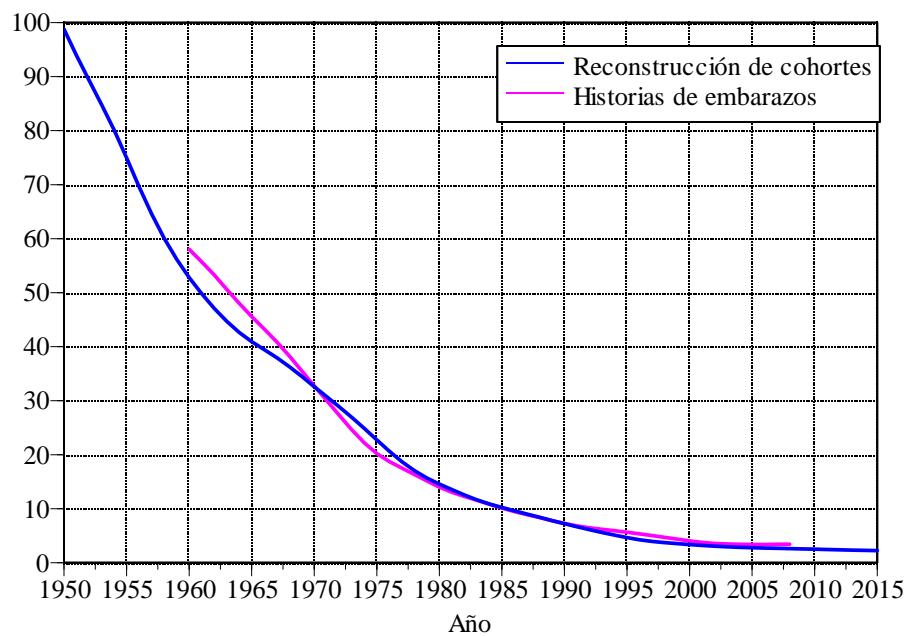
Fuente: Censos y conteos de población y estadísticas vitales, 1945-2015.

Gráfica 2.8. Probabilidad de mortalidad preescolar mediante reconstrucción de cohortes por sexo, 1950-2015
(Por mil supervivientes de un año de edad)



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales de 1945 a 2015.

Gráfica 2.9. Probabilidad de mortalidad preescolar de reconstrucción de cohortes e historias de embarazos por sexo, 1950-2015
(Por mil supervivientes de un año de edad)



Fuente: Gráficas 2.5, 2.7 y 2.8.

asignando un factor proporcional igual para las cuatro edades. Si ${}_4p_1$ es la probabilidad de supervivencia de la reconstrucción de cohortes y $\hat{4p}_1$ la adoptada para 1950–1968, se toma la raíz cuarta de cociente:

$$r = \sqrt[4]{\frac{\hat{4p}_1}{4p_1}} \quad \text{de donde} \quad \hat{4p}_1 = r^4 {}_4p_1$$

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):

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

y finalmente:

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

Cabe mencionar que, al haber dejado de lado la migración internacional en la reconstrucción de cohortes, las estimaciones de la mortalidad preescolar difieren ligeramente. Si hay ganacia migratoria, la población —denominadores de las probabilidades— aumenta y el riesgo de morir disminuye, siendo el máximo en el periodo considerado de 8.9%. Por el contrario, la pérdida migratoria eleva el cociente ${}_4q_1$ en 3.2% o menos durante 1950–2014.

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 $\hat{D}_x(t)$ y a la verdadera población residente $\hat{P}_x(t)$:

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

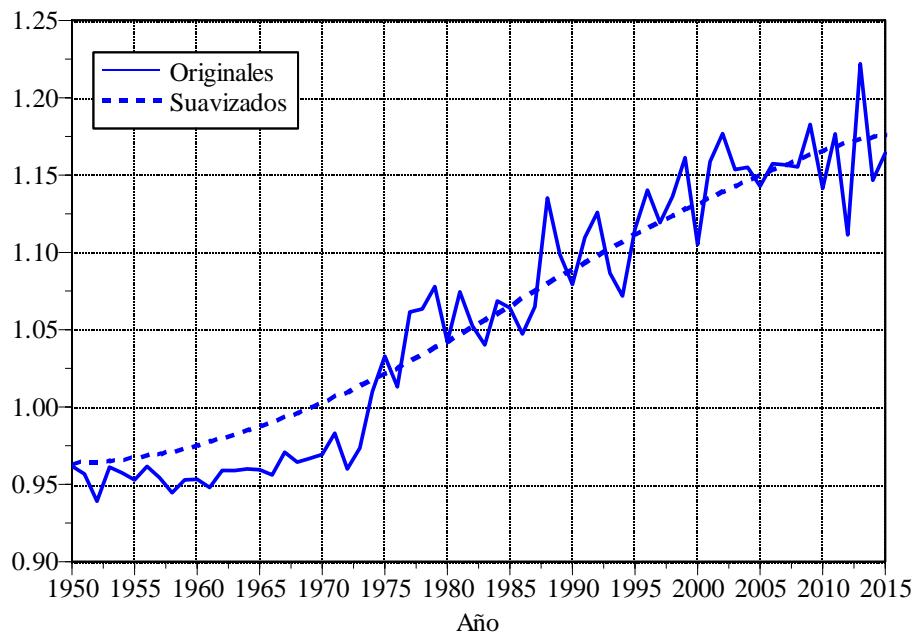
Si introducimos estos factores en las *verdaderas* tasas de mortalidad, se tiene que:

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

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*.

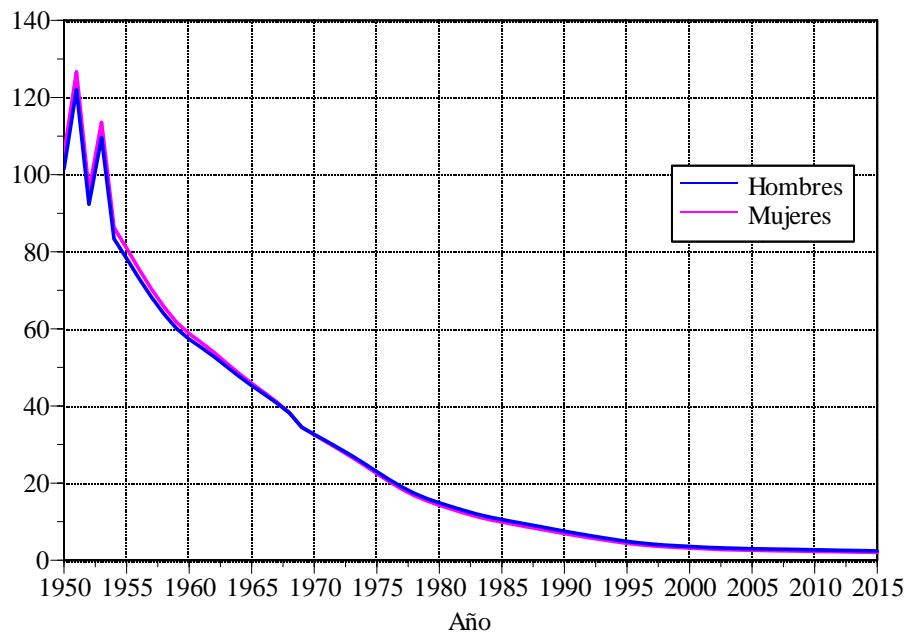
No es posible determinar por separado los valores de $\delta_x(t)$ y $\pi_x(t)$, pues dado que el nivel de la mortalidad está determinado más por el nivel de desarrollo alcanzado en una sociedad —más igualitaria y con menos privaciones— y el avance de la medicina, que por el tamaño de la población, ambos grados de cobertura están simultáneamente vinculados. En la práctica,

Gráfica 2.10. Cocientes de sobremortalidad preescolar masculina global derivados de la reconstrucción de cohortes con cocientes originales y suavizados para cada edad del intervalo, 1950-2015



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales de 1945 a 2015.

Gráfica 2.11. Probabilidad de mortalidad preescolar estimada por sexo, 1950-2015
(Por mil supervivientes de un año de edad)



Fuente: Gráficas 2.9 y 2.10.

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:

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

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 $k(t)$, corrijamos 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 2014 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 $\hat{Y}_x(t) = \ln \{D_x(t)\}$ — de 1930 a 2014:

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

donde α_x corresponde a una pauta estándar o típica del patrón por edad de las defunciones a lo largo del periodo de 85 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:

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

de donde, los residuos del modelo son:

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

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

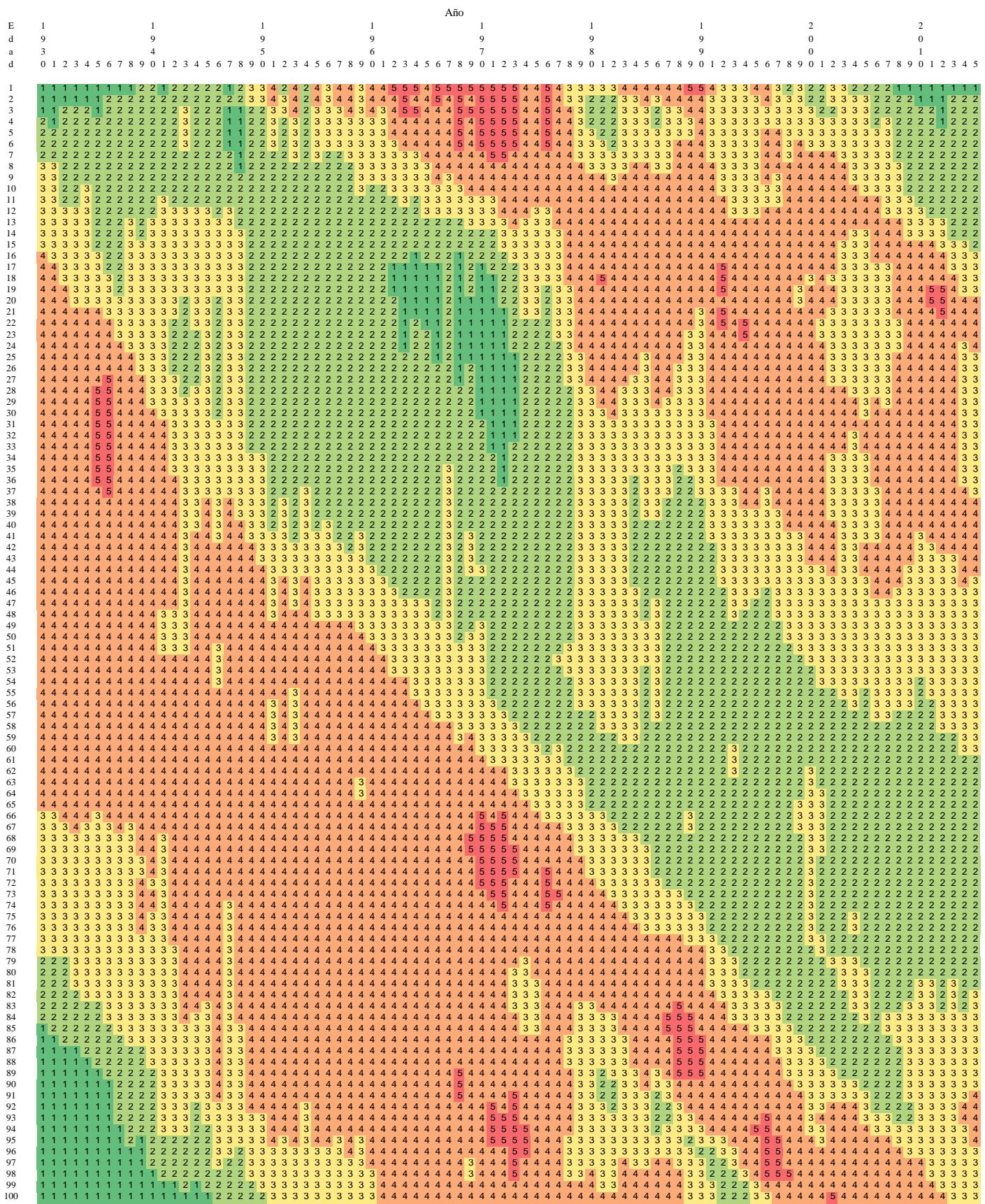
Debido a que el tiempo avanza hacia la derecha y la edad hacia abajo, cualquiera de las diagonales representa la historia de una generación o cohorte particular. Por ejemplo, las defunciones ocurridas de edad 30 en 1930 corresponden a los originarios de 1900, de 31 años en 1931 a la misma generación 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 a 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 la estimadas con el

Gráfica 2.12 Residuos del modelo aditivo-doble multiplicativo aplicado al logaritmo de las defunciones suavizadas por edad, 1930-2015

Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales de 1930 a 2015.

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



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:

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

y con los nuevos residuos $(\ln \{D_x(t)\} - \hat{Y}_x(t))$ 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 189 generaciones involucradas (1821–2009) puede aparecer desde solo una vez (la generación de 1821 cuando tenía 109 años en 1930 o la generación de 2013 con 1 año en 2014) hasta 86 veces (las cohortes nacidas de 1896 a 1928).

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.

El modelo (2.7) se obtuvo para cada sexo por separado; la tendencia temporal de los efectos cohorte se reproduce en la gráfica 2.15.⁴ Se advierte un distanciamiento menor en las generaciones nacidas de 1840 a 1970, y a partir de entonces la diferencia es significativa y se acrecienta después de 2002. 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.

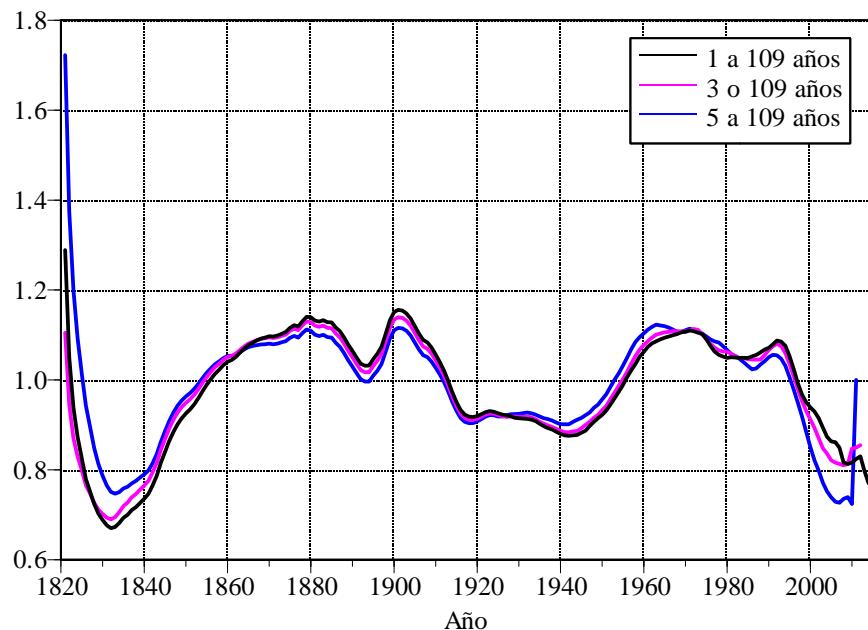
2.2.2 La corrección de la mala declaración de la edad en la población

En las poblaciones censadas en México de 1950 a 2015 se observa una clara preferencia por los dígitos 0 y 5 en la declaración de la edad (cuadros 1.8 a 1.17) 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 doce observaciones censales (9 censos decenales de 1930 a 2010, 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

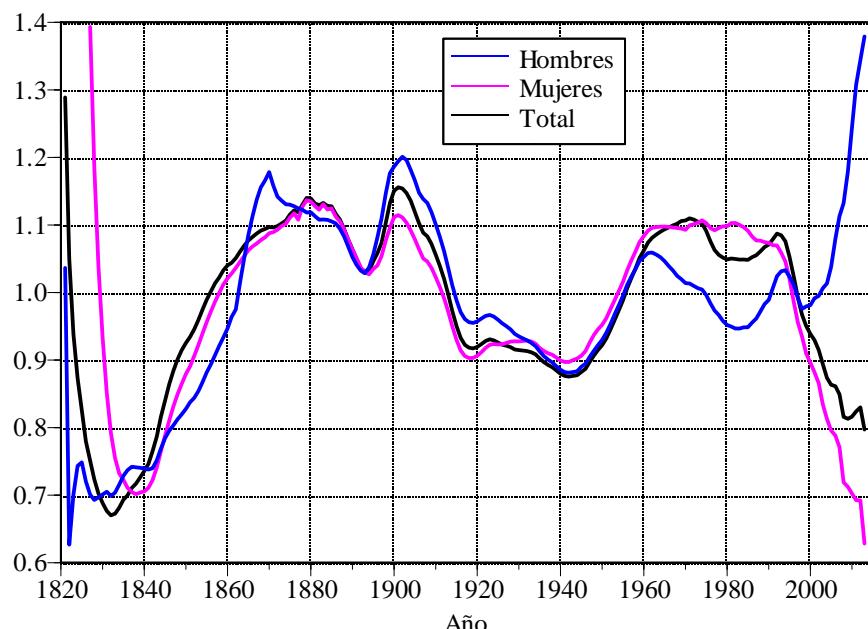
⁴Con el fin de tener mayor nitidez en la gráfica, suprimimos los efectos cohorte femeninos de 1821 a 1826, cuyos valores son: 9.733, 5.455, 3.588, 2.600, 2.016 y 1.617, respectivamente.

Gráfica 2.14. Efectos cohorte para las generaciones 1821-2011 a partir de tres intervalos etarios de las defunciones registradas de 1930 a 2015



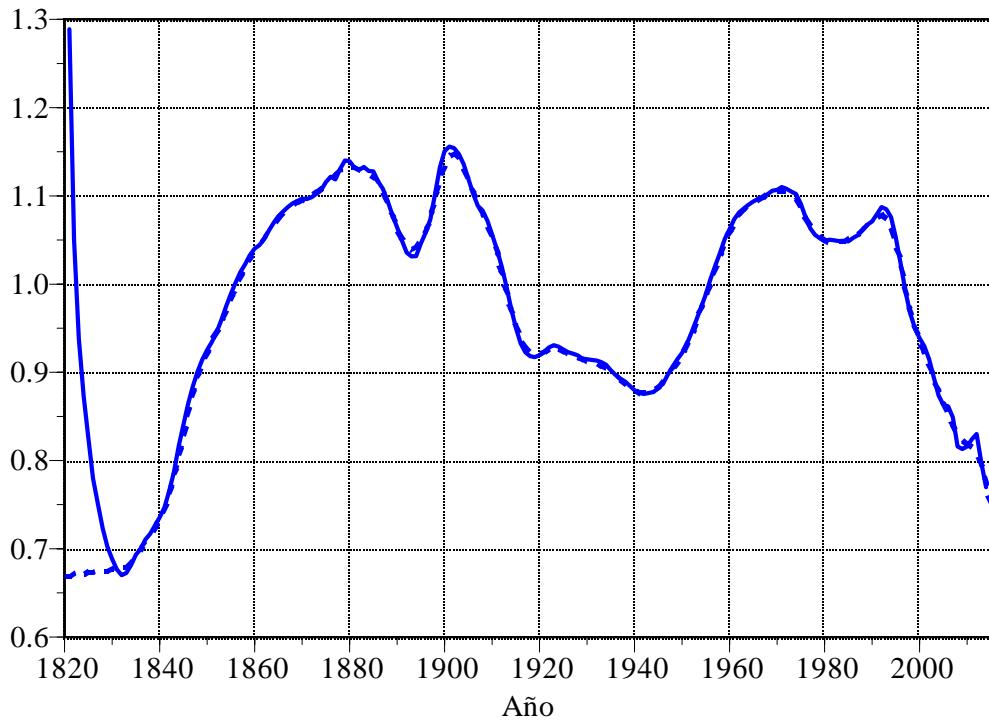
Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales de 1930 a 2015.

Gráfica 2.15. Efectos cohorte por sexo para las defunciones registradas de 1 a 109 años de edad, 1821-2015



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales de 1930 a 2015.

Gráfica 2.16. Efectos cohorte originales y suavizados para las defunciones registradas de un año o más de edad, 1820–2015



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales de 1930 a 2015.

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:

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

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 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 niños, bien documentada en muchos países, se concentra en menores de 3 años en México.⁵ 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).⁶

El procedimiento se hizo para cada entidad federativa y sexo por separado, para cada censo de 1950 a 2010, 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 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 patir del capítulo 6.

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

⁵En 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 y migrantes internacionales.

⁶Entre 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.

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

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 1950–2015, pero si disponemos de población y 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 $N(a; t) \exp \{-R_{x,a}(t) + \Lambda_{x,a}(t)\}$:⁷

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

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 2.15 de 1950 a 1980 y de 10 a 15 años a partir de 1990.⁸ 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:

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

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:

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

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

⁷Las 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.

⁸La recta de regresión se calculó con un método robusto (comando *rreg* de STATA, 1993).

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. Cabe mencionar que, de la inspección de los paneles correspondientes a la Encuesta Intercensal de 2015, en vez de la recta de regresión, en los hombres optamos por extrapolar linealmente $\ln \{P_x^{(g)}(t)\}$ a partir de 103 años, con base en las observaciones de 101 y 102 años, y a las mujeres sobreponerles el comportamiento masculino a partir de 98 años. Al proceder de esta manera, para todas las enumeraciones, estamos reasignando primordialmente la edad en la población envejecida y transfiriendo muy pocas personas antes de las edades del cuadro 2.1.

2.2.3 La estimación de las tasas de crecimiento

Los efectivos de población año por año y por edad desplegada entre 1950 y 2015, 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 1930–2015, ajustando funciones *spline cúbico* (Burden y Faires, 1988: 134–147) a los totales censados entre 1930 y 2015. 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 1950–2015. Las distribuciones resultantes se sobrepusieron al total de 3 años o más de edad interpolado a mitad de año.

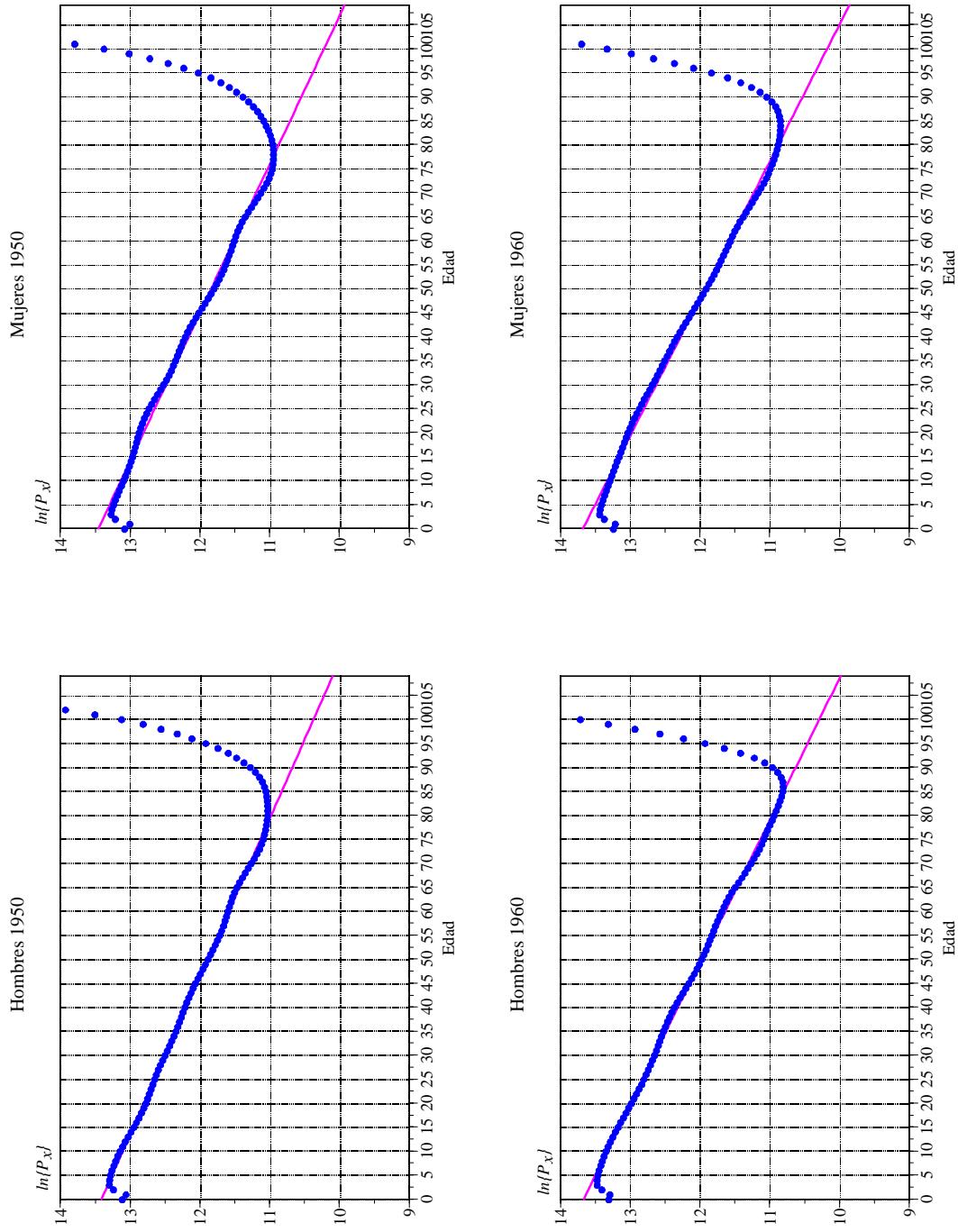
El procedimiento se hizo para cada sexo por separado.

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 2000,⁹ pero solo unas cuantas en 2010 (INEGI, 2012). 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 censo de 2005, suavizada con el algoritmo de Gray y efectos cohorte.¹⁰

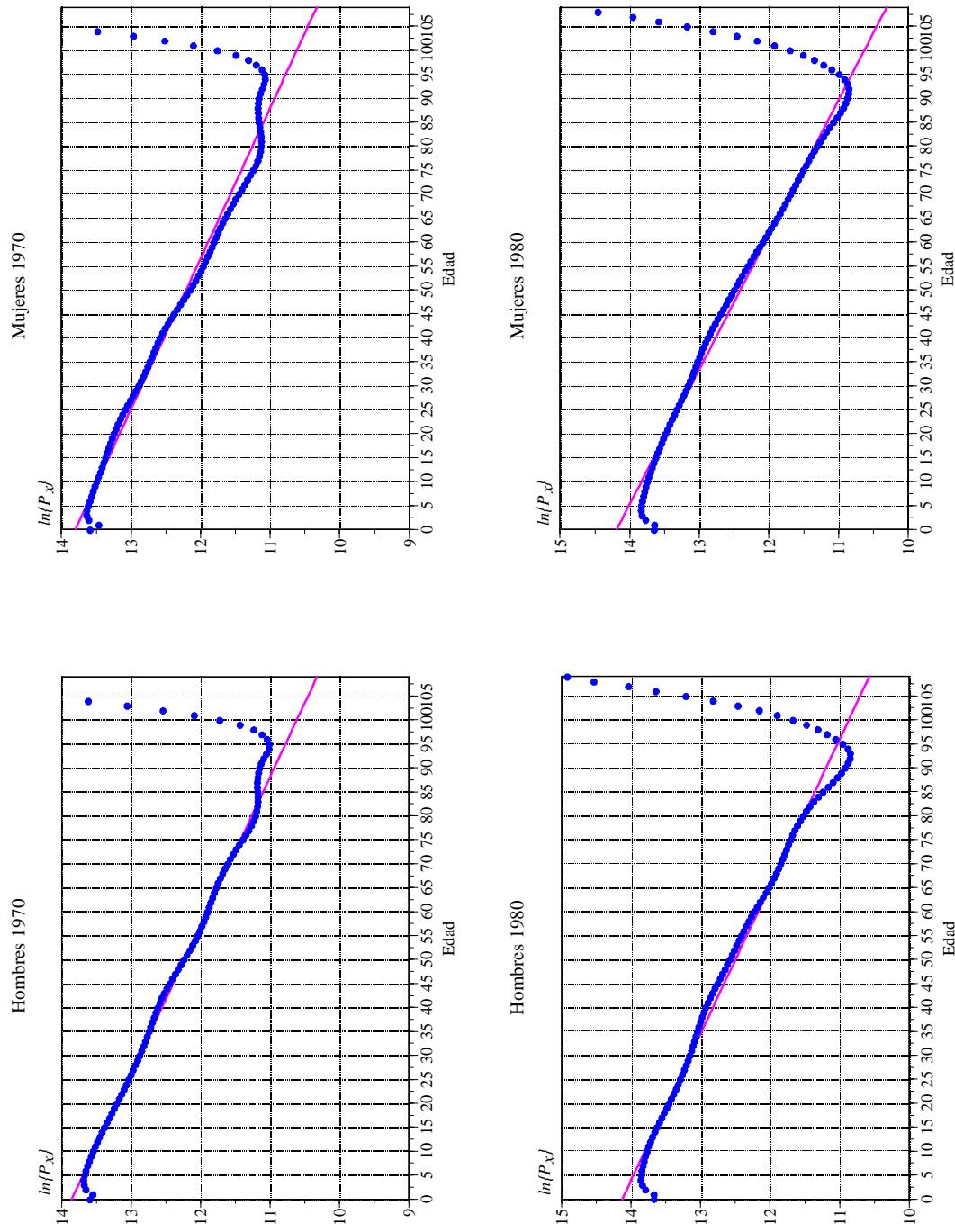
⁹Información proporcionada por funcionarios del INEGI en 2006.

¹⁰Para 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

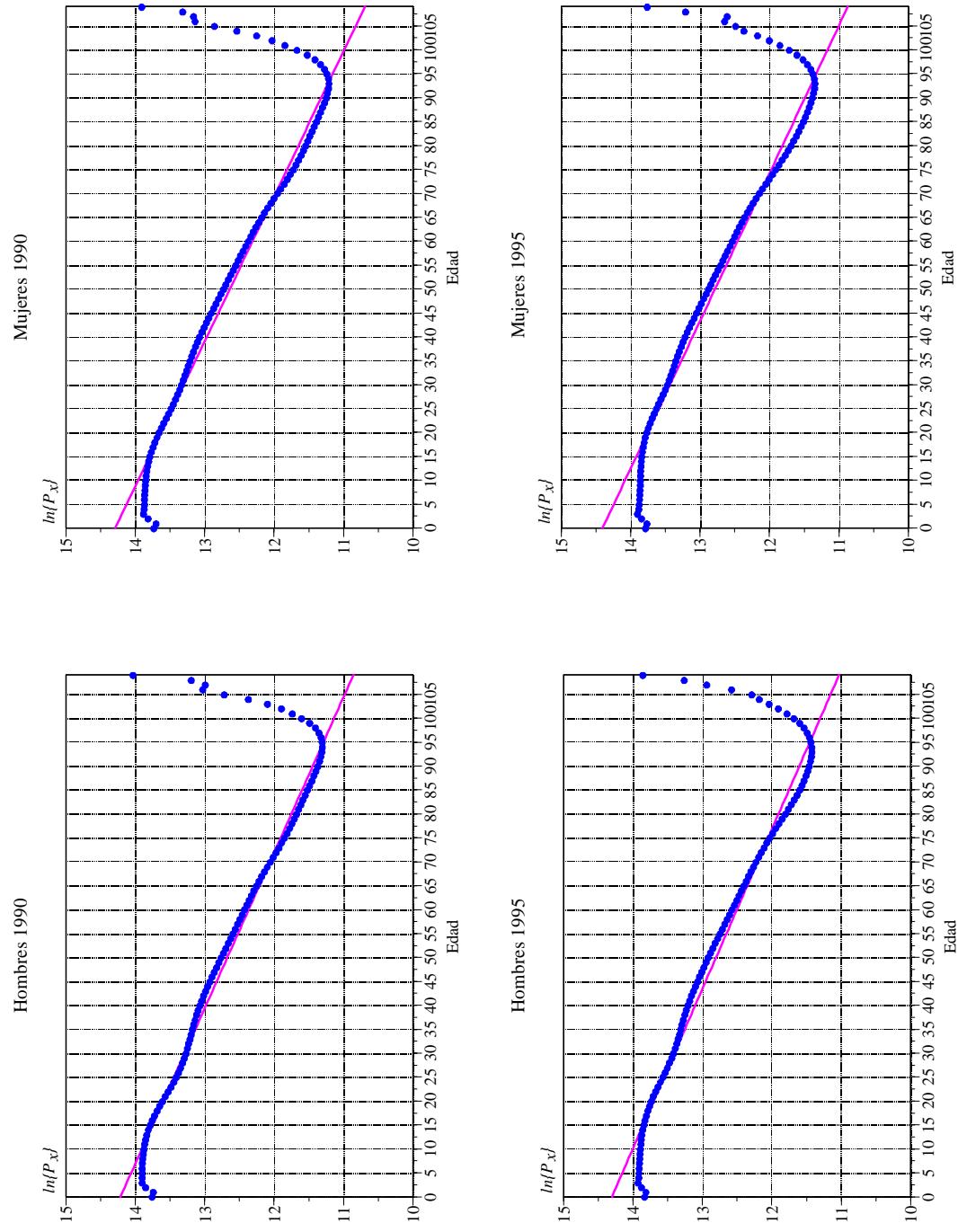
Gráfica 2.17. Población por edad y sexo y estable asociada, 1950-2015



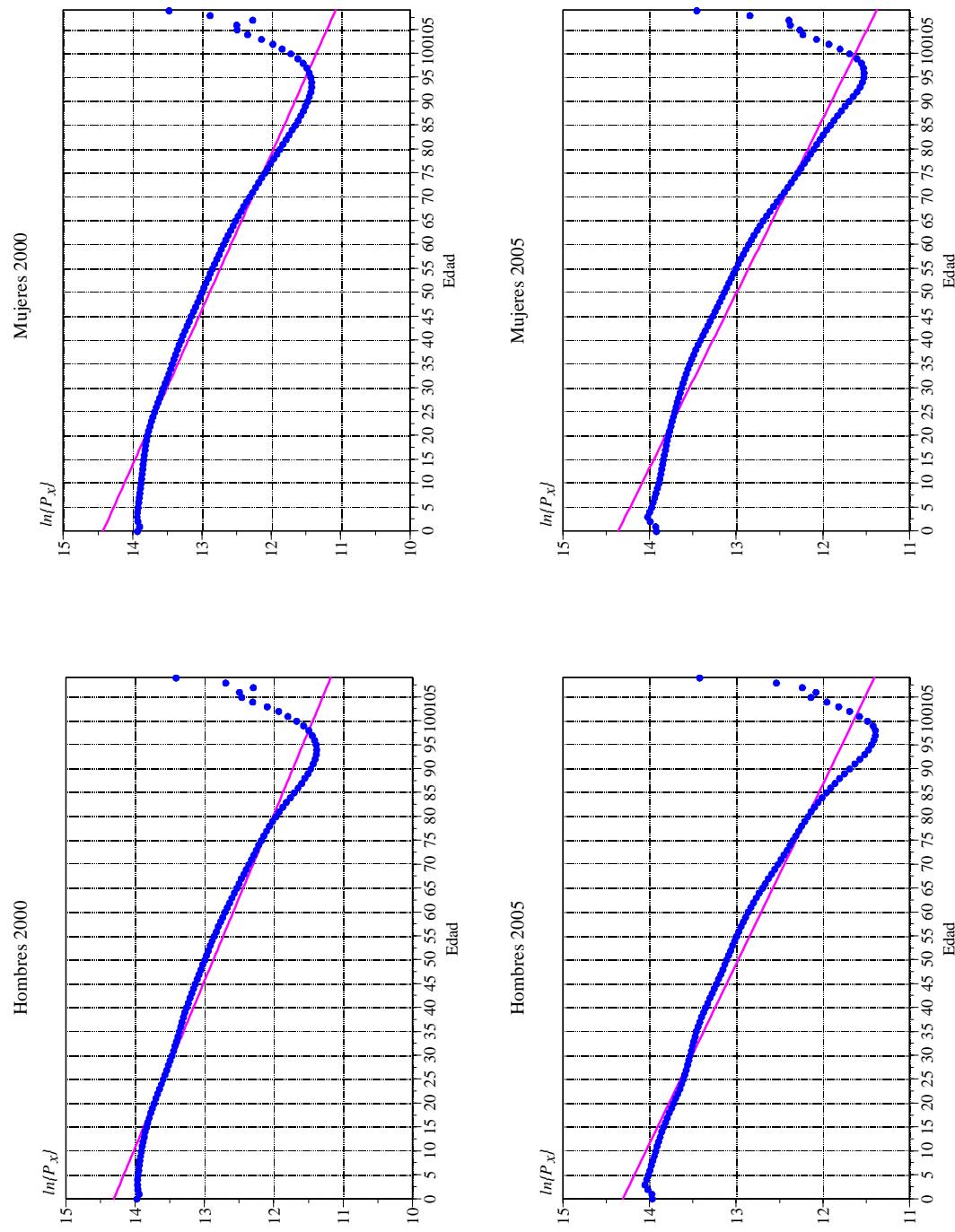
Gráfica 2.17.
(Continúa)



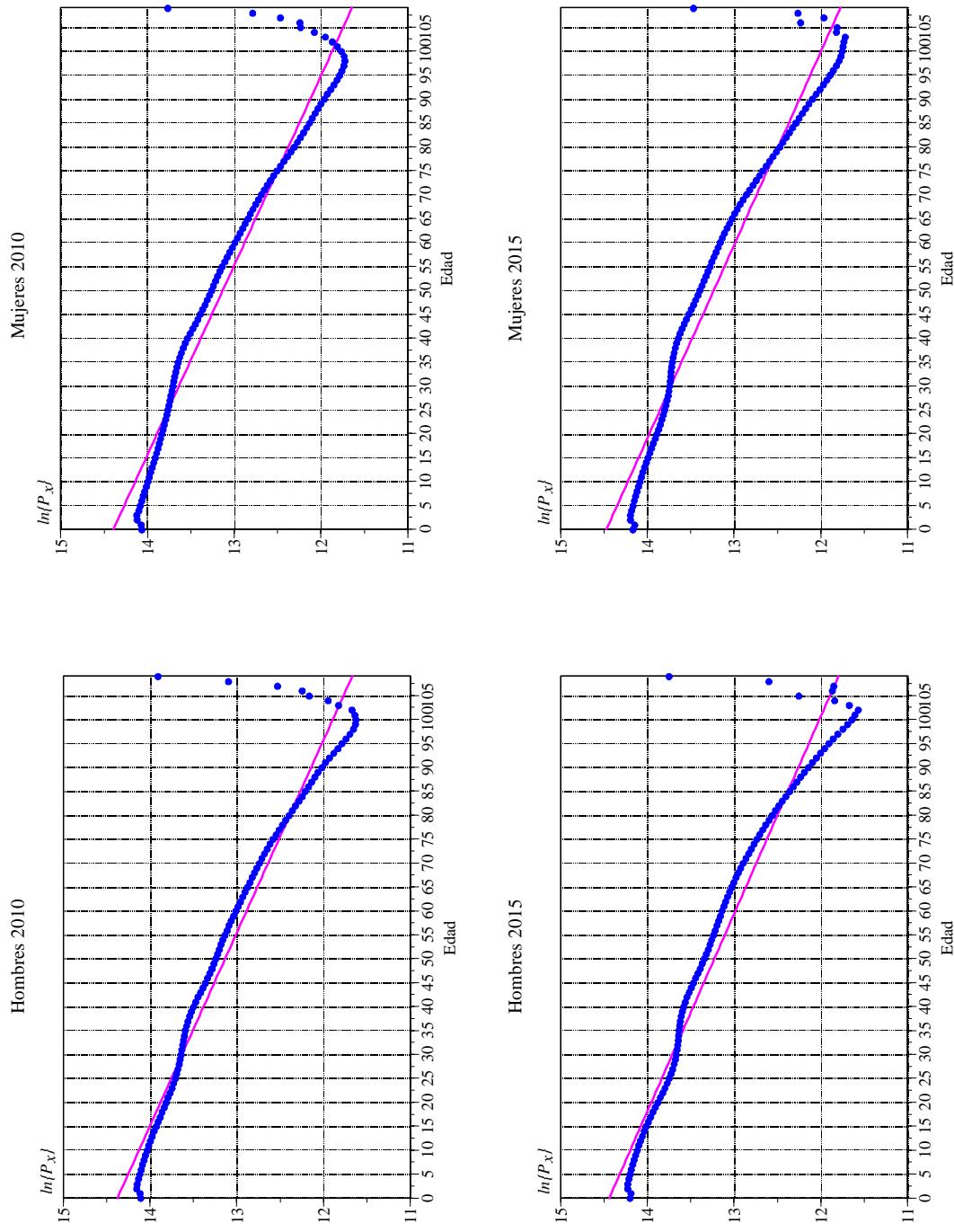
Gráfica 2.17.
(Continúa)



Gráfica 2.17.
(Continúa)



Gráfica 2.17.
(Concluye)



Fuente: Censos y conteos de población y estadísticas vitales, 1930-2015.

Cuadro 2.1. Edades a partir de las cuales se sobrepone la pauta etaria estable por sexo, 1950-2015

Año	Hombres	Mujeres
1950	79	67
1960	85	81
1970	75	66
1980	82	78
1990	91	91
1995	75	73
2000	79	75
2005	81	75
2010	82	76
2015*	103	98

* Ver el texto para la extrapolación.

Fuente: Gráfica 2.17.

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 1950–2015.

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 2.13), 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 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 la migración internacional, así como también 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 2014. 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 como este

en 2000–2005 y de 2.08, 1.91 y 1.99%, respectivamente, para 2005–2010. Para los 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.

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:

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

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)

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

Mediante un razonamiento análogo se tiene:

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

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:

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

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 1950–2015, 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):

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

empleando intervalos etarios quinquenales de 5–9 a 80–84.¹¹ La tendencia temporal de las probabilidades de falleces $5q_x(t)$ se suavizó con el procedimiento *lowess* y una ventana de 15% de las observaciones. A la serie suavizada se le sobrepusieron las sobre mortalidades de 1951, 1953 y 1970. Las nuevas probabilidades fueron otra vez suavizadas con el modelo de Heligman y Pollard (1980). Las probabilidades y tasas de mortalidad por edad desplegada fueron las empleadas en el apartado siguiente y en el capítulo 4 al hacer la retrospección de la migración internacional.

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.

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

¹¹La 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.

de ambos casos.¹² Se advierte que, en general, la inclusión de la migración internacional apenas aumenta la cobertura relativa de las defunciones con respecto a la población censada, de manera más significativa en las mujeres. 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 sobreestimación 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:

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

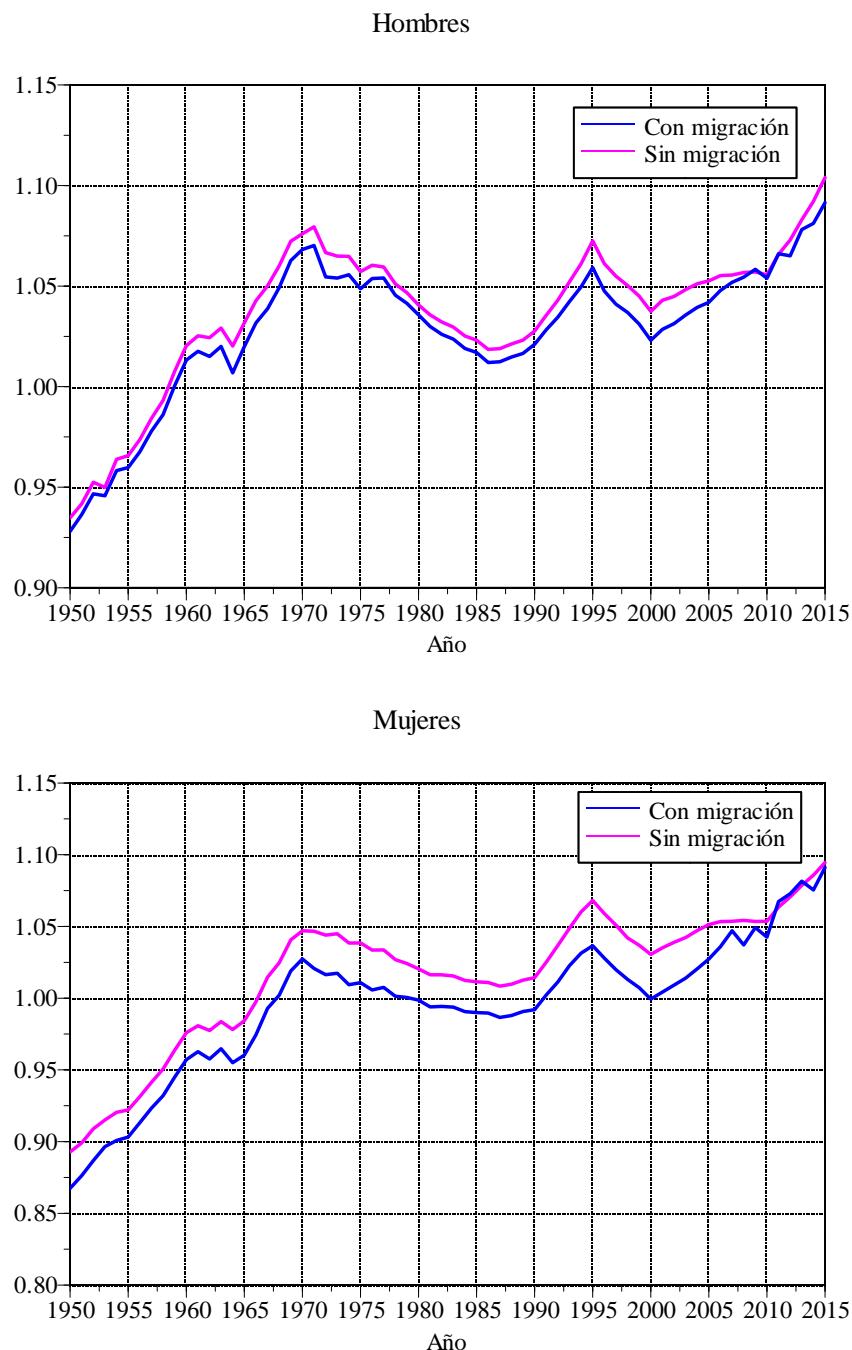
La aplicación del método de Bennett y Horiuchi consistió entonces en modificar sucesivamente el factor h hasta obtener una cobertura relativa de las defunciones similar en todas las edades (pendiente nula).

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 1950–2015 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 poblaciones con el fin que ambas se asimilaran lo más posible y satisfacer convenientemente

¹²La 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 con y sin migración, 1950-2015



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales y enumeraciones de población de 1950 a 2015.

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 1950–2015. 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 97 años y después apenas se advierte un ascenso.

La corrección de las tasas de mortalidad se muestra en la gráfica 2.20. 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, aunque ahora no en todos los años. Otra vez, por considerarlo un escenario más realista, retuvimos la estimación con migración.

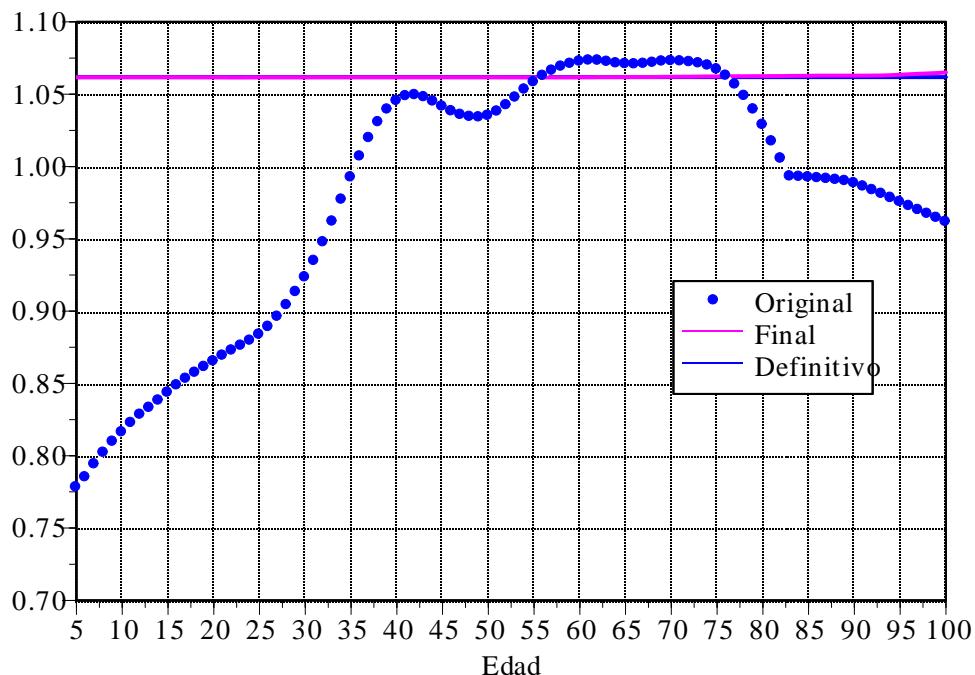
2.2.7 Selección de la corrección definitiva

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 2.21 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 1950–2015. No obstante, se creyó conveniente hacer algunos ajustes manuales a la trayectoria temporal.

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

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 vi 1950-2015

acápite 8.2). Por su parte, ejercicios recientes de conciliación (Partida, 2003 y 2008; 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.

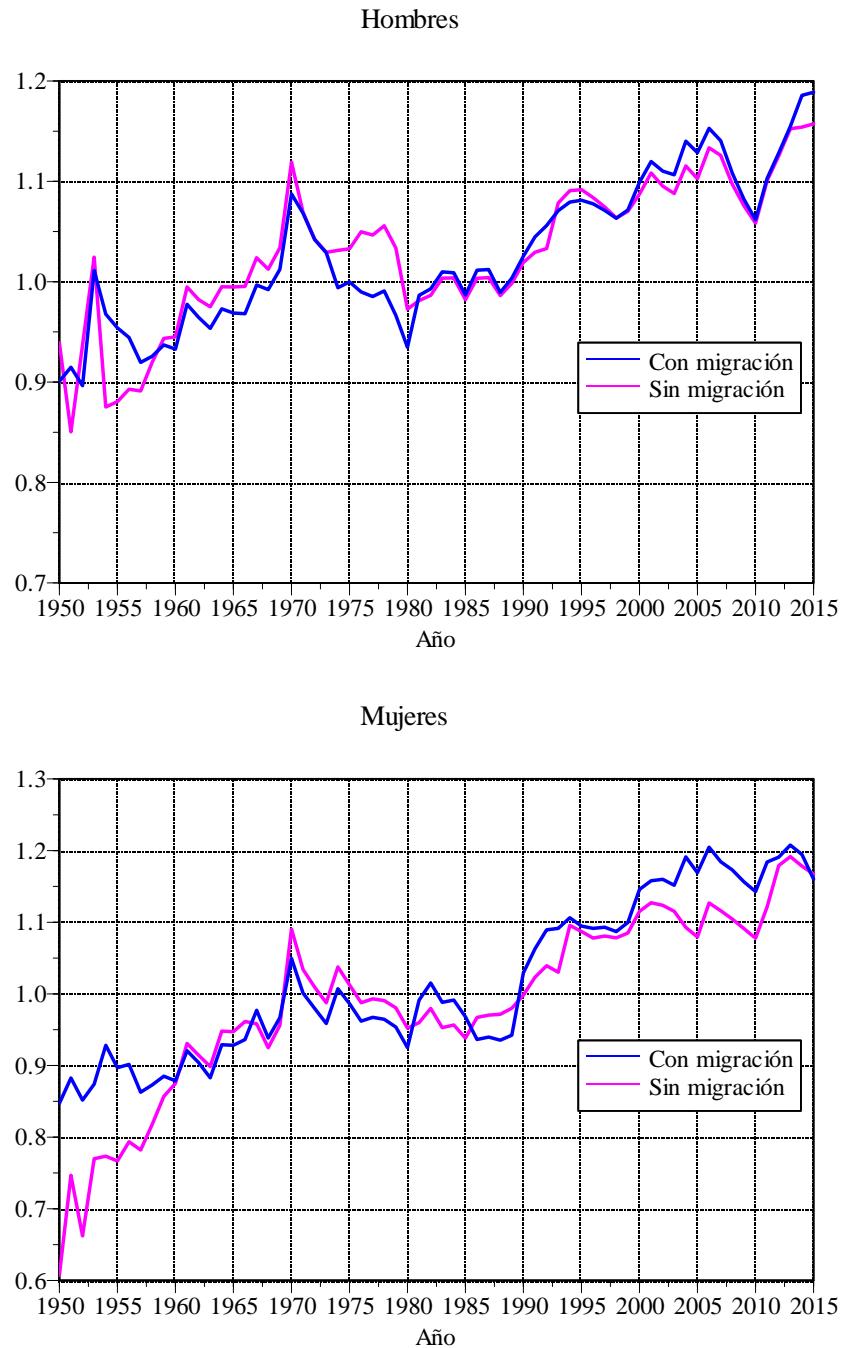
Con base en esa información, retuvimos la mayor cantidad de valores con migración de $k(t)$ en los dos paneles de la gráfica 2.16, pero removimos los valores inferiores a la unidad:

1. El masculino de 1960 (1.0132) se mantuvo constante para los diez años previos y el mismo factor se asignó a las mujeres de 1950 a 1960. En el caso femenino, además, se interpoló linealmente entre 1960 y 1970, tomando como variable independiente el patrón temporal masculino.¹³

¹³Si $C_m(t) = 1/k_m(t)$ es el factor masculino para el año t y $C_f(t) = 1/k_f(t)$ el femenino, la interpolación es:

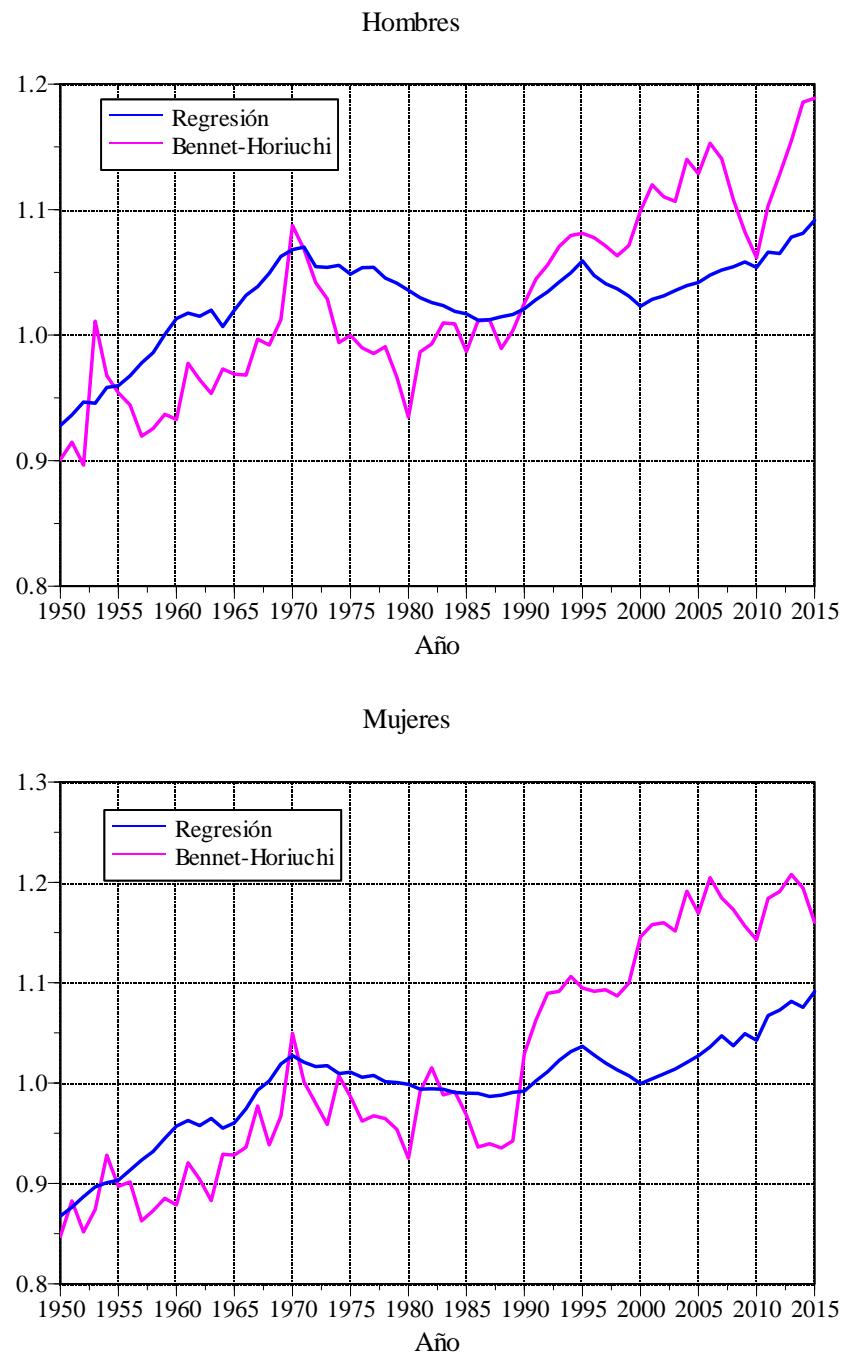
$$C_f(1960 + t) = C_f(1960) + \left[\frac{C_f(1970) - C_f(1960)}{C_m(1970) - C_m(1960)} \right] [C_m(1960 + t) - C_m(1960)] \quad t = 1, 2, \dots, 9$$

Gráfica 2.20. Factores de corrección de las tasas de mortalidad por sexo, método de Bennett y Horiuchi con y sin migración, 1950-2015



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales y enumeraciones de población de 1950 a 2015.

Gráfica 2.21. Factores de corrección de las tasas de mortalidad por sexo, de acuerdo a dos métodos de estimación con migración, 1950-2015



Fuente: Gráficas 2.14 y 2.16.

Cuadro 2.2. Factores definitivos de corrección de la mortalidad por sexo, 1950–2015

Año	Hombres	Mujeres	Año	Hombres	Mujeres	Año	Hombres	Mujeres
1950	1.01318	1.01318	1972	1.05458	1.01639	1994	1.04965	1.03135
1951	1.01318	1.01318	1973	1.05401	1.01738	1995	1.05920	1.03660
1952	1.01318	1.01318	1974	1.05566	1.00945	1996	1.04756	1.02798
1953	1.01318	1.01318	1975	1.04867	1.01082	1997	1.04102	1.01990
1954	1.01318	1.01318	1976	1.05381	1.00577	1998	1.03697	1.01311
1955	1.01318	1.01318	1977	1.05404	1.00756	1999	1.03116	1.00734
1956	1.01318	1.01318	1978	1.04550	1.00137	2000	1.02302	1.00580
1957	1.01318	1.01318	1979	1.04144	1.00127	2001	1.02853	1.00426
1958	1.01318	1.01318	1980	1.03573	1.00112	2002	1.03135	1.00911
1959	1.01318	1.01318	1981	1.02991	1.00096	2003	1.03560	1.01398
1960	1.01318	1.01318	1982	1.02600	1.00086	2004	1.03945	1.02050
1961	1.01756	1.01431	1983	1.02359	1.00080	2005	1.04197	1.02727
1962	1.01500	1.01365	1984	1.01897	1.00068	2006	1.04783	1.03592
1963	1.01998	1.01493	1985	1.01695	1.00062	2007	1.05187	1.04706
1964	1.00685	1.01155	1986	1.01194	1.00049	2008	1.05445	1.03713
1965	1.01988	1.01490	1987	1.01233	1.00053	2009	1.05834	1.04926
1966	1.03174	1.01795	1988	1.01469	1.00078	2010	1.05389	1.04261
1967	1.03873	1.01975	1989	1.01650	1.00097	2011	1.06608	1.06741
1968	1.04923	1.02245	1990	1.02104	1.00144	2012	1.06509	1.07283
1969	1.06272	1.02592	1991	1.02830	1.00220	2013	1.07817	1.08154
1970	1.06819	1.02733	1992	1.03456	1.01131	2014	1.08117	1.07550
1971	1.07019	1.02070	1993	1.04232	1.02267	2015	1.09152	1.09119

Fuente: Gráfica 2.22.

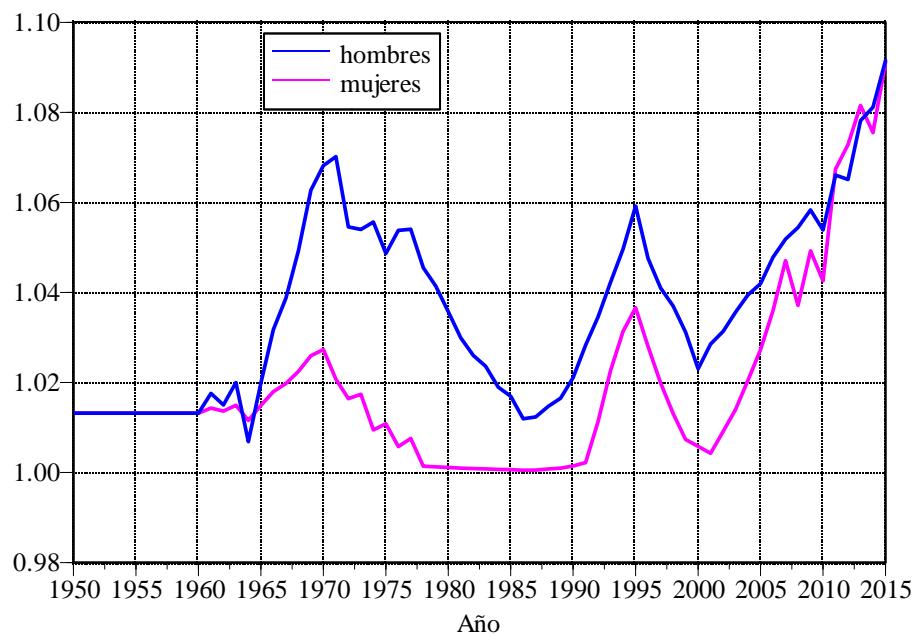
2. Con base en la trayectoria femenina, fijamos arbitrariamente el valor de 1986 (1.0049), y nuevamente interpolamos linealmente en 1979–1985 y 1987–1990, con el patrón masculino como variable dependiente.
3. Finalmente, el factor femenino de 2000 se estimó como la raíz cuadrada de los valores de 1999 y 2001.

Los factores de corrección definitivos de la mortalidad ($C(t) = 1/k(t)$) para cada año y sexo se reproducen en la gráfica 2.22 y el cuadro 2.2.

2.3 Tendencias recientes de la mortalidad

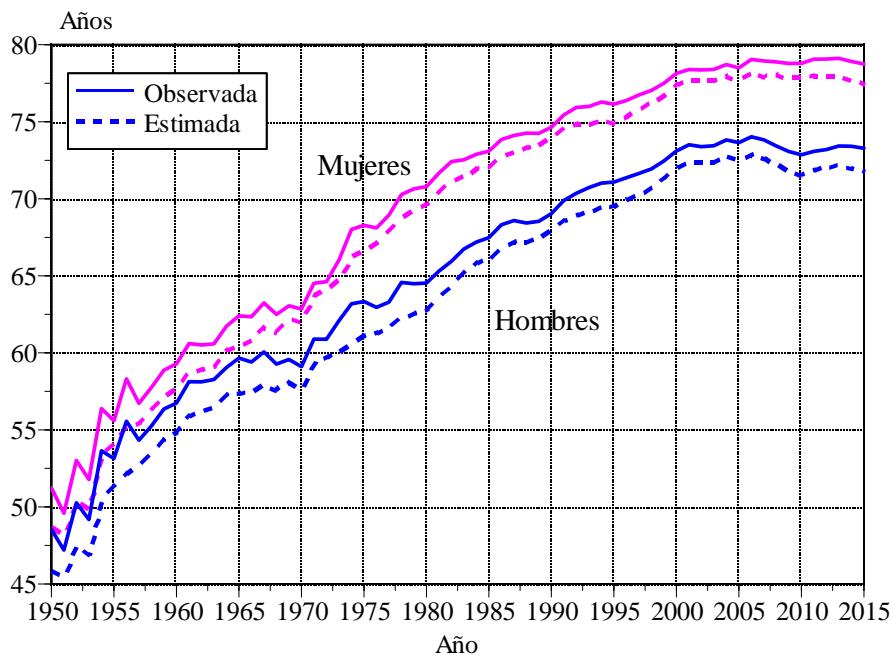
La esperanza de vida es indudablemente la mejor medida resumen del nivel de la mortalidad, pues en su cálculo se deja de lado el efecto perturbador que tiene la estructura por edad en la tasa bruta de mortalidad. En la gráfica 2.23 y el cuadro 2.3, se contrastan las esperanzas de vida “observadas” y “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

Gráfica 2.22. Factores definitivos de corrección de las tasas de mortalidad por sexo, 1950-2015



Fuente: Estimaciones con base en enumeraciones de población y estadísticas vitales 1950-2015

Gráfica 2.23. Esperanza de vida al nacimiento por sexo con la mortalidad observada y estimada, 1950-2015



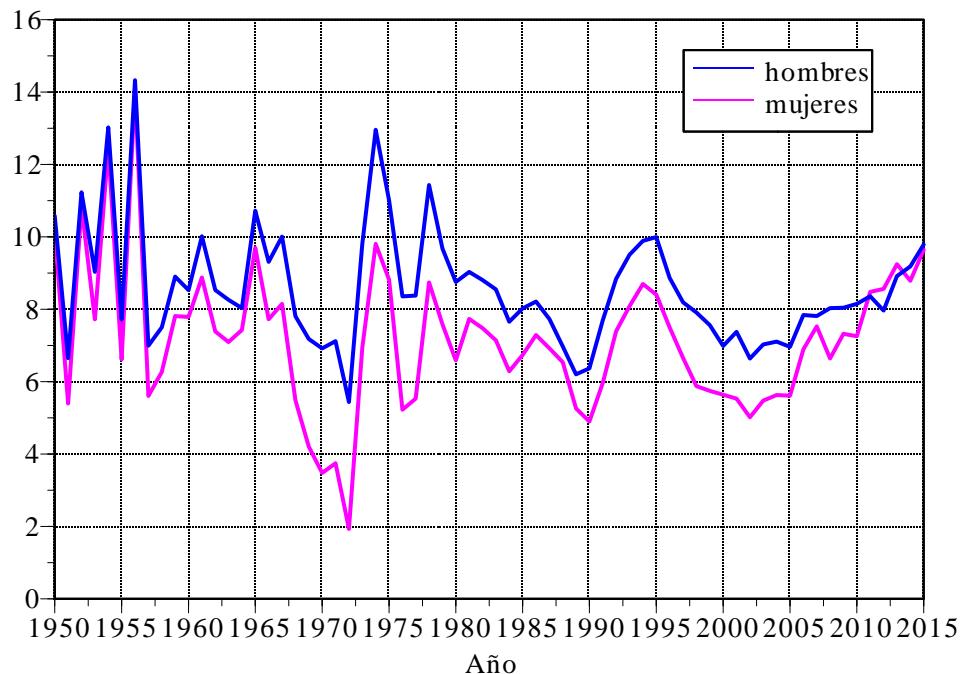
Fuente: Cuadro 2.3.

Cuadro 2.3. Esperanzas de vida al nacimiento por sexo calculadas con poblaciones censadas y estadísticas vitales y estimadas, 1950-2015

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	48.99	52.06	46.34	49.55	1972	61.32	65.39	60.74	65.29	1994	71.00	76.51	69.94	75.51
1951	47.77	50.49	45.41	48.43	1973	62.49	66.77	61.16	65.94	1995	71.10	76.40	70.25	75.75
1952	50.73	53.81	48.27	51.50	1974	63.53	68.76	61.56	66.60	1996	71.37	76.60	70.57	76.00
1953	49.75	52.64	45.26	50.27	1975	63.63	68.91	61.92	67.24	1997	71.57	76.82	70.89	76.25
1954	54.03	57.09	50.35	53.55	1976	63.24	68.71	62.24	67.87	1998	71.79	77.02	71.20	76.50
1955	53.59	56.37	51.41	54.60	1977	63.49	69.50	62.58	68.47	1999	72.23	77.34	71.51	76.74
1956	55.98	59.08	52.43	55.62	1978	64.72	70.74	62.94	69.05	2000	72.78	77.84	71.81	76.98
1957	54.73	57.44	53.36	56.55	1979	64.58	71.02	63.35	69.61	2001	73.17	78.09	72.09	77.20
1958	55.66	58.49	54.18	57.36	1980	64.58	71.13	63.79	70.15	2002	73.04	78.05	72.35	77.41
1959	56.72	59.60	54.88	58.06	1981	65.32	71.91	64.28	70.68	2003	73.10	78.03	72.56	77.59
1960	57.11	60.03	55.49	58.66	1982	65.95	72.65	64.81	71.19	2004	73.46	78.30	72.70	77.73
1961	58.51	61.36	56.05	59.23	1983	66.73	72.78	65.36	71.69	2005	73.30	78.12	72.77	77.83
1962	58.52	61.26	56.60	59.80	1984	67.21	73.13	65.91	72.16	2006	73.67	78.60	72.78	77.91
1963	58.68	61.35	57.12	60.37	1985	67.51	73.34	66.43	72.59	2007	73.53	78.53	72.76	77.99
1964	59.44	62.46	57.58	60.91	1986	68.32	74.04	66.91	72.98	2008	73.18	78.46	72.73	78.09
1965	60.05	63.17	57.97	61.39	1987	68.63	74.33	67.36	73.34	2009	72.83	78.41	72.70	78.17
1966	59.82	63.13	58.30	61.85	1988	68.53	74.49	67.77	73.70	2010	72.71	78.50	72.72	78.26
1967	60.40	63.99	58.64	62.33	1989	68.60	74.43	67.97	73.88	2011	72.96	78.78	72.72	78.32
1968	59.71	63.32	59.02	62.86	1990	69.11	74.83	68.37	74.23	2012	73.13	78.89	72.82	78.41
1969	59.91	63.75	59.51	63.49	1991	69.92	75.66	68.94	74.70	2013	73.47	79.08	72.93	78.52
1970	59.36	63.41	58.14	62.16	1992	70.37	76.11	69.29	74.99	2014	73.50	78.96	73.13	78.63
1971	61.31	65.26	60.31	64.65	1993	70.70	76.15	69.63	75.26	2015	73.85	79.28	73.28	78.69

Fuente: Estimaciones con base en las enumeración de población y estadísticas vitales 1950-2015.

Gráfica 2.24. Subestimación porcentual del nivel global de la mortalidad cuando se calcula directamente con las estadísticas vitales y las poblaciones censadas, por sexo, 1950-2015



Fuente: Estimaciones con base en enumeraciones de población y estadísticas vitales 1950-2015

mayores, es decir, que el nivel general de la mortalidad está subestimado al calcularlo directamente con las estadísticas vitales y los censos de población. La omisión global varía en hombres de menos de 2.8% en 1970 a 13.8% en 1956, y en mujeres en los mismos años de 1.1 a 13.7%.

En la gráfica 2.24 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 66 años considerados, la subestimación del riesgo de fallecer antes del primer aniversario participó con la mayor parte del incremento en la vida media. Asimismo, entre aquellos de un año o más de edad, la mejor cobertura de las defunciones del registro civil que de las poblaciones censadas en algunos años, se refleja en la participación negativa —reducción de la esperanza de vida “real”— de las personas de un año o más de edad; cabe recordar que por efecto de una omisión relativa en el denominador (población censada) respecto del numerador (defunciones de las estadísticas vitales), mayores tasas de mortalidad conllevan una menor esperanza de vida al nacer. En el cuadro 2.4 se presentan las diferencias en las esperanzas de vida, su origen en los tres grupos de edad considerados y la omisión global del nivel de la mortalidad para los

años censales.

En la gráfica 2.25 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. Finalmente, la gráfica 2.26 da cuenta de las probabilidades de fallecer por edad y sexo para 1950, 1990 y 2015.

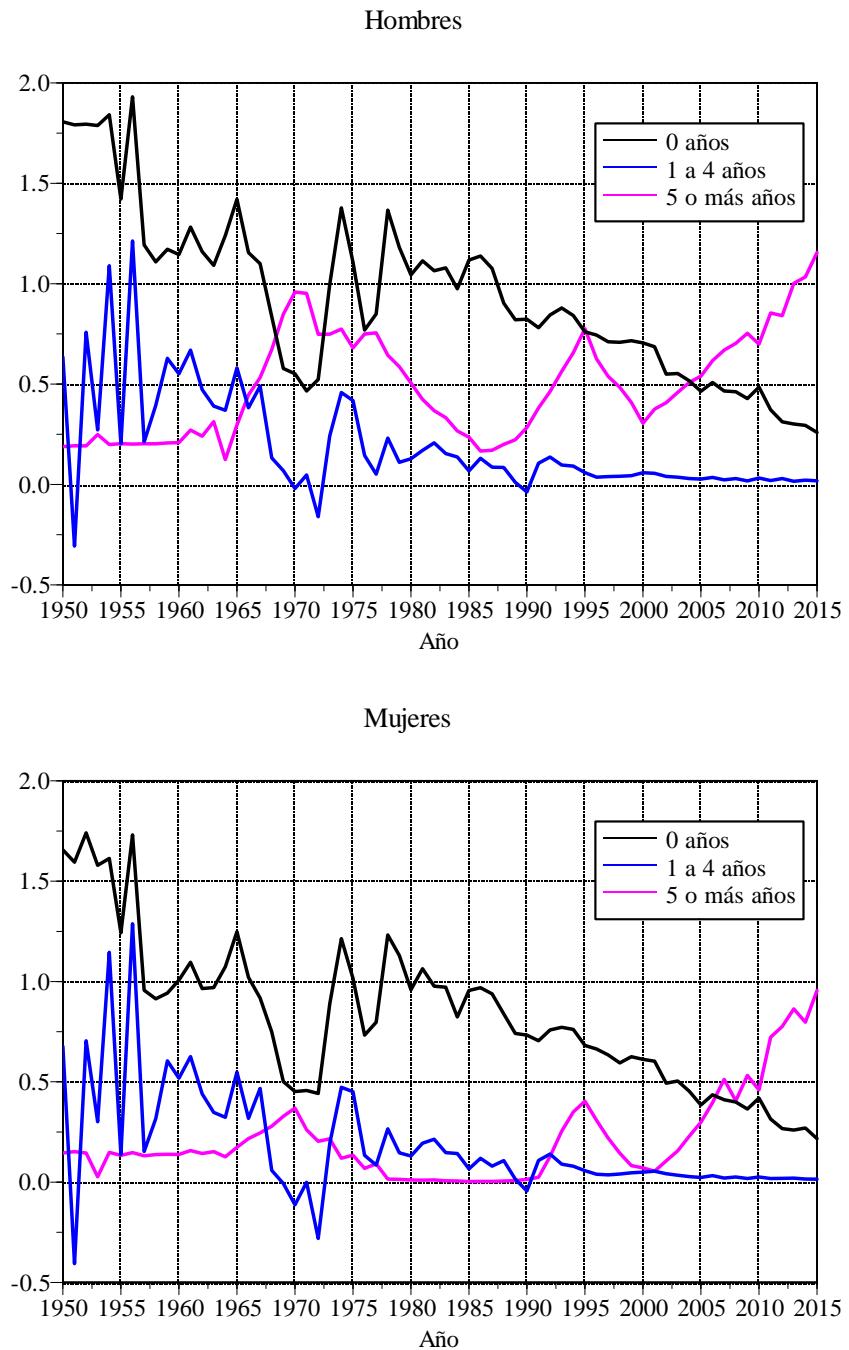
Cuadro 2.4. Esperanza de vida al nacimiento por sexo calculada con poblaciones censadas y estadísticas vitales y estimada, y contribución por grupos de edad a la diferencia, años censales, 1950-2015

Año	Censos y vitales	Estimada	Esperanza de vida al nacimiento			Porcentaje de omisión global*	
			Diferencia atribuible al intervalo etario:				
			Total	0 años	1-4 años		
Hombres							
1950	48.99	46.34	2.65	1.82	0.62	0.21	
1960	57.11	55.49	1.62	1.16	0.54	-0.07	
1970	59.36	58.14	1.22	0.55	-0.03	0.70	
1980	64.58	63.79	0.79	1.05	0.12	-0.38	
1990	69.11	68.37	0.74	0.83	-0.04	-0.04	
1995	71.10	70.25	0.86	0.76	0.06	0.04	
2000	72.78	71.81	0.97	0.70	0.06	0.21	
2005	73.30	72.77	0.53	0.46	0.03	0.04	
2010	72.71	72.72	-0.01	0.49	0.03	-0.53	
2015	73.85	73.28	0.57	0.26	0.02	0.29	
Mujeres							
1950	52.06	49.55	2.51	1.68	0.65	0.17	
1960	60.03	58.66	1.37	1.02	0.50	-0.15	
1970	63.41	62.16	1.25	0.45	-0.12	0.92	
1980	71.13	70.15	0.98	0.96	0.12	-0.11	
1990	74.83	74.23	0.61	0.73	-0.05	-0.08	
1995	76.40	75.75	0.65	0.69	0.05	-0.09	
2000	77.84	76.98	0.86	0.61	0.05	0.20	
2005	78.12	77.83	0.28	0.38	0.02	-0.12	
2010	78.50	78.26	0.24	0.42	0.02	-0.21	
2015	79.28	78.69	0.58	0.22	0.01	0.35	

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

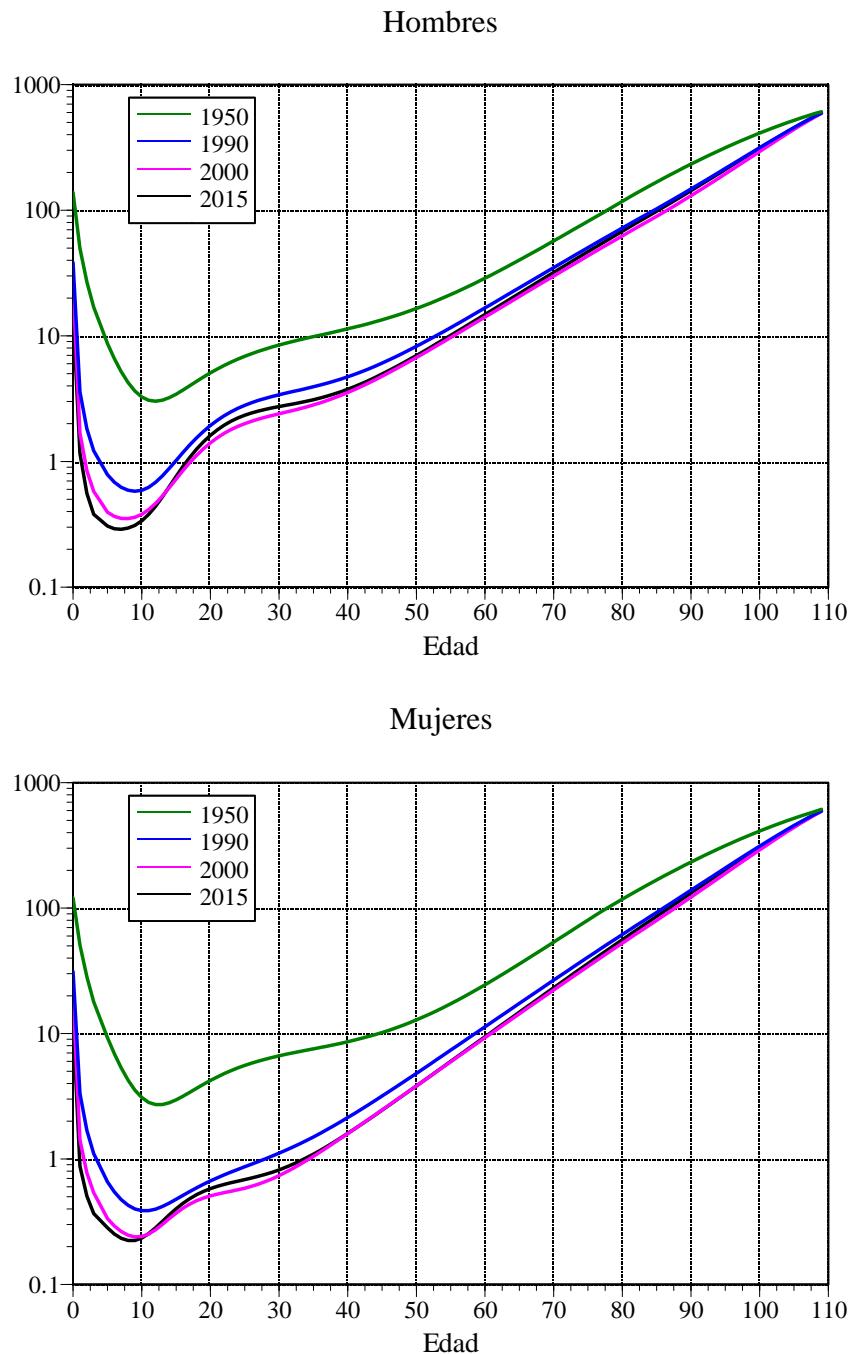
Fuente: Cuadro 2.3.

Gráfica 2.25. Contribución de tres grupos de edad a la diferencia favorable a la esperanza de vida observada respecto de la estimada, 1950–2015



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales y enumeraciones de población de 1950 a 2015.

Gráfica 2.26. Probabilidades de fallecer por edad y sexo, 1950, 1990 y 2015
(por mil)



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales y enumeraciones de población de 1950 a 2015.

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 retrospección con las poblaciones censadas en 1960, 1970 y 1980.¹ Lailson (1980) aplica 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 retrospección.

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 sobreestiman 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 nuevamente mediante el ejercicio de retrospección con los censos de 1980 a 2010: los nacimientos registrados exceden en más de 3.0% a los reconstruidos, con un máximo de 21% en 1994. Otro sesgo de las estadísticas vitales que se traduce en sobreestimación 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 seis décadas y media.

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 1995, 2000 y 2005 en el cuadro 3.1.

De las historias de embarazos de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID) de 1992 y 1997, se extrajeron las proporciones acumuladas de nacimientos registrados hasta 7 años de edad, junto con sus intervalos de confianza de 95%. Suponiendo que ningún niño se registra más de una vez en el primer año de vida, sobrepusimos las distribuciones de la ENADID a los nacimientos registrados antes del primer aniversario de las estadísticas vitales, esto es, la pauta etaria del primer registro o, equivalente, los ocurridos supervivientes a la edad al registro.³ A partir de 3 años de edad, el monto esperado

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 2015 disponibles en el sitio de Internet del INEGI. Véase el anexo E para una descripción detallada de la liga de las distintas fuentes de información.

³Nótese que, aunque se hubiera registrado más de una vez, solo contabilizamos un hijo, el reportado por

Cuadro 3.1. Nacimientos registrados hasta 9 años de edad
en las cohortes nacidas en 1995, 2000 y 2005

Registrado hasta la edad	Cohorte 1995		Cohorte 2000		Cohorte 2005	
	Nacimientos acumulados	Porcentaje	Nacimientos acumulados	Porcentaje	Nacimientos acumulados	Porcentaje
0 años	2 063 451	80.34	2 085 250	81.92	1 937 681	82.53
1 año	2 246 879	87.48	2 253 837	88.55	2 096 576	89.30
2 años	2 337 995	91.03	2 344 202	92.10	2 183 132	92.99
3 años	2 404 286	93.61	2 409 010	94.64	2 246 371	95.68
4 años	2 463 548	95.91	2 463 434	96.78	2 291 393	97.60
5 años	2 513 284	97.85	2 502 951	98.33	2 318 435	98.75
6 años	2 543 118	99.01	2 522 947	99.12	2 331 916	99.33
7 años	2 556 411	99.53	2 533 299	99.52	2 339 088	99.63
8 años	2 563 397	99.80	2 540 068	99.79	2 344 074	99.84
9 años	2 568 508	100.00	2 545 394	100.00	2 347 729	100.00

Fuente: Estadísticas vitales 1995-2015

de registrados, en las generaciones 1977 a 1990, supera al límite superior del intervalo de confianza, excedente que indica la probable presencia de registro múltiple (más del máximo número esperado de registrados por primera vez). Hasta siete años de edad cumplida, el menor exceso proporcional sobre el límite superior del intervalo de confianza fue de 4.4%.

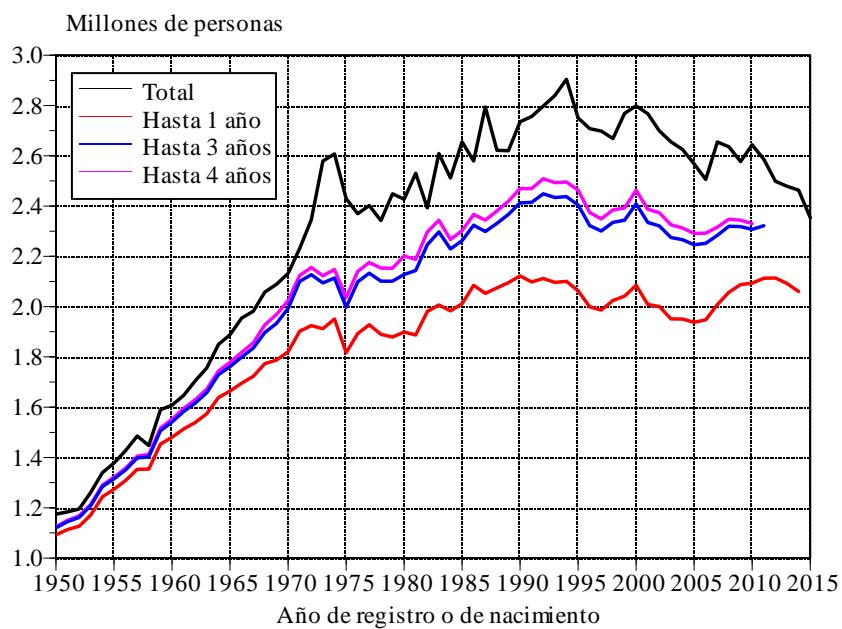
Si solo la mitad, es decir, dos por ciento de los nacidos en 1977–1990 hubiera tramitado dos o más actas de nacimiento hasta 2015, 98% o más del total de ocurridos se habría registrado —al menos una vez— antes de cumplir diez años de edad; incluso todos los miembros de las cohortes 1983 a 1990 se habrían registrado. Así, podemos suponer que antes del décimo aniversario se han registrado todos los nacimientos ocurridos de cada generación.

Las cifras del cuadro 3.1 muestran que, en las cohortes 1995, 2000 y 2005, más de 80% de los niños son registrados antes de cumplir un año de edad. Un año después, 87% o más de los nacimientos se ha registrado y 4% adicional una vez que han cumplido dos años de edad. Una vez que debieron haber ingresado a la educación primaria (6 años) más de 99% contaban con un acta de nacimiento. De esta manera, la gran mayoría de los nacimientos se registran, o bien el mismo año en el que nacen o al año siguiente, y hasta cuatro años después se han registrado casi todos los niños (al menos 95%).

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 2015, es decir, la ventana temporal que hemos fijado para hacer la conciliación demográfica. En la gráfica 3.1, 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

la madre en la ENADID.

Gráfica 3.1. Total de nacimientos registrados y hasta cuatro años de edad para la cohorte, 1950-2010



Fuente: Figueroa y Partida (1994) y Estadísticas vitales 1977-2015.

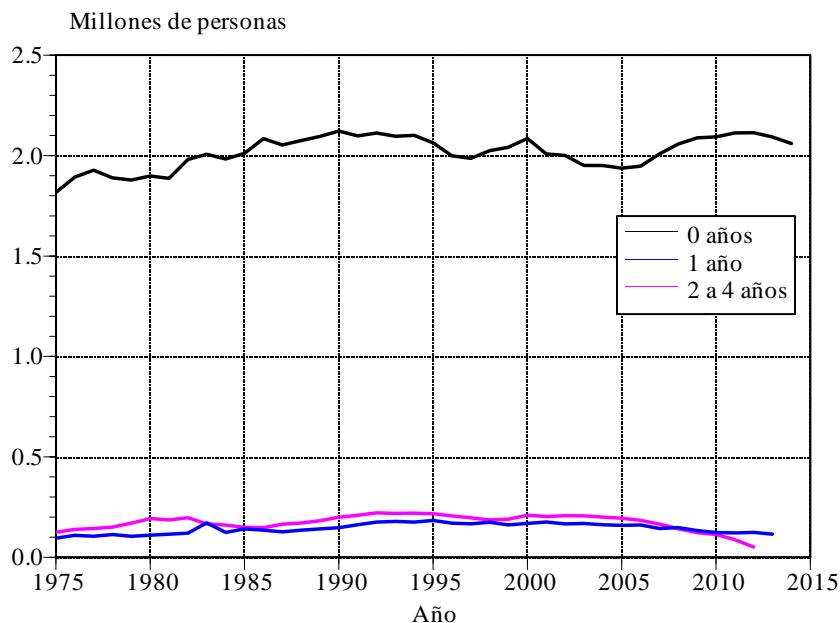
cohortes reconstruidas de nacimientos registrados antes de cumplir uno, hasta tres y cuatro años de edad. El número total de nacimientos registrados se encuentra muy por encima de los nacimientos ocurridos de las distintas cohortes, aún de los registrados hasta el cuarto año de vida. El registro múltiple sería una de las explicaciones posibles de esta diferencia en el nivel de las curvas, seguramente el caso del marcado aumento en 1973 y 1974 como respuesta a una 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 veinte 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 no estaría, principalmente, asociado a una disminución importante 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 los niños como nacidos en este año en que inicia el siglo; más adelante comentaremos nuevamente esta particularidad.

La curva del registro en el primer año de vida crece de 2005 a 2012, para descender en 2013 y 2014;⁴ pero al ascenso se detiene más pronto en los registrados hasta tres y cuatro

⁴No incluimos a la generación 2015, pues aún no contamos con aquellos que se registren en 2016 antes de cumplir un año de edad. Si suponemos que la proporción de la cohorte 2014 que se registró de 0 años cumplidos en 2015, es la misma para la generación 2015 en 2016, el total de registrados en el primer año de vida de la cohorte 2015 ascendería a 2,042,670, menor a los registrados de la generación 2014 (2,060,141).

Gráfica 3.2. Nacimientos registrados según año de ocurrencia y edad al registro, 1975-2015



Fuente: Figueroa y Partida (1994) y Estadísticas vitales 1977-2015.

años de edad. La anticipación en el viraje en las edades más tardías puede estar indicando un registro más temprano de los nacimientos. Para dilucidar esta cuestión, en la gráfica 3.2 presentamos el número de nacimientos según el año de ocurrencia y la edad al registro, una vez que aminoró el aumento en la natalidad.

La curva del número de los nacimientos registrados en el primer año de vida tiene una leve tendencia al aumento, salvo pequeñas oscilaciones y el descenso final apuntado arriba. Los registrados entre el primer y segundo aniversarios muestran una tendencia más estable, y el descenso en el volumen de quienes se registran de dos a cuatro años se anticipa a 2003. La trayectoria de las tres curvas sugiere que, a partir de 2005, hay una mejora en la temporalidad del registro: cada vez los nacimientos se registran más pronto. Este hecho puede estar relacionado a la puesta en marcha del programa del certificado de nacimiento, el que propiciaría ese registro temprano.

En la gráfica 3.2 también podemos indagar qué sucede con el aumento de los nacimientos en 2000. Si los nacimientos ocurridos en este año fueran más numerosos que en los años contiguos, esto se observaría tanto en los que se registran en el primer año de vida como en los cuatro siguientes; sin embargo, sólo los nacimientos que se registran antes del primer aniversario muestran el aumento en 2000. Pareciera entonces que los nacimientos ocurridos en ese año, más que de mayor cuantía que las generaciones vecinas, fueron registrados de manera más temprana, ocasionando el aumento en la curva.

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 esta fuente, vamos a trabajar la serie de las cohortes reconstruidas de los nacimientos registrados hasta cuatro años de edad.

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 2.⁵ Las estimaciones se reproducen en cuadro 3.2 junto con los registrados hasta ciertas edades.⁶

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, aunque solo se dispone de las bases de micro datos a partir de 2009. 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 3.3.

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 sobreestimación del nivel de la fecundidad para los períodos más tempranos y una subestimación en los períodos más recientes. El sesgo inverso es el que señala Potter (1975, 1977) quien considera que hay una tendencia a localizar los nacimientos en períodos más cercanos a la fecha de la encuesta, pero que los eventos inmediatos están bien reportados;

⁵Véase el capítulo 5 para el procedimiento de retrospección.

⁶Para la reconstrucción de cohortes, en el apartado 2.1.2, usamos los nacimientos registrados hasta cuatro años del cuadro 3.2.

Cuadro 3.2. Nacimientos de las estadísticas vitales por año de ocurrencia y edad al registro, 1950-2015

Año de ocurrencia	Registrados hasta la edad:			Año de ocurrencia	Registrados hasta la edad:			Ocurridos*
	0 años	1 año	4 años		Ocurridos*	0 años	1 año	
1950	1 092 641	1 106 041	1 124 898	1 292 578	1983	2 006 681	2 177 798	2 343 660
1951	1 113 388	1 129 765	1 150 605	1 322 622	1984	1 983 234	2 106 792	2 267 126
1952	1 126 483	1 145 744	1 167 781	1 328 827	1985	2 011 711	2 153 112	2 302 385
1953	1 171 447	1 190 641	1 214 154	1 389 564	1986	2 084 948	2 219 567	2 366 969
1954	1 243 973	1 265 800	1 290 042	1 451 304	1987	2 053 044	2 179 488	2 344 288
1955	1 273 365	1 296 953	1 321 741	1 478 323	1988	2 074 869	2 209 749	2 380 546
1956	1 308 461	1 330 740	1 357 482	1 510 199	1989	2 095 631	2 237 109	2 419 195
1957	1 353 025	1 376 486	1 405 767	1 556 747	1990	2 122 249	2 269 774	2 469 196
1958	1 354 000	1 379 951	1 412 225	1 557 951	1991	2 098 398	2 260 581	2 465 531
1959	1 453 261	1 479 882	1 516 812	1 667 921	1992	2 112 460	2 287 503	2 508 692
1960	1 480 519	1 510 236	1 552 262	1 702 312	1993	2 096 421	2 274 816	2 493 258
1961	1 513 263	1 548 794	1 595 226	1 745 047	1994	2 100 955	2 275 974	2 495 581
1962	1 539 461	1 579 519	1 629 978	1 778 487	1995	2 063 451	2 246 879	2 463 548
1963	1 574 228	1 617 498	1 672 078	1 819 651	1996	1 998 777	2 168 820	2 374 640
1964	1 638 302	1 685 898	1 744 050	1 893 247	1997	1 986 363	2 152 742	2 349 076
1965	1 663 916	1 715 700	1 778 181	1 925 985	1998	2 024 576	2 199 922	2 384 981
1966	1 695 371	1 749 527	1 817 871	1 964 963	1999	2 041 772	2 203 161	2 392 615
1967	1 722 725	1 780 042	1 856 203	2 002 207	2000	2 085 250	2 253 837	2 463 434
1968	1 773 002	1 836 283	1 927 365	2 074 187	2001	2 009 008	2 184 723	2 387 745
1969	1 787 779	1 857 116	1 968 911	2 112 534	2002	2 000 795	2 166 778	2 373 617
1970	1 820 294	1 896 888	2 023 676	2 173 865	2003	1 951 290	2 119 606	2 323 954
1971	1 902 104	2 003 150	2 124 066	2 268 693	2004	1 950 570	2 112 788	2 312 778
1972	1 924 596	2 044 035	2 155 799	2 297 699	2005	1 937 681	2 096 576	2 291 393
1973	1 911 854	2 017 224	2 123 099	2 258 303	2006	1 947 330	2 108 233	2 292 052
1974	1 951 016	2 035 922	2 147 946	2 280 531	2007	2 008 504	2 151 474	2 316 450
1975	1 816 734	1 911 550	2 036 403	2 158 434	2008	2 057 493	2 205 482	2 347 692
1976	1 892 885	2 002 057	2 140 563	2 264 922	2009	2 088 149	2 221 250	2 343 886
1977	1 927 439	2 032 297	2 175 460	2 297 515	2010	2 093 585	2 216 617	2 330 275
1978	1 889 710	2 002 828	2 153 292	2 269 373	2011	2 112 901	2 234 098	2 355 590
1979	1 878 840	1 983 038	2 152 842	2 263 845	2012	2 114 039	2 237 775	2 362 148
1980	1 898 640	2 008 742	2 201 565	2 309 731	2013	2 092 597	2 207 450	2 353 305
1981	1 886 825	2 001 815	2 187 910	2 289 872	2014	2 060 141	2 280 357	2 317 390
1982	1 980 569	2 100 443	2 297 291	2 398 384	2015			2 256 862

* Retrospección del registro al momento del nacimiento (véase anexo E para las generaciones 2011-2015).

Fuente: Figueiroa y Partida (1994) y Estadísticas vitales 1977-2015.

este patrón propicia una tendencia en la que el nivel de la fecundidad se subestima en los períodos 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 (Ordonica 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.

No obstante, en diversos trabajos se ha señalado que los niveles que revelan las encuestas se encuentran por debajo de los niveles reales. La publicación de los datos del censo de 2010 confirmó que los niveles de fecundidad de las encuestas empleados en las estimaciones demográficas oficiales (Partida, 2008) estaban subestimados.

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 entre 1990 y 2015. La información sobre la fecha de nacimiento del último hijo nacido vivo en los censos de 2000 y 2010 y la encuesta intercensal de 2015 permite conocer el número de nacimientos ocurridos en el año anterior al censo. Además, el mismo censo proporciona 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 los últimos hijos, de manera que proporcionan un buen acercamiento a los nacimientos totales del año.⁷ El número de nacimientos es 2.36 millones en 1999, 2.40 millones de junio de 2009 a mayo de 2010 y 2.21 millones en 2014.

La calidad de los datos de la fecha de nacimiento del último hijo nacido vivo en las enumeraciones de 2000, 2010 y 2015 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 y 1.0% en 2015.

Otra forma de obtener estimaciones de momento de la fecundidad con la información censal es mediante la retrospección de la población censada de menos de 15 años clasificada por edades individuales y edades individuales de las madres.⁸ En los tres censos y la encuesta se incorporaron las estimaciones de mortalidad del capítulo 2 y de migración internacional del capítulo 4.

⁷La posible subestimación proviene de los partos múltiples, ya que en el numerador de la tasa solo se considera un nacimiento.

⁸Si 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 progenie menor de 15 años debe ser mínima.

3.5 Las distintas estimaciones de los nacimientos

En el cuadro 3.3, se contrastan las distintas series de nacimientos obtenidos de las estadísticas vitales, las enumeraciones poblacionales y el certificado de nacimiento.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, las cuales se reproducen en la primera columna del cuadro 3.3.

En general, las desviaciones proporcionales son inferiores a 10%, excepto los montos desprendidos de la retrospección de niños y adolescentes para los dos o tres años inmediatos anteriores al censo o encuesta, cuando sus valores son muy bajos (subestimación mayor a 10%) por la subenumeración de los menores de tres años de edad en los recuentos de población.

Se advierte que, salvo en 1975–1977, 1979 y 1981 con la retrospección de la población censada en 1990, 1999 del censo de 2010 y el último hijo de 2010, en todos los demás casos la estimación de los ocurridos a partir de las estadísticas vitales es mayor. Esto último sugiere que la serie de nacimientos registrados hasta cuatro años después y *regresados* hasta el momento del parto, es una buena aproximación a los nacimientos ocurridos en el año, y que el número de nacimientos que se obtiene con los datos sobre la fecha de nacimiento del último hijo nacido vivo en los dos censos y la encuesta intercensal constituyen las estimaciones plausibles de la natalidad en el periodo. Asimismo, optamos por retener los certificados de nacimientos para los siete años y, adelante, al desagregarlos por edad de la madre, seleccionar los años que son congruentes con las otras fuentes de datos.

3.6 Estimaciones de las tasas específicas de fecundidad por edad

Nuestro objetivo toral es estimar tasas específicas de fecundidad por edad, pues constituyen una pieza de información 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 y 2014;
2. Nacimientos registrados hasta 4 años de edad ubicados al momento del parto con las probabilidades de supervivencia;
3. Último hijo nacido vivido en los censos de 2000 y 2010 y en la *Encuesta Intercensal 2015*;

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

Cuadro 3.3. Nacimientos de registros vitales, enumeraciones de población y certificado de nacimiento, 1975-2015

Año de ocurrencia	Ocurridos*	Hijos propios				Censo 2000	Encuesta 2015	Último hijo	Certificado de nacimiento
		Censo 1990	Censo 2000	Censo 2010	Encuesta 2015				
1975	2 158 434	2 359 952							
1976	2 264 922	2 284 106							
1977	2 297 515	2 404 873							
1978	2 269 373	2 119 677							
1979	2 263 845	2 360 830							
1980	2 309 731	2 227 823							
1981	2 289 872	2 362 446							
1982	2 398 384	2 241 310							
1983	2 440 825	2 256 452							
1984	2 355 856	2 245 262							
1985	2 362 638	2 307 744							
1986	2 426 299	2 276 080							
1987	2 400 222	2 147 676							
1988	2 434 791	1 925 515							
1989	2 476 246	1 983 196							
1990	2 524 095	2 318 990							
1991	2 519 282							2 410 884	
1992	2 556 261							2 361 147	
1993	2 536 963							2 350 308	
1994	2 537 835							2 355 164	
1995	2 503 776							2 371 462	

Cuadro 3.3.
(Concluye)

Año de ocurrencia	Ocurridos*	Hijos propios			Último hijo			Certificado de nacimiento
		Censo 1990	Censo 2000	Censo 2010	Encuesta 2015	Censo 2000	Censo 2010†	
1996	2 410 144	2 251 026	2 254 465					
1997	2 381 805	2 169 983	2 319 889					
1998	2 415 970	2 079 060	2 215 034					
1999	2 421 801	2 101 333	2 459 133					
2000	2 492 730	2 363 904	2 452 171					
2001	2 413 697	2 291 720	2 284 994					
2002	2 396 417	2 245 885	2 336 366					
2003	2 347 586	2 239 473	2 220 427					
2004	2 332 111	2 225 459	2 317 875					
2005	2 308 284	2 217 328	2 191 600					
2006	2 308 039	2 207 112	2 296 290					
2007	2 331 624	2 195 565	2 274 100					
2008	2 362 148	2 077 635	2 271 647					
2009	2 353 305	2 053 405	2 247 566					
2010	2 344 466	2 257 722						
2011	2 355 590	2 235 165						
2012	2 356 451	2 186 486						
2013	2 317 390	2 049 467						
2014	2 280 357	2 033 291						
2015	2 256 862							

* Retrospección del registro al momento del nacimiento (véase anexo E para las generaciones 2011-2015).

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

Fuente: Cuadro 3.2, censos de población de 1990, 2000 y 2010, conteo de población de 2005, encuesta intercensal de 2015 y certificado de nacimiento.

4. Certificado de nacimiento de 2009 a 2015.

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 E y en la gráfica 3.3.

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

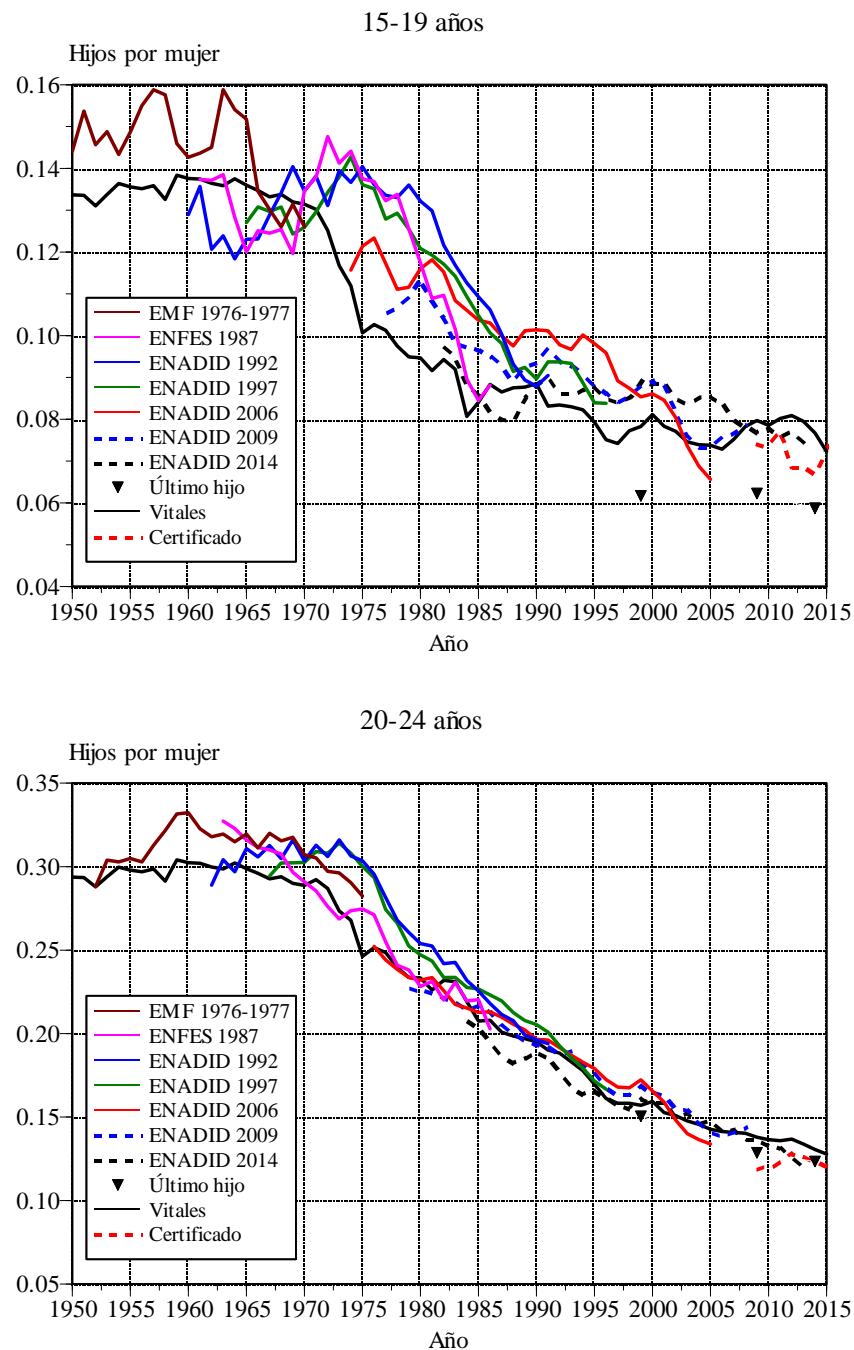
Una inspección visual, de los paneles de la gráfica 3.3 correspondientes a los cuatro grupos quinqueniales del intervalo 20–39 años de edad, muestra una clara proximidad en las tasas de las diez fuentes de datos considerados, salvo mínimos alejamientos de la tendencia temporal identificable. En los dos últimos grupos quinqueniales, la escasez de tasas, excepto en las desprendidas de los registros vitales, aportan poca información para antes de 1990, aunque más cuantiosa en 40–44 años en los últimos cinco lustros. 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 seis grupos etarios; aunque se percibe un claro descenso con el paso del tiempo. En el intervalo 20–39 años, 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; y al final del periodo fértil, la pauta de las tasas derivadas de las estadísticas vitales como referencia simplificó la elección. En el grupo 15–19 años, sin embargo, el escogimiento fue algo arbitrario, aunque la franja que delimitan la mayoría de las observaciones facilitó la selección. Los periodos elegidos para la estimación final se detallan en el cuadro 3.4.

Una vez seleccionadas las tasas, se tomó el promedio aritmético de las elegidas para cada año calendario y grupo de edad fértil. Con el fin de retirar algunas pequeñas irregularidades, la tendencia temporal de cada intervalo se suavizó con el procedimiento robusto *lowess* del paquete de cómputo STATA (2003), usando una ventana de 20% de las observaciones para 15–19 años de edad de la madre, 10% para 20–24, 15% para 25–29, 30–34, 35–39 y 45–49, y 18% para 40–44. El promedio de las observaciones escogidas y su suavización se reproducen en la gráfica 3.4.

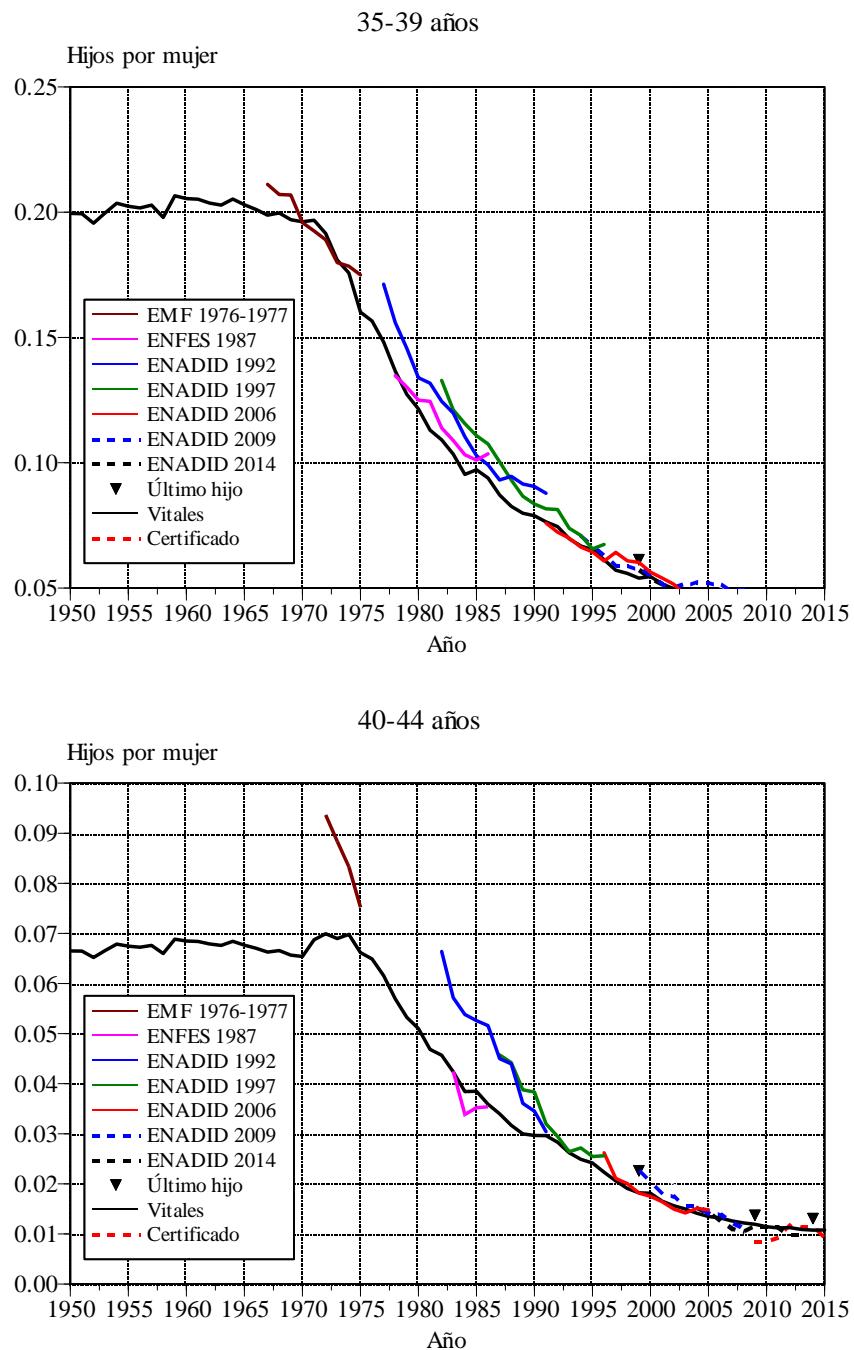
Como un punto de apoyo para analizar los distintos ritmos de descenso de la fecundidad estimada en los últimos años, en la gráfica 3.5 se presenta la proporción de mujeres unidas

¹⁰Por ejemplo, del periodo 1977–1979 se fijó 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.

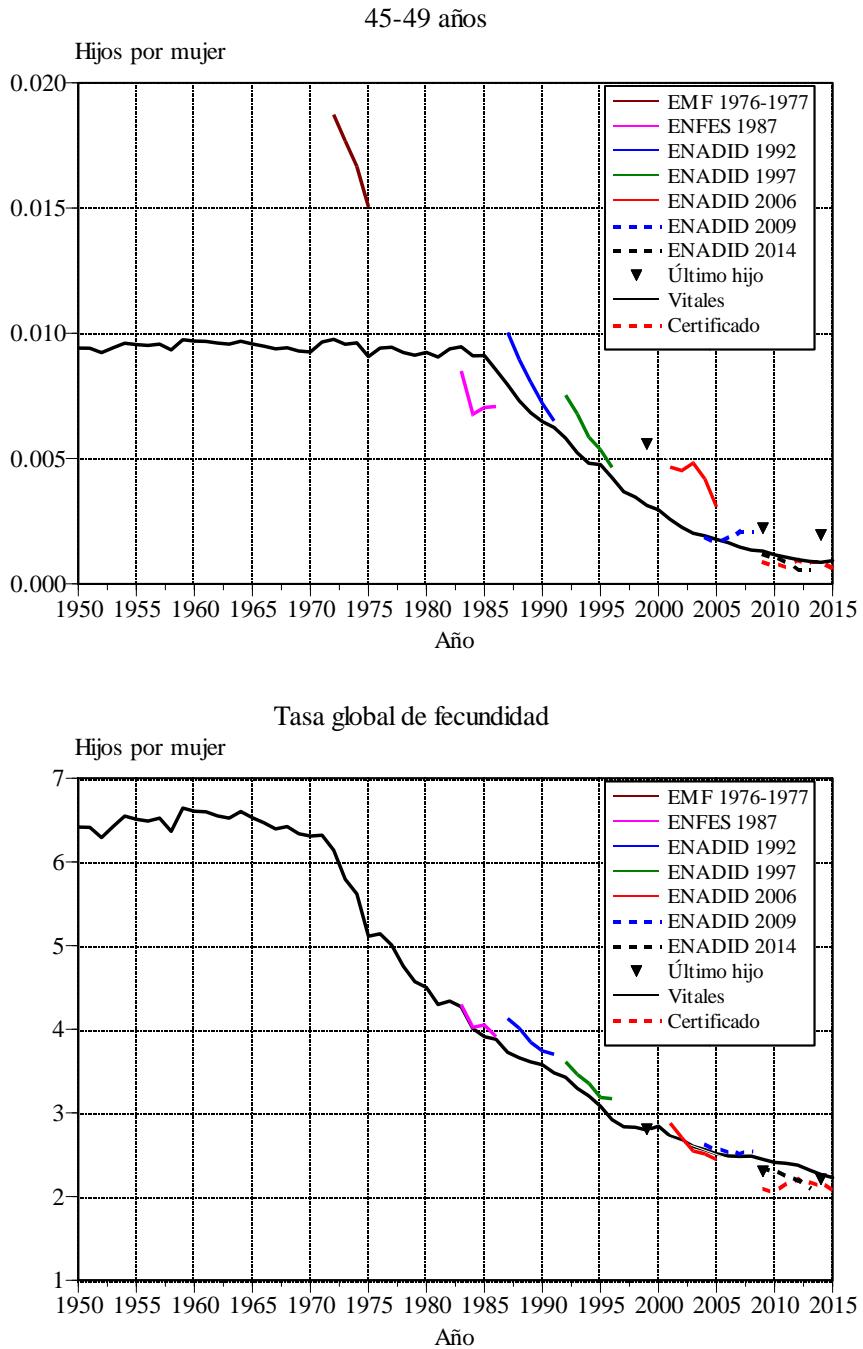
Gráfica 3.3. Tasas de fecundidad específicas por edad de historias de embarazos, estadísticas vitales y certificado de nacimiento, 1950-2015



Gráfica 3.3.
(Continúa)



Gráfica 3.3.
(Concluye)



Fuente: Historias de embarazos de las encuestas de fecundidad, censos de 2000 y 2010, encuesta intercensal 2015, estadísticas vitales 1950-2015 y certificado de nacimiento.

Cuadro 3.4. 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	1968-1986	1973-1986	1978-1986	1983 y 1985-1986	
ENADID 1992	1967-1991	1962-1991	1967-1991	1974-1991	1977-1991	1991	1991
ENADID 97	1966-1996	1967-1996	1972-1996	1977-1996	1982-1996	1991-1996	1995-1996
ENADID 06	1980-2003	1976-2005	1981-2005	1986-2005	1991-2005	1996-2005	
ENADID 09	1980-2008	1979-2008	1984-2008	1989-2008	1994-2008	1999-2008	2004-2008
ENADID 14	1982-2013	1984-2013	1989-2013	1994-2013	1999-2013	2004-2013	2009-2013
Último hijo		1990-2015	1990-2015	1990-2015	1990-2015	1990-2015	2000-2015
Vitales	1966-2015	1950-2015	1950-2015	1950-2015	1950-2015	1950-2015	1950-2015
Certificado	2009-2011 y 2015	2012-2015	2012-2015	2012-2015	2011-2015	2009-2015	2009-2015

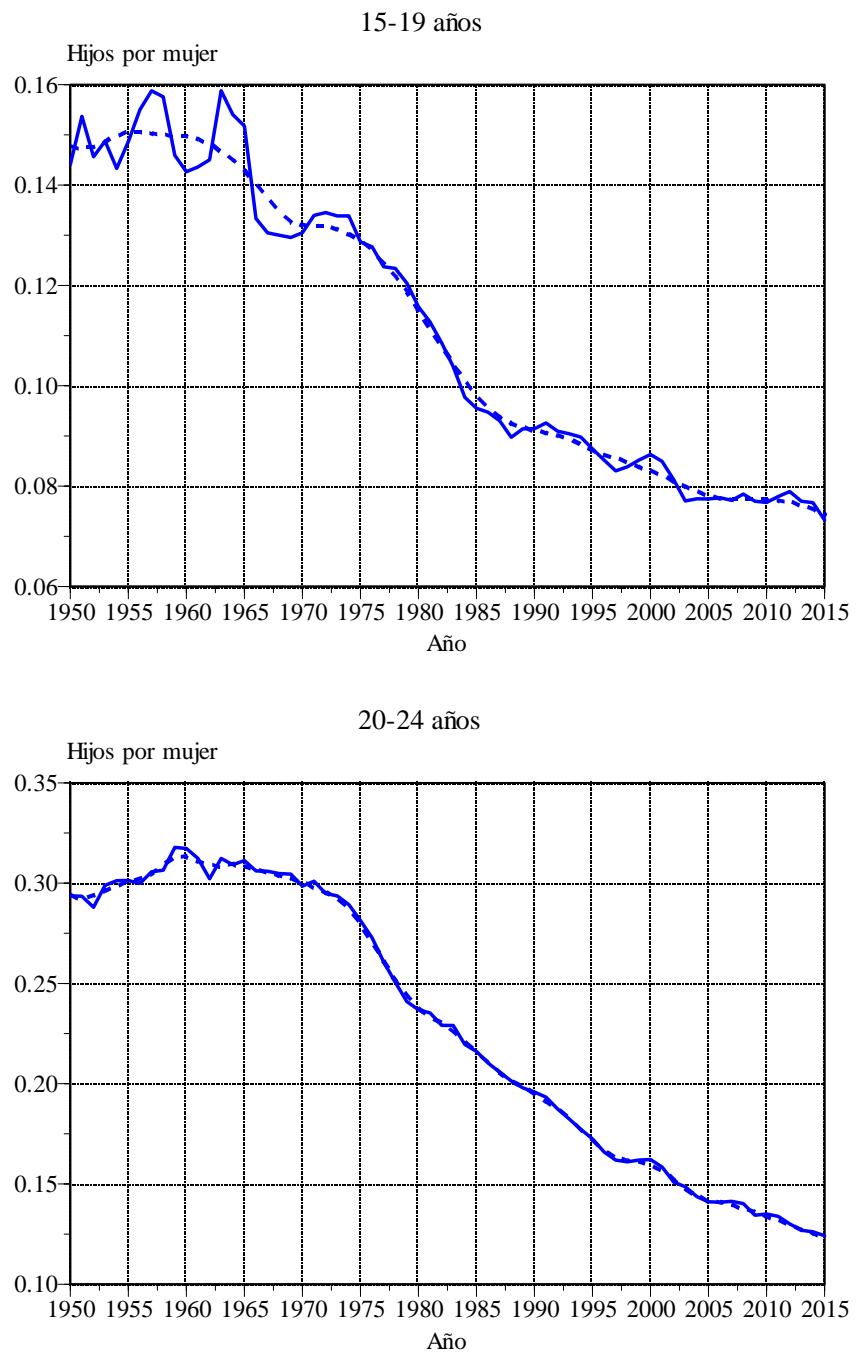
Fuente: Historias de embarazos de las encuestas de fecundidad, censos de 2000 y 2010, encuesta intercensal 2015, estadísticas vitales 1950-2015 y certificado de nacimiento.

en edades reproductivas que declaraba usar algún método anticonceptivo al momento de la encuesta. Se observa que el uso era poco frecuente en 1987, solo algo más de la mitad de las mujeres unidas eran usuarias de anticonceptivos. Un lustro después, el uso aumentó en más de 10 puntos porcentuales. A partir de 1997, los incrementos son cada vez menos pronunciados, mientras entre 2006 y 2009 la proporción de usuarias sólo aumenta en 1.6% y en 2014 se advierte apenas una leve disminución al cabo del quinquenio, con casi tres de cada cuatro mujeres unidas practicando la anticoncepción en 2009–2014.

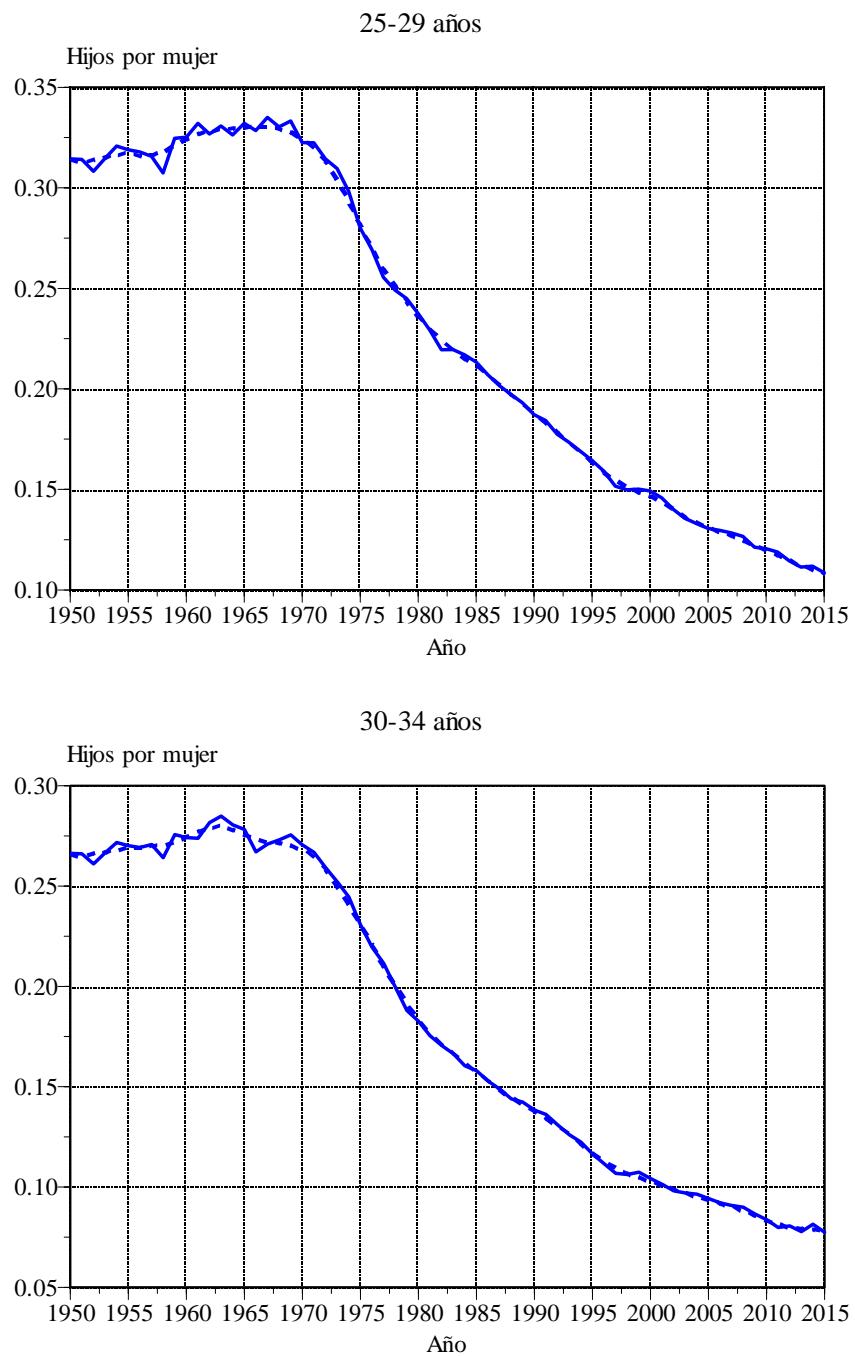
Las tasas por edad para ciertos años seleccionados, que consideramos representan mejor la transición de la fecundidad en México, se presentan en el cuadro 3.5 y en la gráfica 3.6. Antes de la política explícita de planificación familiar, adoptada por el gobierno mexicano a mediados de los años setenta 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 3.5 y la gráfica 3.6.

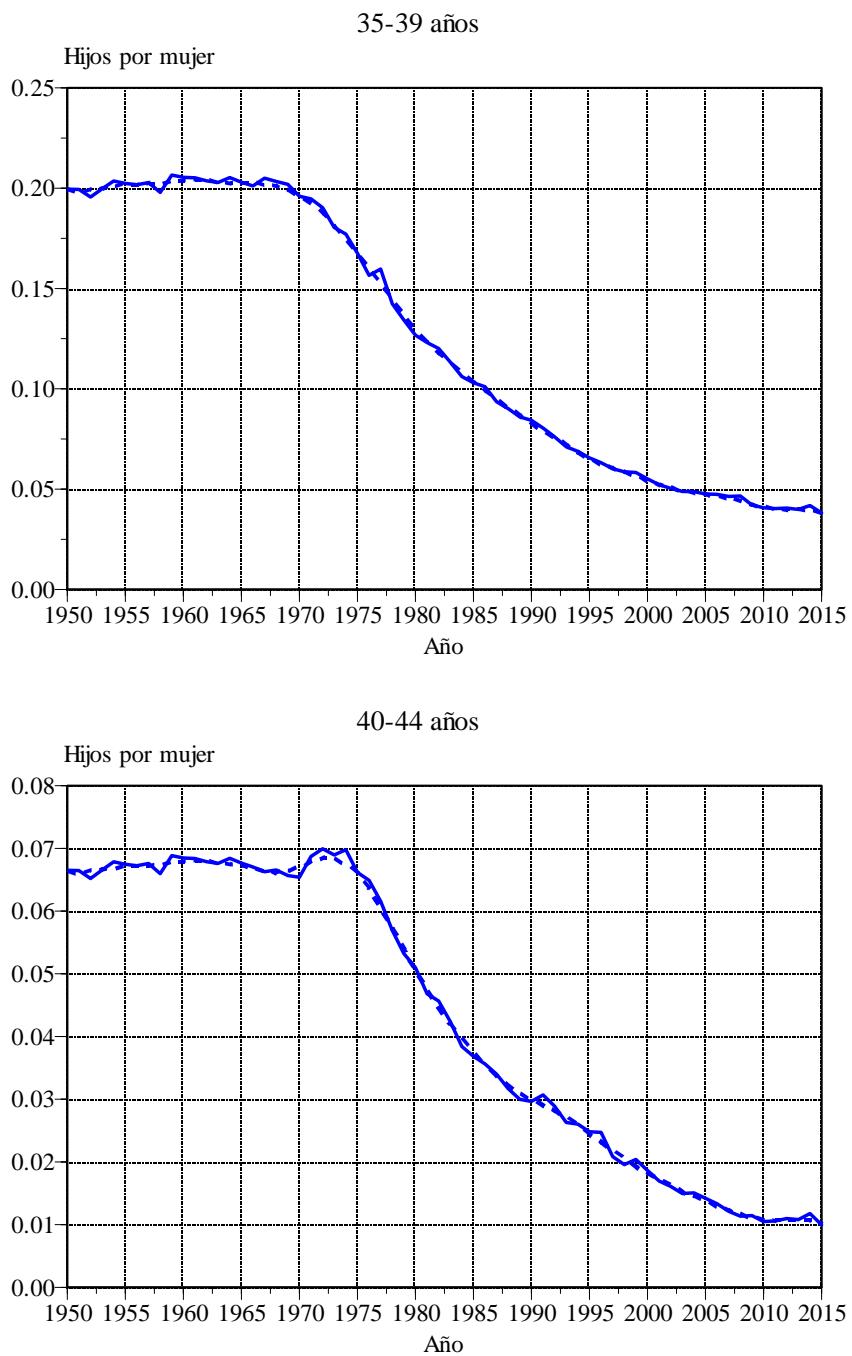
Gráfica 3.4. Tasas de fecundidad específicas por edad de historias de embarazos y estadísticas vitales promedio y suavizadas, 1950-2015



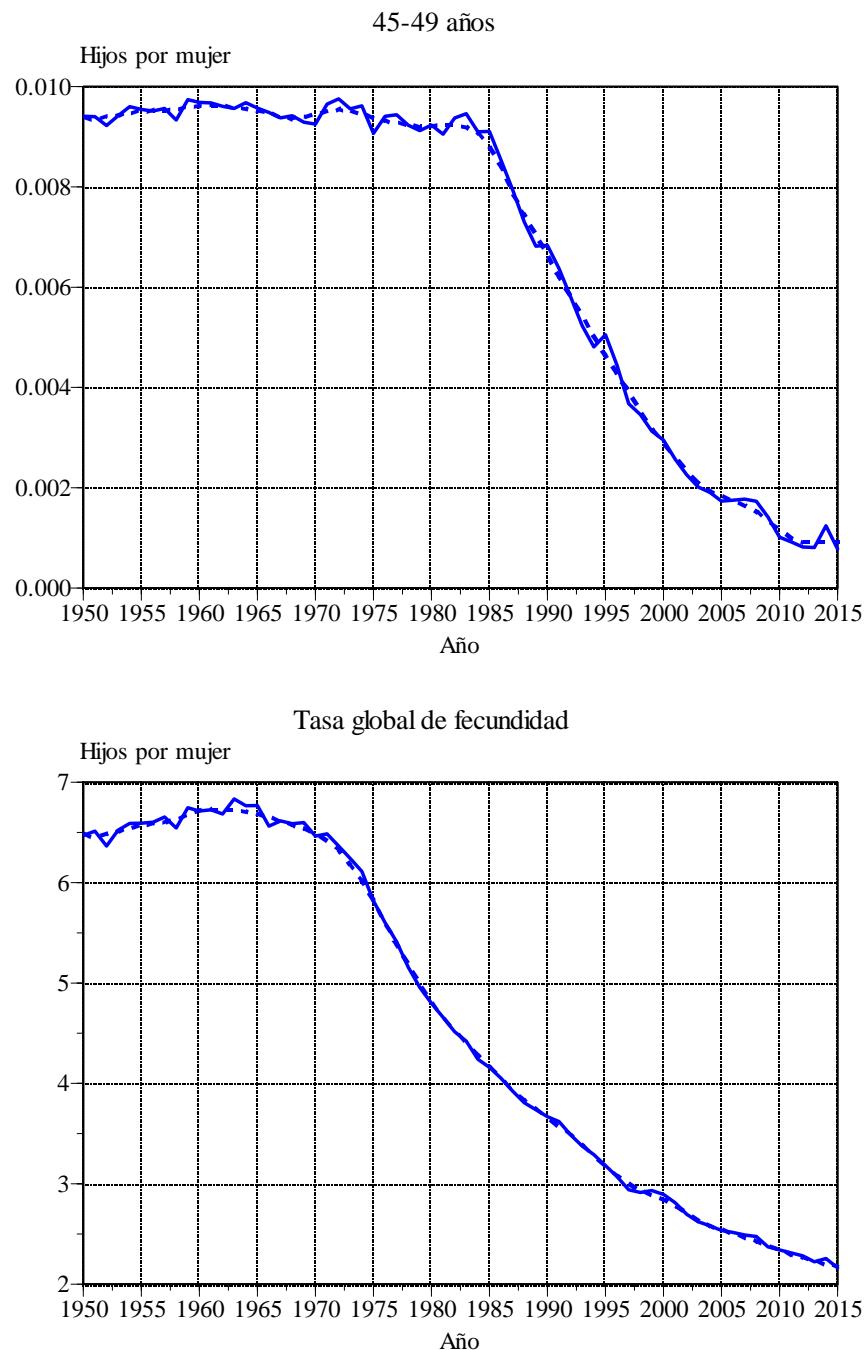
Gráfica 3.4.
(Continúa)



Gráfica 3.4.
(Continúa)

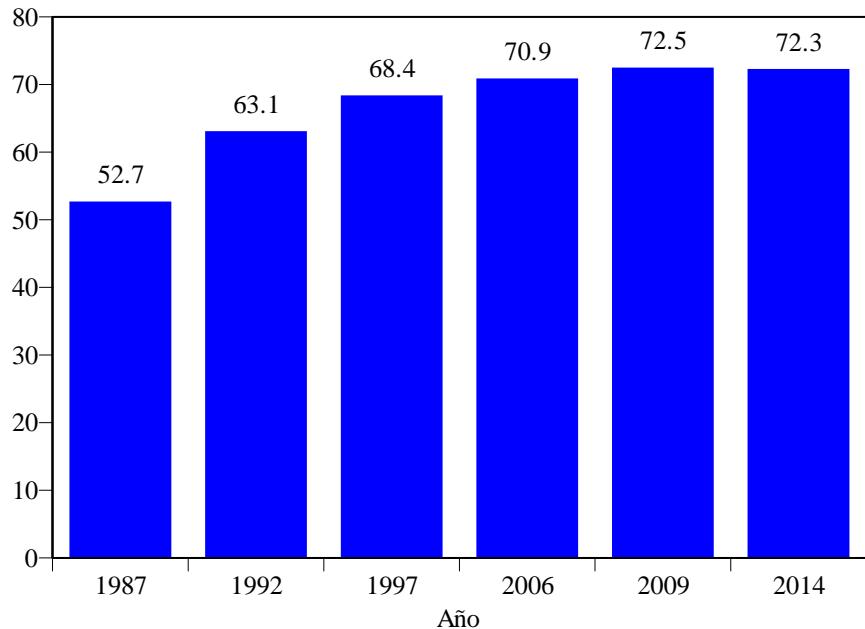


Gráfica 3.4.
(Concluye)



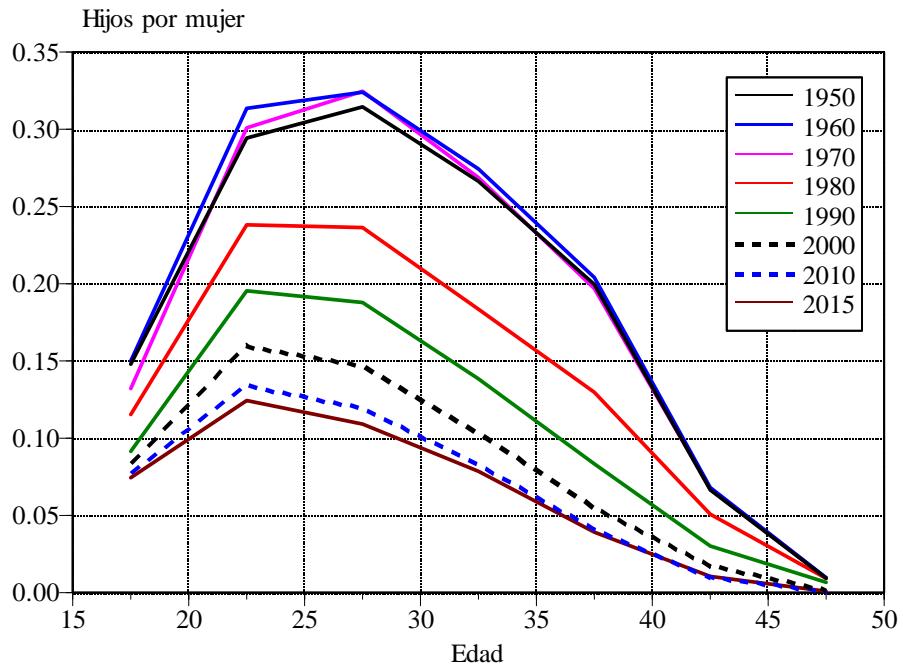
Fuente: Mismas de la gráfica 3.3.

Gráfica 3.5. Porcentaje de mujeres unidas en edades fériles que usan métodos anticonceptivos, 1987-2014



Fuente: ENFES 1987 y ENADID 1992, 1997, 2006, 2009 y 2014.

Geáfica 3.6. Tasas de fecundidad específicas por edad definitivas para años seleccionados



Fuente: Cuadro 3.5.

Cuadro 3.5. Tasas de fecundidad específicas por edad definitivas, 1950-2015

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	0.14784	0.29433	0.31454	0.26638	0.19961	0.06654	0.00941	6.49
1951	0.14761	0.29264	0.31312	0.26517	0.19870	0.06623	0.00937	6.46
1952	0.14773	0.29411	0.31403	0.26594	0.19928	0.06643	0.00940	6.48
1953	0.14867	0.29643	0.31529	0.26701	0.20008	0.06669	0.00944	6.52
1954	0.14994	0.29923	0.31644	0.26812	0.20091	0.06697	0.00948	6.56
1955	0.15070	0.30115	0.31711	0.26918	0.20171	0.06724	0.00951	6.58
1956	0.15078	0.30255	0.31673	0.26947	0.20193	0.06731	0.00952	6.59
1957	0.15053	0.30518	0.31684	0.26985	0.20220	0.06740	0.00954	6.61
1958	0.15022	0.30960	0.31828	0.27068	0.20283	0.06761	0.00957	6.64
1959	0.15012	0.31301	0.32082	0.27196	0.20348	0.06783	0.00960	6.68
1960	0.14996	0.31357	0.32401	0.27432	0.20405	0.06802	0.00962	6.72
1961	0.14947	0.31157	0.32706	0.27722	0.20448	0.06816	0.00964	6.74
1962	0.14842	0.30962	0.32854	0.27904	0.20438	0.06813	0.00964	6.74
1963	0.14692	0.30883	0.32910	0.27955	0.20390	0.06797	0.00962	6.73
1964	0.14517	0.30953	0.32942	0.27846	0.20345	0.06773	0.00958	6.72
1965	0.14305	0.30900	0.33011	0.27621	0.20338	0.06745	0.00954	6.69
1966	0.14044	0.30757	0.33083	0.27404	0.20332	0.06711	0.00950	6.66
1967	0.13751	0.30608	0.33116	0.27264	0.20276	0.06666	0.00943	6.63
1968	0.13477	0.30451	0.33025	0.27181	0.20164	0.06636	0.00939	6.59
1969	0.13293	0.30283	0.32815	0.27099	0.19988	0.06656	0.00940	6.55
1970	0.13216	0.30094	0.32464	0.26872	0.19691	0.06715	0.00946	6.50
1971	0.13207	0.29840	0.31982	0.26444	0.19265	0.06784	0.00951	6.42
1972	0.13198	0.29594	0.31325	0.25830	0.18760	0.06848	0.00955	6.33
1973	0.13150	0.29235	0.30469	0.25044	0.18161	0.06858	0.00953	6.19
1974	0.13057	0.28728	0.29422	0.24131	0.17476	0.06781	0.00948	6.03
1975	0.12909	0.28035	0.28246	0.23148	0.16788	0.06617	0.00941	5.83
1976	0.12706	0.27131	0.27062	0.22098	0.16047	0.06372	0.00934	5.62
1977	0.12458	0.26131	0.26011	0.21029	0.15233	0.06067	0.00929	5.39
1978	0.12176	0.25158	0.25130	0.20042	0.14435	0.05739	0.00926	5.18
1979	0.11866	0.24382	0.24350	0.19149	0.13682	0.05399	0.00923	4.99
1980	0.11528	0.23814	0.23642	0.18352	0.12968	0.05077	0.00921	4.82
1981	0.11164	0.23409	0.23012	0.17682	0.12354	0.04780	0.00923	4.67
1982	0.10794	0.23052	0.22455	0.17120	0.11813	0.04490	0.00924	4.53

Cuadro 3.5.
(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	
1983	0.10432	0.22597	0.21973	0.16622	0.11319	0.04216	0.00921	4.40
1984	0.10095	0.22114	0.21556	0.16165	0.10841	0.03972	0.00908	4.28
1985	0.09799	0.21576	0.21158	0.15725	0.10352	0.03745	0.00881	4.16
1986	0.09559	0.21065	0.20718	0.15299	0.09892	0.03541	0.00840	4.05
1987	0.09387	0.20605	0.20233	0.14906	0.09478	0.03368	0.00794	3.94
1988	0.09275	0.20195	0.19737	0.14534	0.09083	0.03225	0.00748	3.84
1989	0.09202	0.19860	0.19260	0.14184	0.08698	0.03112	0.00705	3.75
1990	0.09145	0.19543	0.18785	0.13837	0.08332	0.03015	0.00664	3.67
1991	0.09092	0.19180	0.18306	0.13471	0.07969	0.02921	0.00623	3.58
1992	0.09031	0.18744	0.17830	0.13072	0.07604	0.02829	0.00582	3.48
1993	0.08949	0.18244	0.17356	0.12630	0.07241	0.02726	0.00544	3.38
1994	0.08847	0.17722	0.16865	0.12154	0.06896	0.02603	0.00506	3.28
1995	0.08743	0.17196	0.16364	0.11686	0.06591	0.02463	0.00467	3.18
1996	0.08654	0.16722	0.15896	0.11283	0.06333	0.02326	0.00430	3.08
1997	0.08579	0.16378	0.15506	0.10969	0.06112	0.02201	0.00392	3.01
1998	0.08503	0.16209	0.15197	0.10728	0.05904	0.02072	0.00353	2.95
1999	0.08414	0.16141	0.14944	0.10531	0.05696	0.01943	0.00318	2.90
2000	0.08319	0.15992	0.14701	0.10348	0.05493	0.01836	0.00287	2.85
2001	0.08225	0.15685	0.14413	0.10151	0.05294	0.01736	0.00259	2.79
2002	0.08128	0.15267	0.14067	0.09942	0.05109	0.01636	0.00234	2.72
2003	0.08023	0.14818	0.13708	0.09744	0.04964	0.01548	0.00211	2.65
2004	0.07918	0.14474	0.13394	0.09569	0.04861	0.01472	0.00194	2.59
2005	0.07830	0.14249	0.13154	0.09414	0.04786	0.01397	0.00184	2.55
2006	0.07773	0.14128	0.12954	0.09256	0.04713	0.01321	0.00177	2.52
2007	0.07751	0.14023	0.12744	0.09070	0.04604	0.01246	0.00168	2.48
2008	0.07753	0.13857	0.12527	0.08858	0.04465	0.01177	0.00154	2.44
2009	0.07758	0.13669	0.12295	0.08628	0.04324	0.01125	0.00137	2.40
2010	0.07752	0.13459	0.12028	0.08398	0.04193	0.01097	0.00117	2.35
2011	0.07730	0.13255	0.11758	0.08194	0.04095	0.01088	0.00102	2.31
2012	0.07695	0.13035	0.11526	0.08054	0.04052	0.01088	0.00095	2.28
2013	0.07648	0.12798	0.11294	0.07961	0.04024	0.01087	0.00093	2.25
2014	0.07572	0.12590	0.11073	0.07904	0.03986	0.01079	0.00093	2.21
2015	0.07438	0.12435	0.10908	0.07854	0.03914	0.01047	0.00093	2.18

* Tasa global de fecundidad

Fuente: Historias de embarazos de las encuestas de fecundidad, censos de 2000 y 2010, encuesta intercensal de 2015, estadísticas vitales 1950-2015 y certificado de nacimiento

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 2010 y de Estados Unidos de 1950 a 2000, encuestas demográficas de hogares levantadas en nuestro país durante los últimos veinticinco años y la American Community Survey (ACS) de Estados Unidos de varios años. 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) a otros 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 2015. 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 1950-2015

Nuestro objetivo es estimar volúmenes consistentes de la emigración mexicana hacia el vecino país entre 1950 y 2015. Nuestras fuentes de datos son los censos de Estados Unidos de 1950 a 2000 y la American Community Survey (ACS) de 2000 a 2015, 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 han sobrevivido a la muerte, sino —sobre todo— porque no han dejado de residir 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 2015.

Para el periodo 2000 a 2015 usamos la información recogida en la American Community

¹La razón por la que se hace este supuesto es la escasez de información sobre ese diferencial 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).

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. En efecto, al inicio de la ACS los mexicanos en la muestra fueron 5,579 en la CPS y 24,696 en la ACS en 2001, cuya expansión equivalía a 8,494,016 y 9,403,069 de personas, respectivamente, esto es, 10.7% más en la ACS; 7,764 y 26,785 muestrales en 2004, y 10,739,692 y 10,404,919 ponderados, respectivamente, 3.1% menos en la ACS; y para el levantamiento de 2015, una muestra de 4,004 en CPS y 93,030 en ACS, y cifras expandidas de 12,273,493 y 11,906,325, respectivamente, con 3.0% menos en la ACS.

Es innegable que, para la misma población y diseños adecuados, un mayor tamaño de muestra ofrece resultados más precisos que uno menor. La evidencia del párrafo anterior es contundente: la muestra de la ACS fue 4.4 veces la de la CPS en 2001, 3.4 en 2004 y hasta 23.2 veces en 2015. Por otro lado, la única diferencia significativa la tenemos en 2001, cuando la cifra expandida de la ACS fue 10.7% mayor; sin embargo, el volumen de mexicanos de la ACS de 2001 (9,403,069) es más consistente con los censados en 2000 (9,325,452) que la cifra ponderada de la CPS para 2001 (8,494,016). Fue bajo estas líneas de razonamiento que retuvimos la ACS.

Disponemos de datos anuales para la primera década 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

⁵Omitimos el levantamiento de la ACS de 2000, porque fue una prueba de menor tamaño que los levan-

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 desecharmos porque implicaría introducir probabilidades de retorno y de supervivencia, como en la retrospección que presentamos adelante para el periodo 1950–2000.⁶

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 qué 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, 85,470 mujeres para 2014 que fueron enumeradas en 2015, como se puede ver en el penúltimo renglón del panel correspondiente en el cuadro 4.2. Como aún no disponemos del levantamiento de la ACS de 2016, para el monto de 2015 supusimos la misma proporción que para 2014, esto es, para hombres $101,349 = 71,159 \times (103,067/72,365)$ y para mujeres $90,969 = 49,544 \times (85,470/46,549)$.

Nuestro objetivo es hacer la conciliación demográfica nacional con periodicidad anual, con lo cual, es necesario desagregar —año con año— las cifras quinquenales 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 períodos 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 extraímos directamente del censo de 2000. Suponemos que 90 años es una edad suficientemente alta

tamientos 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.

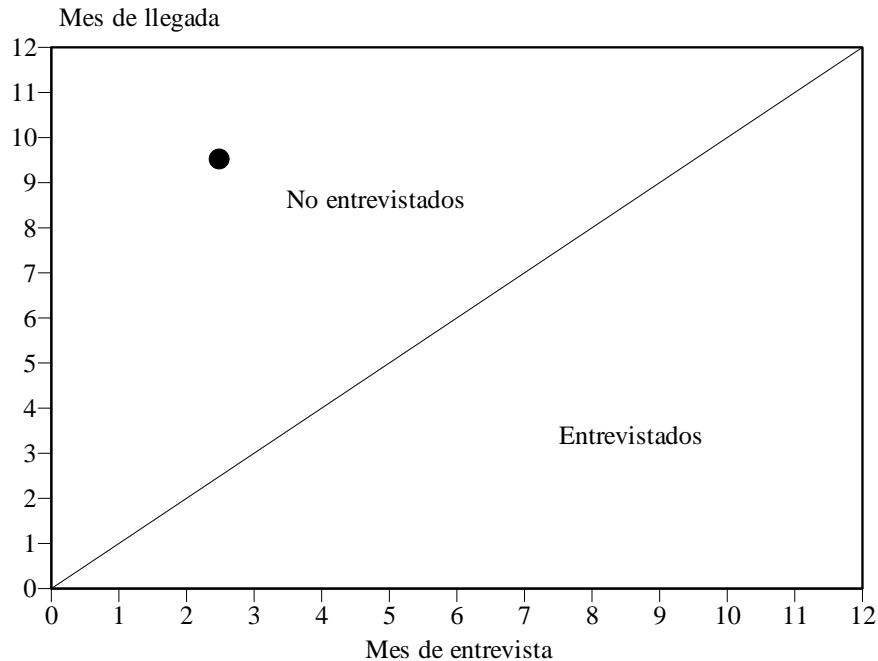
Cuadro 4.2. Mexicanos residentes en Estados Unidos por año de llegada y de levantamiento de la ACS, 2001-2015

Cuadro 4.2.
(Concluye)

Año de llegada	Año de levantamiento					Mujeres	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
	2001	2002	2003	2004	2005										
2000	232 319	246 227	273 180	256 679	304 603	319 893	330 786	313 396	293 697	373 613	335 019	312 464	321 466	339 620	321 921
2001	111 512	187 513	185 738	209 157	215 744	231 749	199 357	186 515	226 534	203 232	253 228	209 362	238 411	218 909	229 305
2002	80 610	166 290	183 869	210 488	189 676	208 198	193 529	178 638	201 139	184 107	229 194	187 142	180 227	195 988	
2003	89 165	161 813	201 329	206 399	190 725	200 512	192 450	165 592	183 085	172 469	208 217	181 893	163 716		
2004	99 191	185 463	159 554	172 000	190 548	198 426	185 558	183 709	179 990	161 153	214 268	171 560			
2005	86 851	157 496	166 532	170 727	175 619	214 445	192 771	180 677	199 147	182 741	203 131				
2006		80 929	138 613	126 686	139 163	151 589	147 814	138 126	138 040	146 111	134 705				
2007		66 261	102 350	115 276	137 354	115 442	113 657	128 468	125 648	118 560					
2008		54 438	91 774	119 166	105 750	103 671	101 137	102 116	109 615						
2009		42 926	84 309	83 988	81 541	73 945	81 178	87 844							
2010		42 044	79 092	70 378	69 866	71 087	88 847								
2011			44 096	65 091	66 006	74 703	61 522								
2012				38 299	73 849	72 774	67 882								
2013					36 203	62 287	76 522								
2014						46 549	85 470								
2015							49 544								

Fuente: American Community Survey de 2000 a 2015, bases de microdatos descargadas del sitio de Internet del U. S. Bureau of the Census.

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



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 2000, clasificamos a la población por grupos quinqueniales de edad, sexo, país de nacimiento (Méjico u otro) y país de residencia en 1995 (Méjico, otro y no especificado). Para cada edad, sexo y país de nacimiento se prorróteó 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 estimada a mediados de 2000 en el apartado 2.2.2. Las cifras correspondientes, para quienes nacieron en Méjico y vivían en Estados Unidos en 1995, que denominamos *retornos*, se reproducen en el cuadro 4.3.

El modelo biregional consiste de una extensión a la Demografía del modelo de procesos estocásticos de cadenas de Markov (Rogers 1968, 1975, 1995). Denotemos por ${}_5\widehat{P}_{i,x}(t)$ a las personas de edades cumplidas x a $x + 4$ residentes en la región i al momento t y por ${}_5\widehat{O}_{i,j,x}(t, t + 5)$ 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 Méjico y 2 para Estados Unidos. Bajo una óptica prospectiva tenemos que el total en i al inicio del lustro es:

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

y, bajo una óptica retrospectiva:

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			Residentes en 1995 (5)	Probabilidad de emigrar (6)	1995-2000			Residentes en 2000 (10)	Residentes en 1990-1995 (11)
				Emigrantes (4)	Inmigrantes (5)	Residentes en 1995 (6)			Emigrantes (8)	Inmigrantes (9)	Residentes en 2000 (10)		
<i>Residentes en México</i>													
0-4	5 788 072	0	0	5 788 072	0.01781	103 110	0	5 684 962					
5-9	5 948 809	53 862	0	5 894 947	0.02126	125 314	6 045	5 775 678	0.00000				
10-14	5 657 174	105 946	4 142	5 555 370	0.01685	93 595	6 833	5 468 608	0.00075				
15-19	5 266 193	99 593	4 463	5 171 063	0.04635	239 699	6 013	4 937 377	0.00086				
20-24	4 969 731	200 850	4 369	4 773 250	0.08274	394 936	19 265	4 397 579	0.00092				
25-29	4 441 797	272 058	14 147	4 183 886	0.06003	251 163	31 731	3 964 454	0.00338				
30-34	3 698 401	128 549	21 140	3 590 992	0.03767	135 276	27 966	3 483 682	0.00589				
35-39	3 163 826	70 502	18 065	3 111 389	0.02759	85 830	18 364	3 043 923	0.00581				
40-44	2 612 802	39 912	11 565	2 584 455	0.01923	49 704	11 367	2 546 118	0.00447				
45-49	2 065 010	22 739	7 134	2 049 405	0.01500	30 751	7 079	2 025 733	0.00348				
50-54	1 637 454	13 562	4 515	1 628 407	0.01139	18 542	4 608	1 614 473	0.00277				
55-59	1 306 743	9 013	3 072	1 300 802	0.00885	11 509	3 233	1 292 526	0.00236				
60-64	1 043 978	5 183	2 150	1 040 945	0.00759	7 897	2 527	1 035 575	0.00207				
65-59	808 028	3 403	1 648	806 273	0.00579	4 665	2 019	803 627	0.00204				
70-74	588 905	2 333	1 323	587 895	0.00614	3 610	929	585 214	0.00225				
75-79	398 083	1 569	533	397 047	0.00515	2 045	489	395 491	0.00134				
80-84	247 009	911	263	246 361	0.00377	929	225	245 657	0.00107				
85-89	145 222	507	112	144 827	0.00396	574	90	144 343	0.00078				
90-94	68 477	186	36	68 327	0.00000	0	0	68 327	0.00053				
95-99	22 021	0	0	22 021	0.00000	0	0	22 021	0.00000				
100-104	3 532	0	0	3 532	0.00000	0	0	3 532	0.00000				
105-109	228	0	0	228	0.00000	0	0	228	0.00000				

Cuadro 4.3.
(Concluye)

Edad en 2000	Efectivos en 1990	Probabilidad sobrevivir	Residentes en 1990	1990-1995			Residentes en 1995	Probabilidad de emigrar	1995-2000			Residentes en 2000	Residentes en 1990-1995
				(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>Residentes en Estados Unidos</i>													
0-4			0	0	0	0	0	0	0.00000	0	0	103 110	0
5-9	50 701	0.99211	50 301	0	0	53 862	53 862	0.11223	6 045	125 314	173 131	478 17	
10-14	100 722	0.99355	100 072	4 142	105 946	152 105	0.04492	6 833	93 595	238 867	101 187		
15-19				4 463	99 593	195 202	0.03080	6 013	239 699	428 888	96 525		
20-24	146 662	0.98852	144 978	4 369	200 850	341 459	0.05642	19 265	394 936	717 130	189 518		
25-29	323 354	0.98138	317 333	14 147	272 058	575 244	0.05516	31 731	251 163	794 676	257 051		
30-34	528 952	0.97509	515 774	21 140	128 549	623 183	0.04488	27 966	135 276	730 493	122 780		
35-39	506 211	0.96994	490 996	18 065	70 502	543 433	0.03379	18 364	85 830	610 899	68 120		
40-44	399 140	0.96393	384 742	11 565	39 912	413 089	0.02752	11 367	49 704	451 426	38 814		
45-49	290 937	0.95451	277 702	7 134	22 739	293 307	0.02414	7 079	30 751	316 979	22 190		
50-54	198 809	0.93933	186 748	4 515	13 562	195 795	0.02353	4 608	18 542	209 729	13 243		
55-59	133 306	0.91601	122 110	3 072	9 013	128 051	0.02525	3 233	11 509	136 327	8 785		
60-64	93 249	0.88178	82 225	2 150	5 183	85 258	0.02964	2 527	7 897	90 628	5 029		
65-59	68 683	0.83333	57 236	1 648	3 403	58 991	0.03423	2 019	4 665	61 637	3 287		
70-74	50 837	0.76710	38 997	1 323	2 333	40 007	0.02322	929	3 610	42 688	2 279		
75-79	39 888	0.68013	27 129	533	1 569	28 165	0.01736	489	2 045	29 721	1 542		
80-84	25 918	0.57185	14 821	263	911	15 469	0.01455	225	929	16 173	898		
85-89	18 949	0.44568	8 445	112	507	8 840	0.01018	90	574	9 324	502		
90-94	11 504	0.30738	3 536	36	186	3 686	0.01707	0	0	3 686	183		
95-99	7 493	0.17162	1 286	0	0	1 286	0.01832	0	0	0	1 286	0	
100-104	2 023	0.06721	136	0	0	136	0.01449	0	0	0	136	0	
105-109*	614	0.01466	9	0	0	9	0.00000	0	0	0	9	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.

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

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

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

y por (4.2):

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

de donde, despejando:

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

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:

$${}_5\widehat{P}_{1,20}(2000) = 4,397,579 \quad {}_5\widehat{O}_{1,2,15}(1995, 2000) = 394,936$$

$$\text{y } {}_5\widehat{O}_{2,1,15}(1995, 2000) = 19,265$$

entonces, evaluando (4.4):

$${}_5\widehat{P}_{1,15}(1995) = 4,397,579 + 394,936 - 19,265 = 4,773,250$$

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

$${}_5\widehat{P}_{2,15}(1995) = 717,130 + 19,265 - 394,936 = 341,459$$

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:

$${}_5\widehat{S}_{2,1,15}(1995, 2000) = \frac{{}_5\widehat{O}_{2,1,15}(1995, 2000)}{{}_5\widehat{P}_{2,15}(t)} = \frac{19,265}{341,459} = 0.05642$$

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

$${}_5\widehat{S}_{2,2,15}(1995, 2000) = \frac{{}_5\widehat{O}_{2,2,15}(1995, 2000)}{{}_5\widehat{P}_{2,15}(t)} = \frac{322,194}{341,459} = 0.94358$$

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:

$${}_5\widehat{S}_{2,1,15}(1995, 2000) + {}_5\widehat{S}_{2,2,15}(1995, 2000) = 0.05642 + 0.94358 = 1$$

esto se debe a que, bajo nuestro esquema biregional, 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 “~” 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, el número *real* de emigrantes es ${}_5\widehat{O}_{1,2,x}(1990, 1995)$, 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:

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

Para nuestro ejemplo de los varones de 20–24 años en 2000, como ${}_5\widetilde{O}_{2,1,x}(1990, 1995) = 189,518$ del cuadro 4.3 y ${}_5\widehat{S}_{2,2,15}(1995, 2000) = 0.94358$, entonces:

$${}_5\widehat{O}_{1,2,15}(1990, 1995) = \frac{189,518}{0.94358} = 200,850$$

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 1995) 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 y 2010, el conteo de 2005 y la Encuesta Intercensal de 2015, permite derivar directamente los migrantes de los tres quinquenios del periodo 2000–2015.

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:

$${}_5\hat{O}_{2,1,15}(1990, 1995) = 4,369 = 4,773,250 \times 0.00092$$

como se puede ver en la columna (5) del cuadro 4.3 para los residentes 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:

$${}5\hat{P}_{2,10}(1990) = 341,459 + 4,369 - 200,850 = 144,978$$

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

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	0.000262	0.000353	0.000444	0.000746	0.001047
10-14	0.000304	0.000390	0.000477	0.000863	0.001249
15-19	0.001150	0.000882	0.000613	0.000915	0.001218
20-24	0.004234	0.003308	0.002382	0.003381	0.004381
25-29	0.004982	0.004376	0.003770	0.005887	0.008004
30-34	0.004396	0.003991	0.003585	0.005806	0.008028
35-39	0.003734	0.003325	0.002917	0.004475	0.006033
40-44	0.003269	0.002883	0.002498	0.003481	0.004465
45-49	0.002930	0.002491	0.002051	0.002773	0.003494
50-54	0.002497	0.002183	0.001869	0.002362	0.002854
55-59	0.002128	0.001879	0.001629	0.002065	0.002501
60-64	0.001748	0.001698	0.001647	0.002044	0.002440
65-59	0.001661	0.001825	0.001989	0.002251	0.002512
70-74	0.001415	0.001257	0.001099	0.001343	0.001587
75-79	0.001367	0.001133	0.000899	0.001067	0.001236
80-84	0.001165	0.000901	0.000636	0.000775	0.000915
85-89	0.001112	0.000775	0.000438	0.000531	0.000623
Mujeres					
0-4	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
5-9	0.000253	0.000348	0.000443	0.000766	0.001089
10-14	0.000304	0.000409	0.000514	0.000918	0.001321
15-19	0.000777	0.000725	0.000673	0.000967	0.001260
20-24	0.001736	0.001448	0.001160	0.001689	0.002218
25-29	0.001931	0.001754	0.001577	0.002676	0.003774
30-34	0.001646	0.001622	0.001597	0.002598	0.003599
35-39	0.001098	0.001235	0.001371	0.001898	0.002424
40-44	0.000873	0.000969	0.001066	0.001372	0.001678
45-49	0.000793	0.000841	0.000889	0.001156	0.001424
50-54	0.000975	0.000913	0.000851	0.001121	0.001391
55-59	0.001111	0.001033	0.000956	0.001213	0.001469
60-64	0.001085	0.001076	0.001066	0.001271	0.001475
65-59	0.000970	0.000947	0.000924	0.001115	0.001307
70-74	0.000896	0.000852	0.000808	0.000914	0.001020
75-79	0.000851	0.000795	0.000739	0.000858	0.000976
80-84	0.000735	0.000652	0.000569	0.000673	0.000777
85-89	0.000734	0.000687	0.000641	0.000867	0.001093

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

Cuadro 4.5. Varones mexicanos residentes en Estados Unidos por periodo de llegada y edad, censados y estimados por retrospección, 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	2 997 952	952 389	652 249	1 393 314
0-4	52 447	52 447	0	0	50 701	50 701	0	0
5-9	78 906	57 289	21 617	0	100 722	73 128	27 594	0
10-14	105 632	45 370	35 774	24 488	146 662	62 993	49 669	34 000
15-19	216 179	111 938	39 798	64 443	323 354	167 433	59 529	96 392
20-24	396 386	204 123	110 749	81 514	528 952	272 389	147 788	108 775
25-29	369 782	113 548	123 656	132 578	506 211	155 441	169 278	181 492
30-34	351 037	62 738	87 265	201 034	399 140	71 335	99 223	228 582
35-39	238 715	32 106	34 772	171 837	290 937	39 130	42 379	209 428
40-44	166 423	17 940	18 408	130 075	198 809	21 431	21 990	155 388
45-49	116 022	12 557	12 178	91 287	133 306	14 428	13 992	104 886
50-54	84 561	8 159	7 475	68 927	93 249	8 997	8 243	76 009
55-59	58 617	4 981	4 172	49 464	68 683	5 836	4 888	57 959
60-64	41 241	3 119	2 532	35 590	50 837	3 845	3 121	43 871
65-69	34 667	1 976	1 638	31 053	39 888	2 274	1 885	35 729
70-74	20 350	1 174	1 000	18 176	25 918	1 495	1 274	23 149
75-79	17 222	834	649	15 739	18 949	918	714	17 317
80-84	11 435	372	397	10 666	11 504	381	407	10 716
85-89	7 215	222	241	6 752	7 493	234	254	7 005
90-94	2 013	0	21	1 992	2 023	0	21	2 002
95-99	543	0	0	543	520	0	0	520
100 o más	98	0	0	98	94	0	0	94

Fuente: Censo de población de 1990 y cuadro 4.3.

$${}_5P_{i,x}(1990) = \frac{{}5\hat{P}_{i,x}(1990)}{{}5S_x(1990, 2000)} \quad (4.8)$$

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:

$${}_5P_{2,10}(1990) = \frac{{}5\hat{P}_{2,10}(1990)}{{}5S_{10}(1990, 2000)} = \frac{144,779}{0.98852} = 146,662$$

población que se muestra en la primera columna del cuadro 4.3. Se advierte que la suma sobre todas las edades asciende a 2,997,952, la cual es 26.5% superior al total censado 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:

$$62,993 = 45,370 \times \frac{146,662}{105,632}$$

y durante 1980–1985:

$$49,669 = 35,774 \times \frac{146,662}{105,632}$$

y para antes de 1980:

$$34,000 = 146,662 - 62,993 - 49,669$$

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 retorna 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):⁷

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

donde $\widehat{\widehat{O}}_{2,1,x}(1990, 1995)$ son los emigrantes totales de México entre 1990 y 1995, 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:

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

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:

⁷Recuérdese que para los migrantes O la edad es al final del quinquenio y para el cociente de supervivencia S es al inicio.

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	149 597	82 211	67 386
1955-1960	234 795	117 607	117 188
1960-1965	318 245	170 996	147 249
1965-1970	415 328	222 885	192 443
1970-1975	815 085	454 352	360 733
1975-1980	1 041 547	597 977	443 570
1980-1985	1 172 002	689 428	482 574
1985-1990	1 652 219	959 398	692 821
1990-1995	1 979 329	1 049 640	929 689
1995-2000	2 695 708	1 568 652	1 127 056

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

$$\begin{aligned}
 {}_5O_{2,1,x}(1995, 2000) &= \frac{1}{2} \left[{}_5\widehat{O}_{2,1,x}(1995, 2000) + \frac{{}_5\widehat{O}_{2,1,x}(1995, 2000)}{{}_5S_{x-5}(1995, 2000)} \right] \\
 &= {}_5\widehat{O}_{2,1,x}(1995, 2000) \left[\frac{1 + {}_5S_{x-5}(1995, 2000)}{2 {}_5S_{x-5}(1995, 2000)} \right]
 \end{aligned} \tag{4.9}$$

y, para el primer quinquenio:

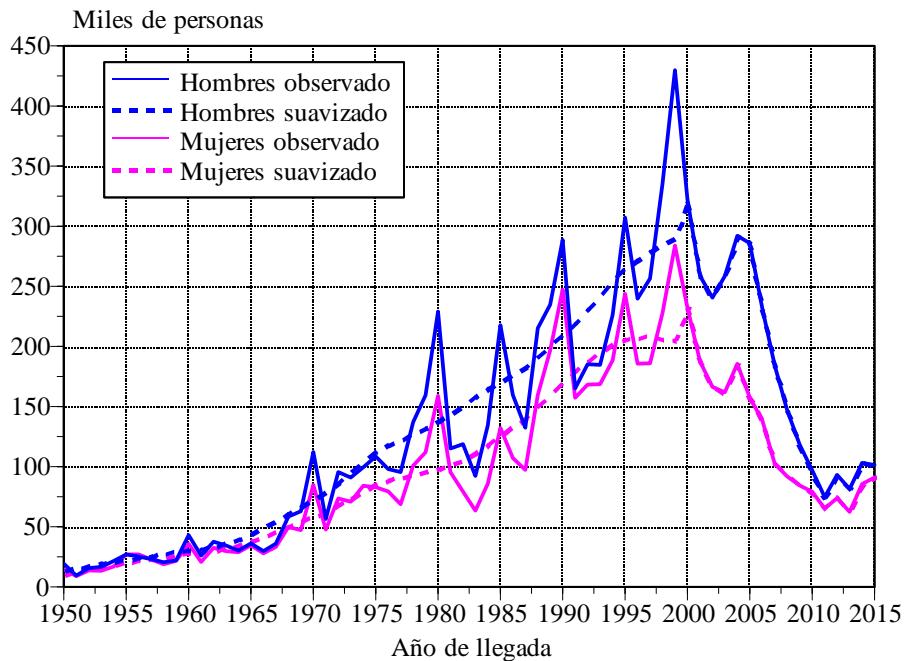
$${}_5O_{2,1,x}(1990, 1995) = {}_5\widehat{O}_{2,1,x}(1990, 1995) \left[\frac{1 + {}_5S_{x-5}(1990, 1995)}{2 {}_5S_{x-5}(1990, 1995)} \right]$$

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 2000,⁸ 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 quinqueniales, es adecuado suponer que la presumible selectividad no debe ser distinta entre las cinco cohortes de llegada de cada uno de los flujos quinqueniales de 1950 a 2010. La serie anual de mexicanos residentes en Estados Unidos por año de llegada se reproduce en la gráfica 4.1.

⁸<https://usa.ipums.org/usa/sampdesc.shtml>.

Gráfica 4.1. Población nacida en México residente en Estados Unidos según año de llegada y sexo, 1950-2015



Fuente: Censos de Estados Unidos de 1970 a 2000 y ACS de 2000-2015; ajustados 1950-1999.

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 2015. La suavización se incluye en la gráfica 4.1. Para cada quinquenio, los valores anuales de la suavización se proporcionaron al total estimado del cuadro 4.6, los resultados se reproducen en el cuadro 4.7.

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.

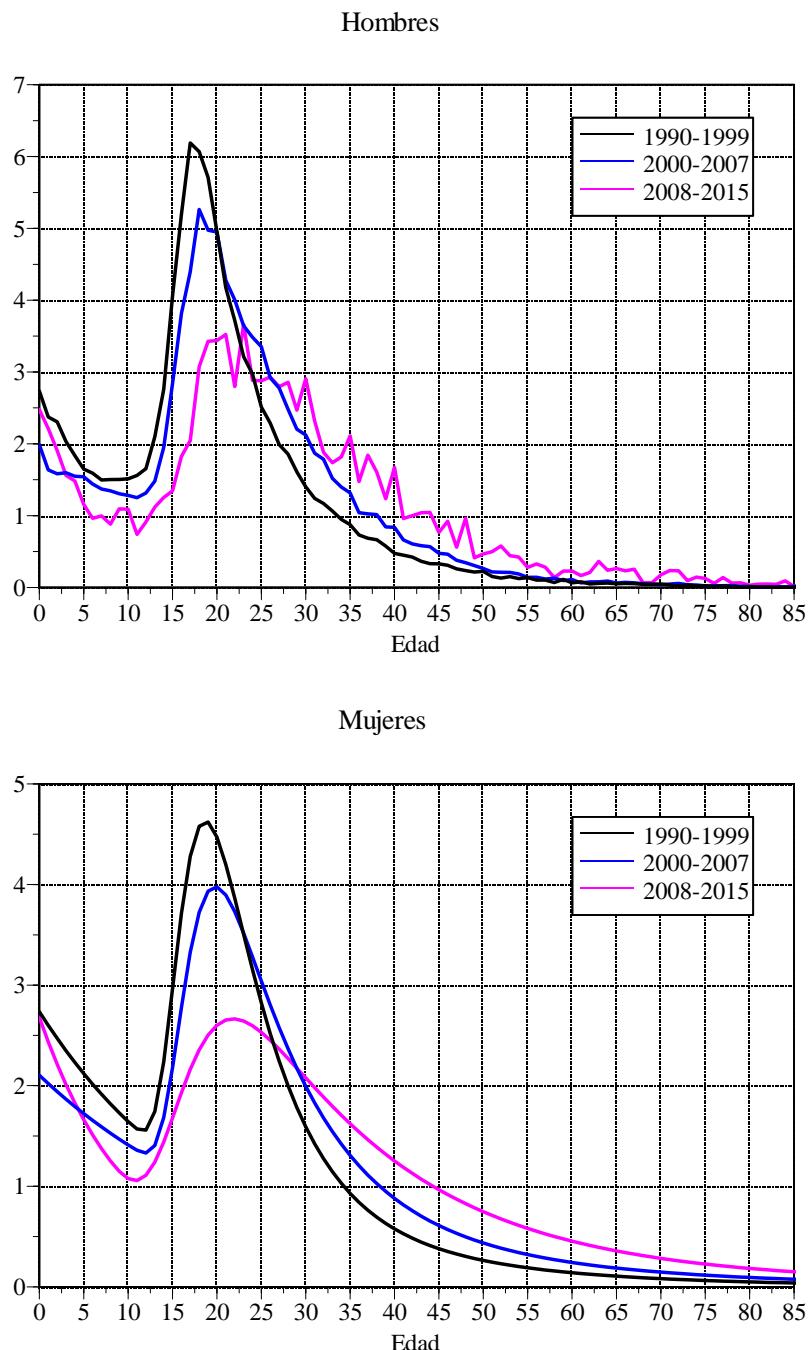
En la gráfica 4.2 se presentan las estructuras por edad de mexicanos que llegaron a Estados Unidos en la década previa al censo de 2000 y para dos períodos de siete años de la ACS. Se presentan agrupados en esos largos periodo de tiempo, buscando una pauta etaria la más suave posible, y corresponden a la media aritmética de las estructuras de cada uno de

Cuadro 4.7. Mexicanos residentes en Estados Unidos por año de llegada y sexo, 1950-2015

Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres
1950	23 778	13 584	10 194	1972	154 443	86 395	68 048	1994	455 827	254 324	201 503
1951	28 241	15 605	12 636	1973	168 481	94 835	73 646	1995	469 709	264 137	205 572
1952	32 168	17 319	14 849	1974	182 878	103 486	79 392	1996	479 042	271 792	207 250
1953	35 455	18 762	16 693	1975	195 748	111 247	84 501	1997	485 887	278 411	207 476
1954	38 581	20 242	18 339	1976	205 789	117 403	88 386	1998	491 373	284 549	206 824
1955	41 755	21 859	19 896	1977	213 409	122 289	91 120	1999	494 477	289 431	205 046
1956	45 019	23 585	21 434	1978	220 349	127 024	93 325	2000	554 773	322 454	232 319
1957	48 247	25 298	22 949	1979	227 593	132 121	95 472	2001	446 310	258 797	187 513
1958	51 317	26 907	24 410	1980	235 097	137 385	97 712	2002	406 865	240 575	166 290
1959	54 041	28 321	25 720	1981	243 884	143 204	100 680	2003	420 350	258 537	161 813
1960	56 431	29 565	26 866	1982	254 840	149 823	105 017	2004	477 456	291 993	185 463
1961	58 996	30 955	28 041	1983	268 296	157 249	111 047	2005	443 393	285 897	157 496
1962	62 401	32 902	29 499	1984	282 552	164 496	118 056	2006	370 496	231 883	138 613
1963	67 441	35 843	31 598	1985	296 127	170 839	125 288	2007	286 432	184 082	102 350
1964	73 967	39 640	34 327	1986	309 004	176 467	132 537	2008	228 660	146 886	91 774
1965	81 626	44 072	37 554	1987	322 759	182 468	140 291	2009	202 570	118 261	84 309
1966	90 074	48 940	41 134	1988	339 266	190 061	149 205	2010	176 017	96 925	79 092
1967	99 213	54 176	45 037	1989	358 185	199 148	159 037	2011	139 703	74 612	65 091
1968	109 141	59 852	49 289	1990	377 476	208 686	168 790	2012	166 947	93 098	73 849
1969	119 722	65 926	53 796	1991	396 826	218 783	178 043	2013	143 656	81 369	62 287
1970	130 580	72 236	58 344	1992	416 963	230 111	186 852	2014	188 537	103 067	85 470
1971	141 989	78 959	63 030	1993	437 392	242 434	194 958	2015	192 318	101 349	90 969

Fuente: Censos de Estados Unidos de 1970 a 2000 y American Community Survey de 2000 a 2015; ajustados de 1950 a 1999.

Gráfica 4.2. Estructura por edad de los mexicanos residentes en Estados Unidos para tres períodos de llegada, 1990--2015
(Porcentaje)



Fuente: Estimaciones con base en el censo de 2000 y la ACS de 2001 a 2015.

Cuadro 4.8. Parámetros del modelo de Rogers y Castro para las estructuras por edad estándar de los emigrantes de México, 1990–2015

Parámetro	Hombres			Mujeres		
	1990-1999	2000-2007	2008-2015	1990-1999	2000-2007	2008-2015
a_1	0.02358	0.01832	0.02479	0.02772	0.02123	0.02774
α_1	0.04512	0.04095	0.10777	0.05111	0.04003	0.09756
a_2	0.09453	0.06876	0.05989	0.07908	0.05945	0.03996
α_2	0.17387	0.11115	0.06732	0.15214	0.11060	0.05245
λ_2	0.52205	0.46913	0.26960	0.36924	0.36717	0.24684
μ_2	15.4210	15.7501	17.1384	16.5338	16.8206	16.9586
c	0.00001	0.00002	-0.00033	0.00003	0.00002	0.00039

Fuente: Estimaciones con base en el censo de 2000 y la ACS de 2001 a 2015.

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

Con el fin de evitar fluctuaciones en la composición etaria de la población base —sobre todo en el septenio más reciente—, optamos por suavizar la estructura por edad de los migrantes para cada una de los tres periodos, echando mano para ello de la función paramétrica 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 en la gráfica 4.3

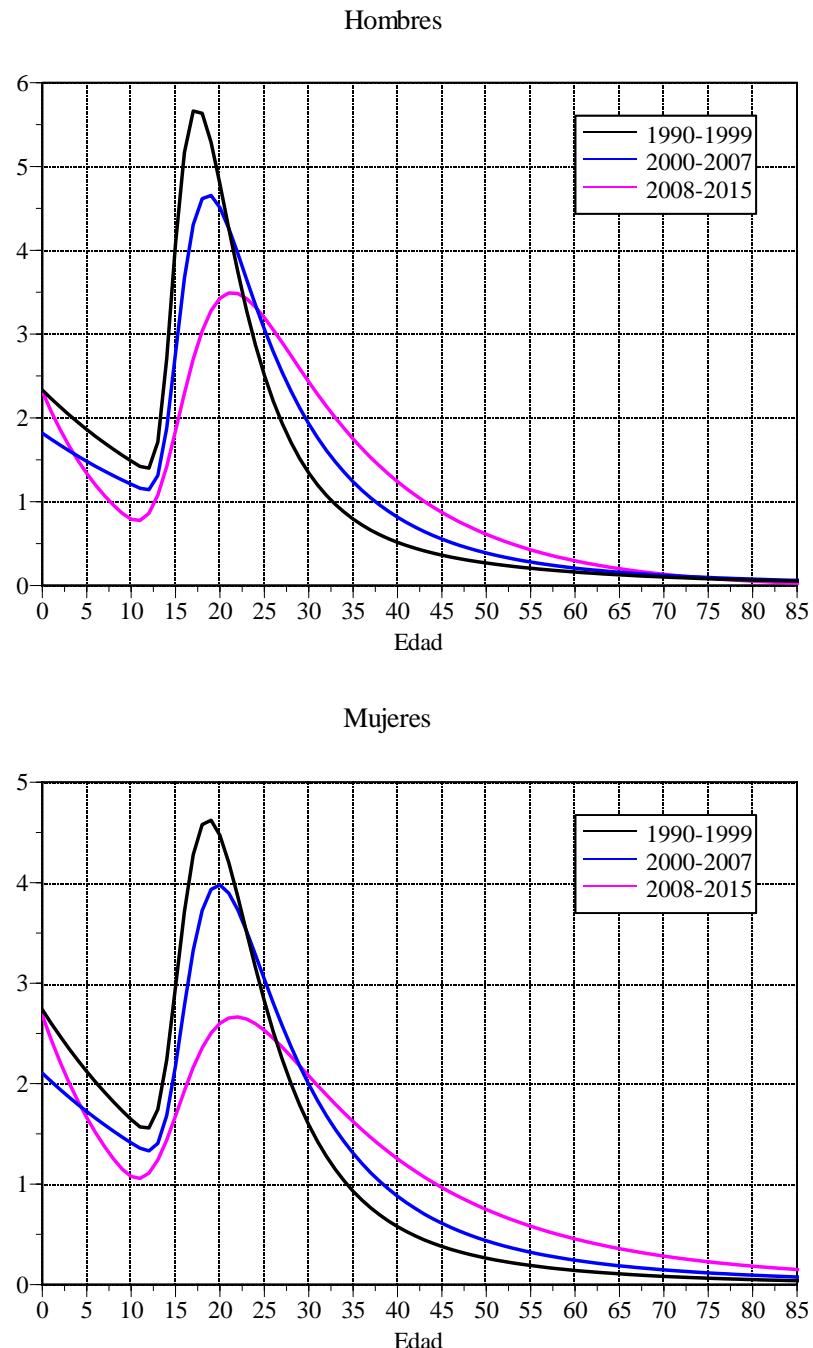
Con base en la idea original de William Brass (1975) para la composición etaria de la población vía la transformación logística, se ajustaron las estructuras etarias de cada año del periodo 1990–2015, tomando como función estándar la ajustada para la década o septenio de pertenencia.

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

$$Y_x(t) = \ln \left\{ \frac{H_x(t)}{1 - H_x(t)} \right\} \quad (4.10)$$

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

Gráfica 4.3. Estructura por edad estándar de los mexicanos residentes en Estados Unidos para tres períodos de llegada
(Porcentaje)



Fuente: Estimaciones con base los parámetros del cuadro 4.8.

Cuadro 4.9. Parámetros del método logito para ajustar la estructura por edad de los mexicanos residentes en Estados Unidos por año de llegada, 1990-2015

Año de llegada	Hombres			Mujeres		
	α	β	EMA	α	β	EMA
1990	0.36165	1.35505	24.1	0.10016	1.23806	17.6
1991	0.50051	1.25831	19.4	0.20269	1.22032	17.7
1992	0.44213	1.29236	20.5	0.06067	1.17271	14.2
1993	0.38794	1.36427	26.1	0.16214	1.18672	17.5
1994	0.30087	1.24573	19.3	0.02622	1.08619	11.8
1995	0.16400	1.26262	20.6	-0.06308	1.11363	14.7
1996	0.12380	1.28867	23.6	-0.09223	1.17166	21.1
1997	-0.02889	1.30506	20.0	-0.11164	1.11088	17.7
1998	0.09061	1.27439	30.6	-0.00562	1.00779	12.8
1999	-0.15120	1.31924	35.7	-0.05865	1.03955	18.3
2000	0.39842	1.38622	22.1	0.25374	1.31179	17.1
2001	0.36006	1.25264	22.1	0.23828	1.21718	16.2
2002	0.33658	1.23094	19.5	0.15994	1.20781	18.8
2003	0.28307	1.26689	20.5	0.14301	1.14517	14.0
2004	0.28841	1.33205	27.4	0.20305	1.19223	18.7
2005	0.16154	1.32282	23.8	0.11177	1.13836	12.9
2006	0.01537	1.20327	16.3	-0.02348	1.03894	11.3
2007	-0.07785	1.19356	20.6	-0.10819	0.99438	12.6
2008	0.20376	1.05610	17.7	0.12443	1.17837	18.0
2009	0.13498	1.08254	19.7	0.13189	1.12249	19.0
2010	-0.00784	0.93751	19.6	0.10508	1.10811	22.7
2011	0.13100	0.88845	27.8	0.18560	0.95753	25.2
2012	0.08942	0.92977	28.1	0.03048	0.92359	32.8
2013	0.14212	0.90827	41.6	0.35361	0.89012	46.0
2014	0.12969	0.93680	50.5	0.15623	0.99232	58.2
2015	-0.03989	0.92646	48.1	0.08629	0.83194	55.1

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

$$Y_x(t) = \alpha + \beta Y_x^s \quad (4.11)$$

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 $\widehat{Y}_x(t)$ mediante (4.12). La composición etaria ajustada se obtuvo con el antilogito:

$$\widehat{H}_x(t) = \frac{\exp\left\{\widehat{Y}_x(t)\right\}}{1 + \exp\left\{\widehat{Y}_x(t)\right\}} \quad (4.12)$$

y la estructura por edad definitiva desagregando:

$$\widehat{h}_x(t) = \widehat{H}_{x+1}(t) - \widehat{H}_x(t) \quad (4.13)$$

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:

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

Los valores del EMA asociados al ajuste se incluyen en el cuadro 4.9, tomando la estructura por edad porcentual.⁹ El peor ajuste (mayor EMA) se tiene para las mujeres en 2014. En el panel superior de la gráfica 4.4 se contrasta la composición etaria desprendida de la ACS y la ajustada para ese caso. Se advierte el alejamiento más marcado en los primeros dos años de vida que “cooperan” con 8.0% del total del EMA (58.2%) y a partir de 20 años con 37.5%. En cambio, el mejor ajuste, que corresponde a las mujeres de 2006 (panel inferior de la gráfica 4.4), 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 0.000; y solo en 6 (1997-1999, 2006, 2010 y 2015) entre las 26 observaciones masculinas, y en 7 (1990, 1992, 1994-1996, 1998 y 1999) de las femeninas, la probabilidad de no rechazar la hipótesis que $\alpha = 0$ excedió 0.05. Entre esos 13 patrones, aquellos con el mayor valor absoluto de α (digamos mayor alejamiento de cero) fueron las mujeres de 1990 y los hombres de 1999. En el caso femenino, el EMA aumentaría de 17.6% —bajo el valor original de α — a 18.2% con $\alpha = 0$, y en el masculino se acrecentaría de 35.7 a 40.4%; pero entre los ajustes —con α original y $\alpha = 0$ —, el EMA sería de 5.6% en las mujeres y 8.4% en los hombres, una separación realmente menor. En realidad, es el parámetro β el que determina en mayor medida 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 se van a vivir a Estados Unidos y mexicanos y extranjeros que cambian su residencia hacia países distintos al vecino del norte.

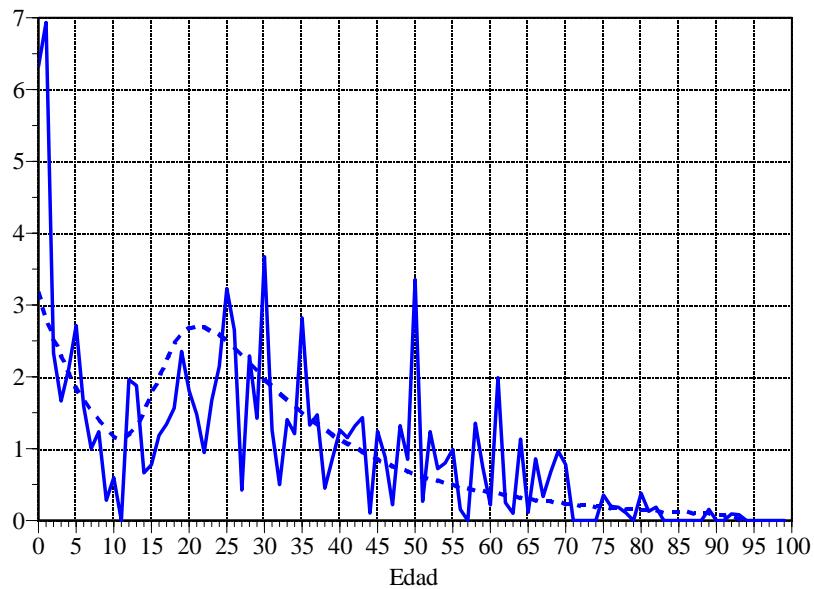
El primero de los componentes adicionales mencionados, los extranjeros que se mudan de México hacia Estados Unidos, se pueden deducir de datos disponibles de los censos de población norteamericanos de 1950, 1980 y 2000, y de la información recabada en la ACS. Los segundos se pueden estimar de los datos de los censos de México de 2000 y 2010. 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.

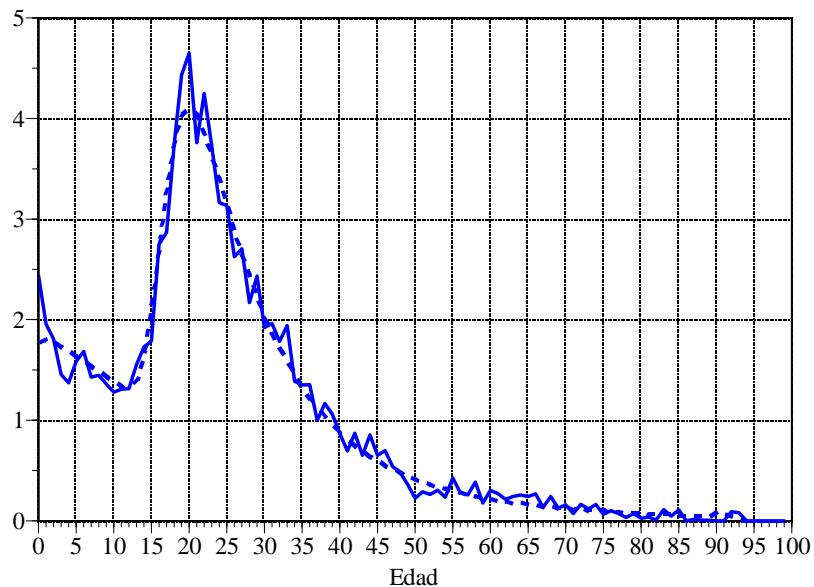
⁹Los EMA del cuadro 4.9 se deben dividir entre cien si se toma la composición por edad en tanto por uno en vez de porcentaje.

Gráfica 4.4. Estructura por edad femenina observada y suavizada de las emigrantes mexicanas en Estados Unidos para dos años seleccionados (Porcentaje)

Mujeres 2014



Mujeres 2006



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

Cuadro 4.10. Emigración mexicana hacia Estados Unidos
por país de nacimiento y periodo de llegada, 1950-2015

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	1 768 947	1 086 935	682 012
2005-2009	1 143 563	736 917	406 646
2010-2014	663 883	399 310	264 573
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	248 494	136 479	112 015
2005-2009	257 025	146 169	110 856
2010-2014	254 068	131 050	123 018
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	0.14048	0.12556	0.16424
2005-2009	0.22476	0.19835	0.27261
2010-2015	0.38270	0.32819	0.46497

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

El cuadro 4.10 contiene los datos sobre los emigrantes mexicanos y extranjeros para los períodos 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 hacia el vecino del norte.

La adición de extranjeros al flujo emigratorio 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 y 2010–2015 se asignaron al año intermedio, es decir, 2002, 2007 y 2012, respectivamente. Los años comprendidos en 2000–2001, 2003–2006 y 2008–2011 se obtuvieron mediante interpolación lineal, con respecto al tiempo, con base en los años extremos conocidos.
4. Finalmente, la proporción ρ de 2010–2015 se mantuvo constante de 2013 a 2015.

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 cinco levantamientos (1992, 1997, 2006, 2009 y 2014) de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID) y los censos de población de 2000 y 2010 (cuestionario ampliado) de México, se han incluido sendos módulos para captar los desplazamientos de nuestro país hacia otras naciones. En la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), desde 2005 se ha preguntado por el lugar de destino de quienes dejaron el hogar. Al conocer el país de destino de esos migrantes internacionales, podemos separarlos en quienes se dirigen a Estados Unidos u otros países y, con esa distribución, estimar aquellos que no terminan su migración en el vecino del norte.

Debido al considerable mayor tamaño de muestra, seleccionamos los datos de los censos de 2000 y 2010 para hacer la estimación. Es conveniente aclarar que, al proceder de esta manera, 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.

De acuerdo con el censo de 2000, por cada diez mil hombres que se fueron a vivir a Estados Unidos, 1,078 emigraron a otro país en 1995–2000, y por cada diez mil mujeres, 1,331 lo hicieron. Las fracciones correspondientes al lustro 2005–2010 reportadas por el censo de 2010 fueron 911 y 1,828, respectivamente. Las proporciones del censo de 2000 se usaron para 1950–1999 y las del censo de 2010 para 2000–2014; dentro de ambos períodos se mantuvieron constantes en todos los años.

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. Incluso, aunque usáramos los datos de 1987–1992 (86 por diez en hombres y 265 para mujeres) 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 (138 y 375, por diez mil), son bastante inferiores a las recabadas en el censo de 2000, y es poco factible que hubieran aumentado tanto en

Cuadro 4.11. Emigrantes totales de México hacia en Estados Unidos por año de llegada y sexo, 1950-2015

Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres
1950	26 571	15 073	11 498	1972	170 679	94 853	75 826	1994	512 342	286 794	225 548
1951	31 568	17 316	14 252	1973	185 126	103 563	81 563	1995	529 230	298 754	230 476
1952	35 966	19 218	16 748	1974	199 790	112 403	87 387	1996	539 770	307 412	232 358
1953	39 647	20 819	18 828	1975	212 617	120 180	92 437	1997	547 510	314 899	232 611
1954	43 145	22 461	20 684	1976	223 516	126 830	96 686	1998	553 721	321 841	231 880
1955	46 696	24 255	22 441	1977	231 786	132 109	99 677	1999	557 250	327 363	229 887
1956	50 346	26 171	24 175	1978	239 313	137 224	102 089	2000	628 008	362 813	265 195
1957	53 955	28 071	25 884	1979	247 168	142 730	104 438	2001	496 196	285 365	210 831
1958	57 389	29 857	27 532	1980	255 305	148 417	106 888	2002	481 163	283 095	198 068
1959	60 435	31 426	29 009	1981	265 506	155 188	110 318	2003	479 207	289 144	190 063
1960	63 108	32 806	30 302	1982	278 128	162 867	115 261	2004	547 565	325 885	221 680
1961	65 976	34 349	31 627	1983	293 552	171 472	122 080	2005	509 599	322 400	187 199
1962	69 781	36 509	33 272	1984	309 931	179 931	130 000	2006	445 542	272 158	173 384
1963	75 411	39 772	35 639	1985	325 639	187 448	138 191	2007	360 588	225 328	135 260
1964	82 703	43 986	38 717	1986	340 648	194 220	146 428	2008	309 308	185 353	123 955
1965	91 261	48 904	42 357	1987	356 691	201 442	155 249	2009	265 292	152 861	112 431
1966	100 700	54 305	46 395	1988	375 852	210 468	165 384	2010	245 104	131 098	114 006
1967	110 912	60 115	50 797	1989	397 775	221 204	176 571	2011	194 952	99 292	95 660
1968	122 006	66 413	55 593	1990	420 211	232 505	187 706	2012	239 407	127 324	112 083
1969	133 829	73 153	60 676	1991	442 814	244 495	198 319	2013	199 943	105 471	94 472
1970	145 961	80 155	65 806	1992	466 404	257 933	208 471	2014	252 428	133 193	119 235
1971	157 815	87 152	70 663	1993	490 434	272 566	217 868	2015	257 880	130 973	126 907

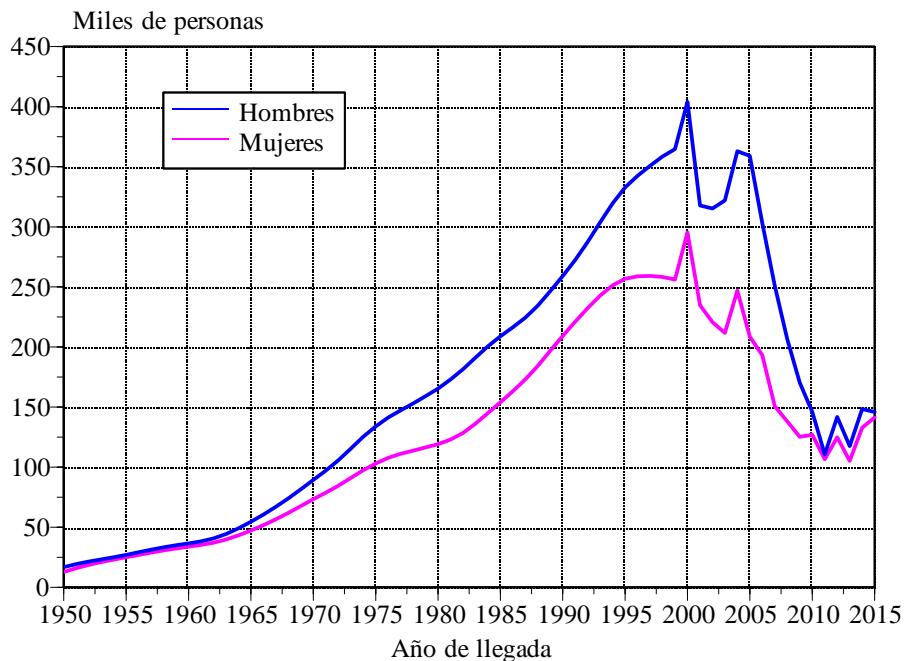
Fuente: Calculado con base en los cuadros 4.7 y 4.10.

Cuadro 4.12. Emigrantes totales de México hacia otro país por año de llegada y sexo, 1950–2015

Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres
1950	29 605	16 794	12 811	1972	190 169	105 684	84 485	1994	570 846	319 543	251 303
1951	35 172	19 293	15 879	1973	206 266	115 389	90 877	1995	589 662	332 868	256 794
1952	40 072	21 412	18 660	1974	222 604	125 238	97 366	1996	601 406	342 515	258 891
1953	44 174	23 196	20 978	1975	236 895	133 903	102 992	1997	610 030	350 857	259 173
1954	48 072	25 026	23 046	1976	249 039	141 313	107 726	1998	616 950	358 592	258 358
1955	52 029	27 025	25 004	1977	258 253	147 194	111 059	1999	620 882	364 744	256 138
1956	56 095	29 159	26 936	1978	266 640	152 894	113 746	2000	699 388	404 051	295 337
1957	60 116	31 276	28 840	1979	275 392	159 028	116 364	2001	552 594	317 800	234 794
1958	63 942	33 266	30 676	1980	284 458	165 365	119 093	2002	535 853	315 272	220 581
1959	67 337	35 015	32 322	1981	295 824	172 909	122 915	2003	533 675	322 009	211 666
1960	70 314	36 552	33 762	1982	309 888	181 465	128 423	2004	609 802	362 926	246 876
1961	73 509	38 271	35 238	1983	327 072	191 052	136 020	2005	567 520	359 044	208 476
1962	77 749	40 678	37 071	1984	345 322	200 477	144 845	2006	496 183	303 092	193 091
1963	84 023	44 314	39 709	1985	362 824	208 853	153 971	2007	401 573	250 939	150 634
1964	92 147	49 009	43 138	1986	379 546	216 398	163 148	2008	344 464	206 420	138 044
1965	101 682	54 488	47 194	1987	397 422	224 445	172 977	2009	295 445	170 235	125 210
1966	112 199	60 506	51 693	1988	418 770	234 501	184 269	2010	272 963	145 999	126 964
1967	123 576	66 979	56 597	1989	443 197	246 463	196 734	2011	217 111	110 578	106 533
1968	135 938	73 997	61 941	1990	468 195	259 055	209 140	2012	266 619	141 796	124 823
1969	149 111	81 506	67 605	1991	493 379	272 414	220 965	2013	222 669	117 459	105 210
1970	162 628	89 308	73 320	1992	519 662	287 386	232 276	2014	281 119	148 332	132 787
1971	175 836	97 104	78 732	1993	546 436	303 690	242 746	2015	287 191	145 860	141 331

Fuente: Calculado con base en el 4.11 y los censos de México de 2000 y 2010.

Gráfica 4.5. Emigrantes totales de México por sexo, 1950-2015



Fuente: Cuadro 4.12

tan poco tiempo. El total de emigrantes internacionales se reproduce en el cuadro 4.12 y la gráfica 4.5.

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 Estados Unidos, visto 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 4.12.

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, porque cubren completo al país y se entrevista a todos los habitantes.

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 y 2005–2010, y de la Encuesta Intercensal para 2010–2015.

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.

No obstante, debido a la forma como se captó la información en los censos de 1990 y 2000, no contamos con migración para los lustros 1980–1985 y 1990–1995. Para los quinquenios 1975–1980, 1985–1990 y 1995–2000 se calculó la proporción que los inmigrantes de esos lustros representan del total de residentes al final del periodo. Las proporciones de los quinquenios intermedios se estimaron como la media aritmética de los lustros que los cubren. La estimación se hizo para cada grupo de edad y sexo por separado. Las proporciones de 1980–1985 y 1990–1995 se multiplicaron por las poblaciones medias (capítulo 2) para tener los migrantes supervivientes al final de esos periodos. Los montos ocurridos se estimaron con las fórmulas (4.8), (4.9) y (4.10), según el caso.

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).¹⁰ Para desglosarlos por años individuales, se acumularon los totales quinqueniales y, mediante interpolación *spline cúbico* (Burden y Faires, 1988: 134–147), se obtuvo la acumulación anual y, de ahí, las cifras anuales que se reproducen en el cuadro 4.14.

Salvo correcciones de bajos valores o inaceptables (negativos) en 1950 y en 2012–2014, el resto de los montos provienen de la anualización del acumulado de las cifras quinqueniales. En la desagregación, para 1950 se tuvieron valores de -378 hombres y -924 mujeres, los cuales fueron reemplazados por la extrapolación geométrica siguiente, para cada sexo por separado:

$$I(1950) = I(1951) \left[\frac{I(1951)}{I(1952)} \right]^{1/2}$$

Se toma la raíz cuadrada del aumento posterior, con el fin de mantener la pauta de crecimiento de 1950–1954. Junto con los montos desplegados para 1951 a 1954 se proporcionaron al total estimado previamente para el lustro 1950–1954. Asimismo, las cifras anuales de hombres fueron 107,301 en 2012, 57,475 en 2013 y -3,711 en 2014, y las de mujeres de 66,245, 45,351 y 19,555, respectivamente, una tendencia extremadamente descendente y un valor inaceptable para hombres en 2014. Asignamos el valor constante de 60,000 para mujeres en cada año del trienio 2012–2014 y, junto a las cifras desagregadas de 2010 y 2011, todas se proporcionaron al total previo del quinquenio; finalmente al total de hombres de 2010–2014 se sobrepuso la distribución temporal femenina del lustro. Dado que no disponemos

¹⁰El censo de 1970 se levantó el 28 de enero —que podemos equiparar al 1 de enero. La clasificación de los períodos 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.

Cuadro 4.13. Inmigrantes internacionales de México
por períodos quinquenales, 1950-2014

Periodo	Total	Hombres	Mujeres
1950-1955	34 302	18 656	15 646
1955-1960	70 820	37 002	33 818
1960-1965	32 211	16 858	15 353
1965-1970	69 380	35 933	33 447
1970-1975	109 825	59 912	49 913
1975-1980	402 544	255 771	146 773
1980-1985	432 055	251 391	180 664
1985-1990	439 104	230 789	208 315
1990-1995	533 209	287 047	246 162
1995-2000	603 955	330 116	273 839
2000-2005	548 803	313 998	234 805
2005-2010	1 352 159	869 387	482 772
2010-2014	802 657	480 651	322 006

Fuente: Censos de Población 1960 a 2010, Conteo de Población 2005 y Encuesta Intercensal 2015.

de montos de inmigrantes para 2015, supusimos que su valor era el mismo que en 2014. La pauta temporal sin altibajos (gráfica 4.6) nos llevó a aceptar los volúmenes desprendidos de la acumulación de las estimaciones quinquenales.

Es necesario ahora desglosar esos montos anuales por edad, lo cual haremos mediante tasas específicas por edad.

Denotemos por ${}_5P_x(t)$ a las personas de edades cumplidas x a $x+4$ residentes en México al momento t y por ${}_5I_x^c(t)$ a los inmigrantes ocurridos durante el quinquenio previo, donde el superíndice “c” indica que es un flujo por cohorte o generación. Si descontamos los inmigrantes de la población al final, tenemos los habitantes cinco años antes que no emigraron. Dado que la inmigración acrecienta el efectivo poblacional, las tasas —promedio anual per cápita— para los distintos grupos quinquenales de edad son, bajo el modelo exponencial:

$${}_5\iota_0^c = \frac{1}{2.5} \ln \left\{ \frac{{}_5P_0(t)}{{}_5P_0(t) - {}_5I_0^c(t)} \right\} \quad y \quad {}_5\iota_x^c = \frac{1}{5} \ln \left\{ \frac{{}_5P_x(t)}{{}_5P_x(t) - {}_5I_x^c(t)} \right\} \quad x = 5, 10, \dots, 85 \quad (4.14)$$

donde la primera se divide por 2.5, porque los niños de 0–4 años de edad en el censo (momento t) están expuestos a migrar, en promedio, solo la mitad del lustro (del nacimiento al final).

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:

$${}_5\iota_0 = \frac{1}{2} [{}_5\iota_0^c + {}_5\iota_5^c]$$

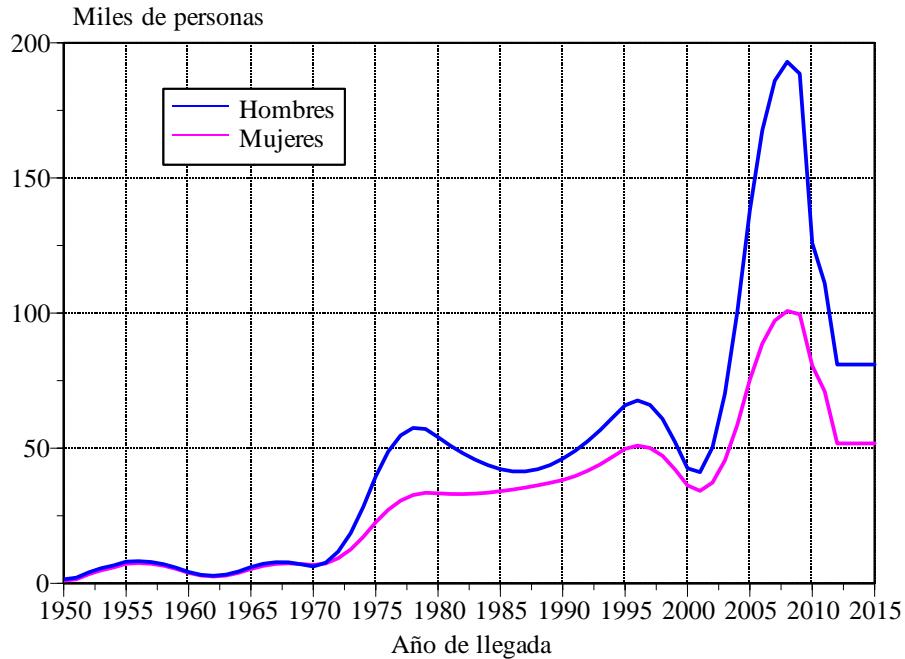
la de 5–9 años:

Cuadro 4.14. Inmigrantes internacionales totales de México por año de llegada y sexo, 1950-2014

Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres	Año	Total	Hombres	Mujeres
1950	2 457	1 484	973	1972	21 034	11 741	9 293	1994	108 147	61 310	46 837
1951	3 541	2 072	1 469	1973	31 155	18 607	12 548	1995	115 610	65 886	49 724
1952	7 385	4 042	3 343	1974	45 343	28 217	17 126	1996	118 627	67 673	50 954
1953	10 359	5 560	4 799	1975	62 169	39 579	22 590	1997	116 101	66 000	50 101
1954	12 466	6 631	5 835	1976	75 959	48 740	27 219	1998	108 029	60 864	47 165
1955	15 232	7 987	7 245	1977	85 293	54 713	30 580	1999	94 411	52 265	42 146
1956	15 643	8 175	7 468	1978	90 167	57 495	32 672	2000	78 790	42 552	36 238
1957	15 091	7 868	7 223	1979	90 584	57 088	33 496	2001	75 336	41 117	34 219
1958	13 570	7 065	6 505	1980	87 384	54 089	33 295	2002	87 587	50 306	37 281
1959	11 088	5 769	5 319	1981	83 948	50 895	33 053	2003	115 547	70 122	45 425
1960	8 029	4 180	3 849	1982	81 112	48 103	33 009	2004	159 215	100 562	58 653
1961	5 975	3 122	2 853	1983	78 881	45 714	33 167	2005	213 258	137 962	75 296
1962	5 314	2 798	2 516	1984	77 253	43 727	33 526	2006	256 372	167 666	88 706
1963	6 047	3 207	2 840	1985	76 272	42 207	34 065	2007	283 220	186 008	97 212
1964	8 174	4 351	3 823	1986	76 124	41 412	34 712	2008	293 810	192 989	100 821
1965	11 274	5 997	5 277	1987	76 851	41 406	35 445	2009	288 137	188 610	99 527
1966	13 680	7 228	6 452	1988	78 453	42 189	36 264	2010	206 426	125 915	80 511
1967	14 963	7 809	7 154	1989	80 933	43 762	37 171	2011	181 888	110 947	70 941
1968	15 133	7 744	7 389	1990	84 313	46 087	38 226	2012	132 702	80 945	51 757
1969	14 184	7 032	7 152	1991	88 709	49 026	39 683	2013	132 702	80 945	51 757
1970	12 978	6 235	6 743	1992	94 147	52 543	41 604	2014	132 702	80 945	51 757
1971	14 976	7 617	7 359	1993	100 626	56 637	43 989	2015	132 702	80 945	51 757

Fuente: Calculado con base en el cuadro 4.13.

Gráfica 4.6. Inmigrantes totales de México por sexo, 1950-2015



Fuente: Cuadro 4.14

$${}_5\iota_5 = \frac{1}{2} [{}_5\iota_5^c + {}_5\iota_{10}^c]$$

y de manera general:

$${}_5\iota_x = \frac{1}{2} [{}_5\iota_x^c + {}_5\iota_{x+5}^c] \quad (4.15)$$

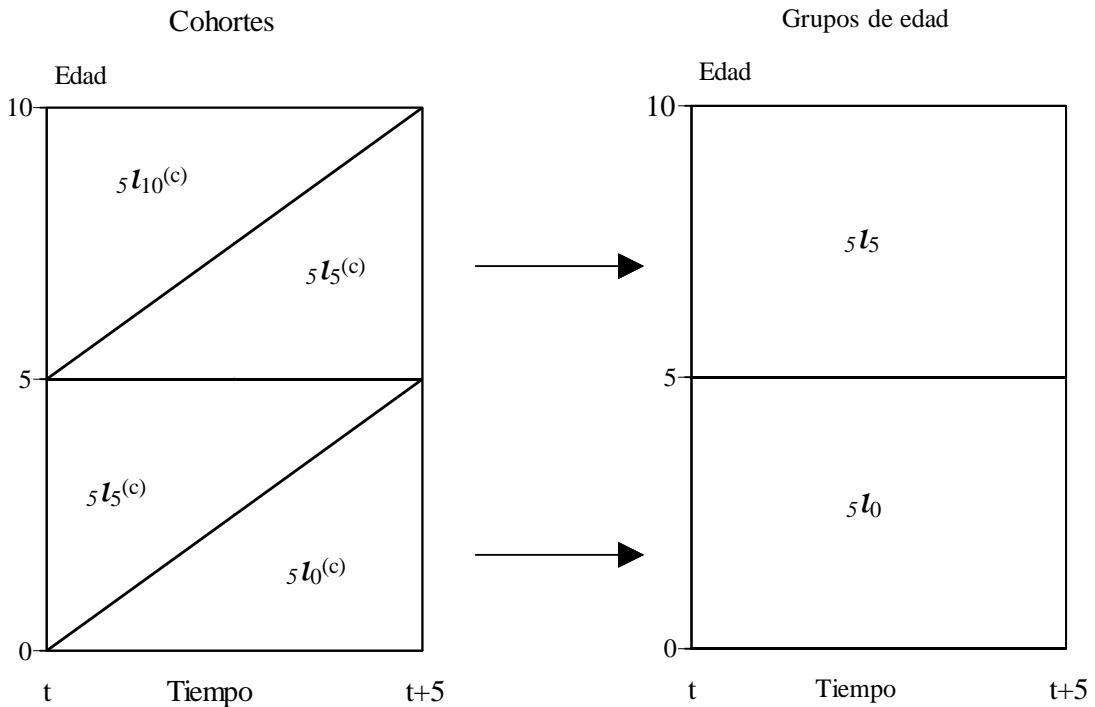
El principio se muestra de manera esquemática en los diagramas de Lexis de la figura 4.2.

El desglose por edades simples se hizo de la manera siguiente. Se acumularon las tasas de manera similar a una tasa global de fecundidad:

$$G(x) = \begin{cases} G(0) & x = 0 \\ \sum_{y=0}^{x-5} {}_5\iota_y & 5 \leq x \leq 90 \end{cases}$$

donde el índice de la sumatoria se incrementa de cinco en cinco y se supone que no hay migración a partir de 90 años de edad. Mediante interpolación con funciones *spline cúbico* (Burden y Faires, 1988: 134–147) se obtiene la acumulación para cada edad exacta entera, y las tasas por edad desplegada son simplemente:

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



$$\iota_x = G(x+1) - G(x)$$

Nótese que estas tasas ya están anualizadas, porque como estamos interpolando, se mantienen los valores de $G(x+5)$ y, por lo tanto, se cumple la propiedad de cerradura:

$${}_5\iota_x = \sum_{y=0}^4 {}_5\iota_{x+y}$$

Ubicamos las tasas a la mitad del quinquenio (1952, 1957,..., 2007 y 2012), 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 y 1951, y las de 2010–2015 para 2013, 2014 y 2015. Igual que para los emigrantes, las multiplicamos por las poblaciones medias (capítulo 2) y las estructuras por edad resultantes se sobrepusieron a los totales anuales (cuadro 4.14). Los inmigrantes por edad así estimados, se dividieron por la población media para obtener las tasas definitivas, que igual que las de emigración se usaron en la estimación del nivel de la mortalidad en el capítulo 2.

5. Conciliación intercensal de la población de México

Distintos diagnósticos matemáticos y demográficos permiten ver que los trece censos modernos de población de México (1895 a 2010), 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— aquélla 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 de la encuesta intercensal de 2015. En los censos de México de 1990, 2000 y 2010 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 2010 y los conteos de 1995 y 2005 y la encuesta de 2015, mediante la conciliación demográfica de esos sesenta y cinco años con la estructura por edad de 2015.

5.1 Conciliación demográfica 1950–2015

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 diez 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 2015 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:

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

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. 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 3.5), y el índice de la sumatoria 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 1985–2010, llevados al momento del parto mediante retrospección (véase acápite 3.1), el índice varió anualmente de 103.7 a 104.9, con una media de 104.3, pero sólo una variación estándar de 0.3, y una mediana de 104.4. Con base en esos indicadores, adoptamos un índice de masculinidad al nacer de 104.

Iniciamos la reconstrucción con la encuesta intercensal de 2015, cuya fecha media de levantamiento es 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 2015. La población al 1 de enero de 2015 se obtuvo mediante la media aritmética de las poblaciones a mitad de año de 2014 y 2015 estimadas en el capítulo 2. El procedimiento se hizo para cada edad simple y sexo por separado.

Con el fin de inspeccionar la cobertura de los recuentos de habitantes más recientes, se hizo una retrospección de la población de 2015 hasta el 1 de enero de 1950. La retrospección consiste de una reconstrucción del pasado, digamos una proyección inversa, la cual se tiene al despejar en las ecuaciones (5.1) y (5.1')

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

Al aplicar la igualdad del lado izquierdo en (5.6), las personas de 109 años el 1 de enero de 2014 son cero, porque suponemos que las mujeres de 110 años cumplidos al 1 de enero de 2015 son cero, porque hemos supuesto que nadie alcanza 110 años. Para “recuperar” esa población de la tercera edad, que se pierde al llevar a cabo la retrospección, usamos las poblaciones estimadas en el capítulo 2. Definamos el cociente de esas poblaciones para el momento t como:

$$\pi_{x+1}(t) = \frac{P_{x+1}(t)}{P_x(t)} \quad 98 \leq x \leq 108 \quad (5.7)$$

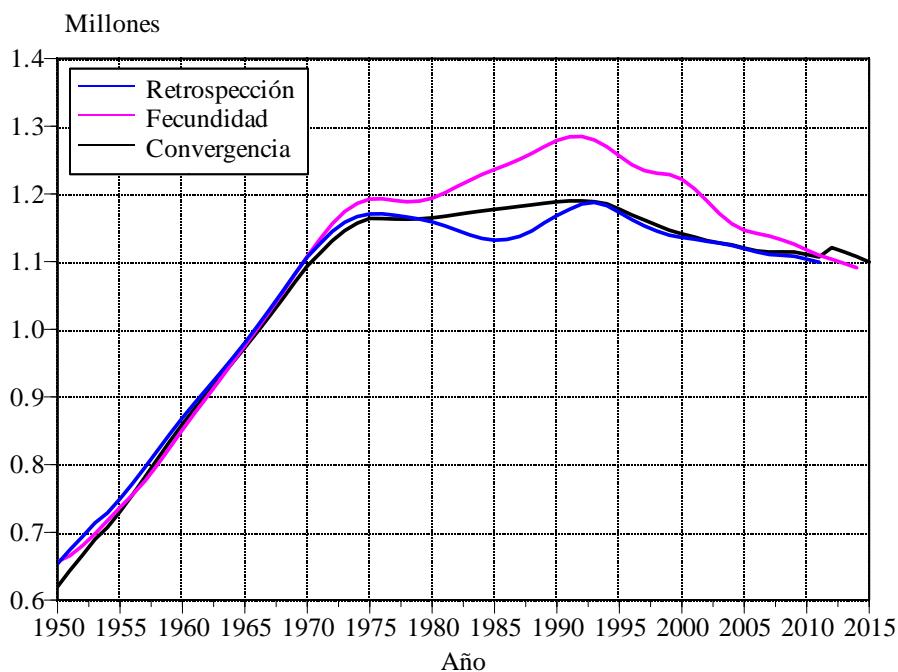
los cuales, para el 1 de enero del cada año del periodo 1950–2014 se asimilan a los correspondientes a mitad de año de la interpolación de las estructuras por edad en el acápite 2.2.3. Al hacer la retrospección de las mujeres de 99 años en 2015 a se tiene la población de 98 años en 2014 , con la cual, al despejar en (5.7) se tiene la de 99 años como $P_{99}(2014) = P_{98}(2014) \times \pi_{99}(2014)$, y así sucesivamente hasta completar la población de 99 a 109 años de edad en 2014. El algoritmo se repite para todos los años anteriores. Iniciamos en 98 años, y no sólo en 108, debido a que los bajos montos de población en esas edades tan avanzadas se magnifican al retroceder en el tiempo; comenzando en 98 años se obtienen cifras razonables para las edades extremas avanzadas.

Se considera sólo a la población de 3 años o más, pues, como se explicó en el capítulo 1, la distinta omisión censal de niños respecto del resto de los habitantes en México sólo tiene lugar en los primeros tres años de vida.

De la valoración con la ecuación de la derecha en (5.6) tenemos una serie histórica de nacimientos. Una serie adicional se tiene al sobreponer las tasas de fecundidad, del capítulo 3, a las mujeres en edad fértil que se van generando con la retrospección. Las dos series se presentan en la gráfica 5.1. Se aprecia que, si bien ambas pautas temporales son similares, la tendencia de difiere entre 1981 y 2004, es decir, en las cohortes correspondientes a las mujeres de 10 a 33 años de edad a inicios de 2015.

Al comparar la población al 1 de enero de 1950 mediante retrospección con la censada y suavizada en el apartado 2.2.2, encontramos una clara coincidencia en los montos de población hasta 30 años de edad, pero a partir de ahí hasta 89 años la retrospección exageraba de manera marcada el volumen de mujeres. A la población obtenida de la retrospección le sobrepusimos la composición etaria de la censada suavizada a partir de 31 años de edad y,

Gráfica 5.1. Nacimientos femeninos estimados mediante reconstrucción de cohortes y con las tasas de fecundidad, 1950-2015



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

con esas mujeres como población base, llevamos a cabo una proyección demográfica de 1950 a 2015. Interpolando linealmente con respecto al tiempo las poblaciones al 1 de enero de 2015 y 2016, para cada edad por separado, estimamos la población al 15 de marzo de 2015, la fecha media de la encuesta intercensal.

En conciliaciones demográficas previas llevadas a cabo para el país (Partida 2003, 2008; SOMED, 2011), se concluyó que la cobertura de la población femenina es mejor que la masculina, y que la integridad ha mejorado con el paso de los años. La población estimada de 3 años o más al 15 de marzo de 2015 fue de 58,399,534 frente a la enumerada de 58,445,649. Así, multiplicamos la población al 1 de enero de 1950 por el factor $1.000790 = 58,399,534/58,502,371$. La población estimada ahora fue de 58,445,664, es decir, 15 personas menos que la enumerada, con lo cual se descontaron dos nacimientos del total de 2006 a 2012 y de esa manera se obtuvo el total de mujeres de 3 años o más de edad enumeradas en la encuesta de 2015.

Los nacimientos desprendidos de la retrospección —que se incluyen en la gráfica 5.1 como “convergencia” implican ligeras modificaciones a los niveles de fecundidad estimados en el capítulo 3. Es necesario, entonces, obtener las nuevas tasas específicas por edad, que sobrepuertas a las poblaciones femeninas estimadas arrojen las mismas cifras de nacimientos que la conciliación. Para ello denotemos por ${}_5g_x(t)$ al calendario de la fecundidad, es decir:

$${}_{\text{5}}g_x(t) = \frac{{}_{\text{5}}F_x(t)}{TGF(t)}$$

donde TGF es la tasa global de fecundidad:

$$TGF = 5 \sum_{x=15}^{45} {}_{\text{5}}F_x(t)$$

y el índice de la sumatoria se incrementa de 5 en 5.

Si retenemos el calendario y sólo modificamos el nivel de la mortalidad, las nuevas tasas deben ser las originales modificadas por un factor de proporcionalidad k :

$$\hat{F}_x(t) = k {}_{\text{5}}F_x(t) \quad (5.8)$$

Para los nuevos nacimientos, de acuerdo con las ecuaciones (5.4) y (5.5):

$$B(t) = \sum_{x=15}^{45} {}_{\text{5}}B_x(t) = \sum_{x=15}^{45} {}_{\text{5}}P_x(t) k {}_{\text{5}}F_x(t) = k \sum_{x=15}^{45} {}_{\text{5}}P_x(t) {}_{\text{5}}F_x(t)$$

de donde:

$$k = \frac{B(t)}{\sum_{x=15}^{45} {}_{\text{5}}P_x(t) {}_{\text{5}}F_x(t)} \quad (5.9)$$

y con ese factor se obtienen las tasas de fecundidad ajustadas mediante (5.8). En la gráfica 5.2 se comparan las nuevas tasas globales de fecundidad con las originales del capítulo 3. Las diferencias son algo marcadas, sobre todo antes de 1970 y después de 1985, aunque los niveles son razonables a lo largo del periodo de 66 años.

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 1950–2015; con eso cubrimos las primeras sesenta y cinco edades, ya que disponemos de la reconstrucción de mortalidad y de la migración internacional de 1950 a 2015. Es necesario, entonces, una estimación del índice de masculinidad para 1950, ya que esos hombres configuran la población masculina de 65 a 109 años en 2015, el cual obtuvimos con un razonamiento similar al de la población estacionaria de la tabla de mortalidad.

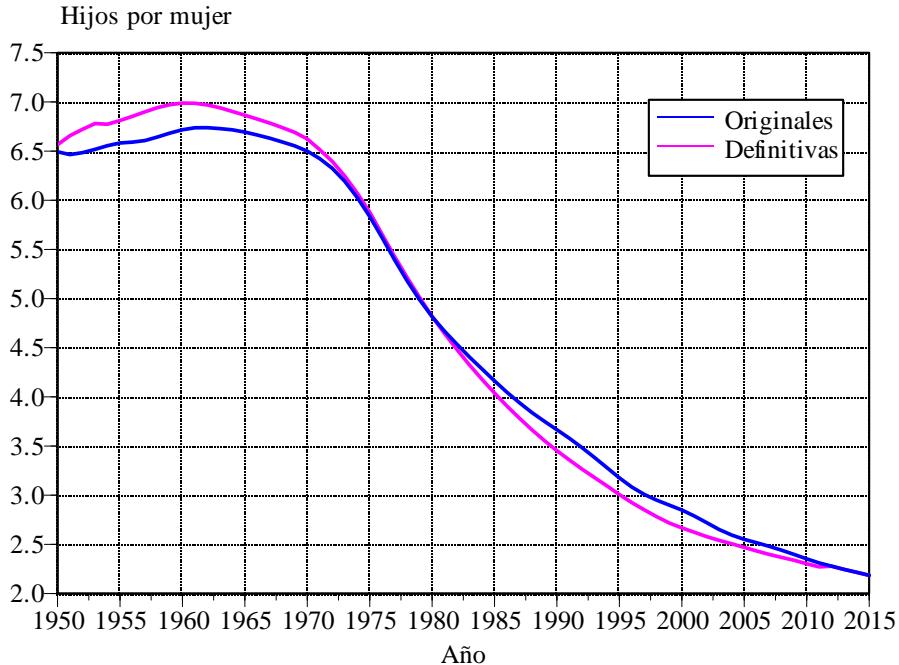
Si despejamos en la primera ecuación en (5.3) tenemos la población estacionaria de la tabla de vida:

$$L_{x+1}(t) = S_{dx}(t) L_x(t)$$

y, por similitud, incorporando (5.2):

$$\mathcal{L}_{x+1}(t) = \mathcal{S}_x(t) \mathcal{L}_x(t) \quad (5.10)$$

Gráfica 5.2. Tasas globales de fecundidad originales y definitivas, 1950-2015



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

donde ahora $\mathcal{L}_x(t)$ es la población estacionaria con mortalidad y migración. Si adoptamos un radix unitario en la ecuación del lado derecho de (5.3), tenemos que $\mathcal{L}_0(t) = \mathcal{S}_b(t)$, y al aplicar sucesivamente (5.10) tenemos la población estacionaria para todo el rango etario. El índice de masculinidad de 1950 se obtiene como:

$$IM_x(1950) = 1.04 \times \left[\frac{\mathcal{L}_x^m(1950)}{\mathcal{L}_x^f(1950)} \right]$$

donde el superíndice *m* indica la población masculina y *f* la femenina. La población masculina al 1 de enero de 1950 es, entonces:

$$P_x^m(1950) = IM_x(1950) \times P_x^f(1950)$$

Con el procedimiento de proyección de las fórmulas (5.1) y (5.1'), se reconstruyó la población masculina de 1950 a 2015.

En el cuadro 5.1 se reproduce la población estimada al 1 de enero de 2016, 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 2016.

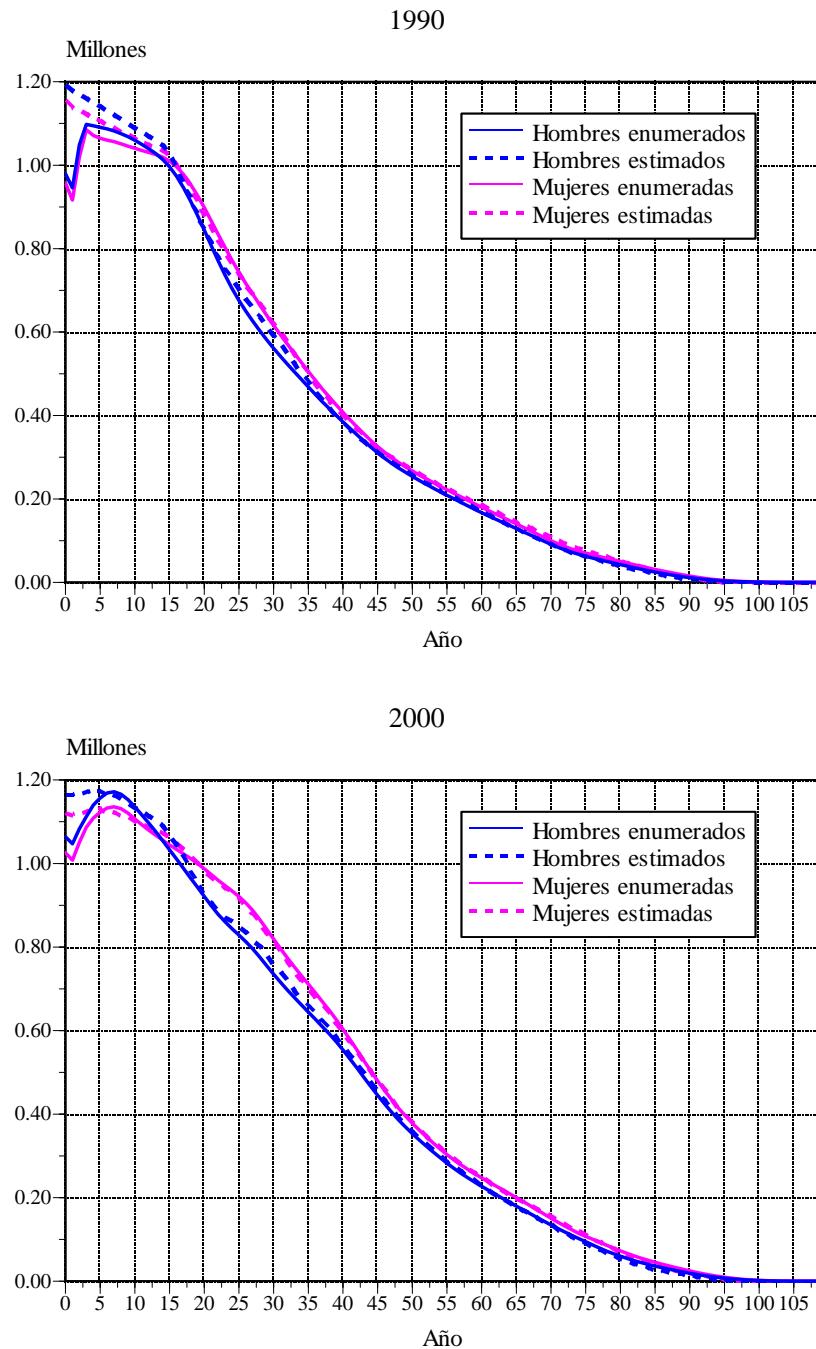
En la gráfica 5.3 se comparan las poblaciones enumeradas y estimadas en las fechas de los censos de 1990 a 2010 y de la encuesta de 2015. Se aprecia una fuerte congruencia en las composiciones por edad y los volúmenes de población, excepto en los primeros tres

Cuadro 5.1. Población por edad y sexo estimada al 1 de enero de 2016

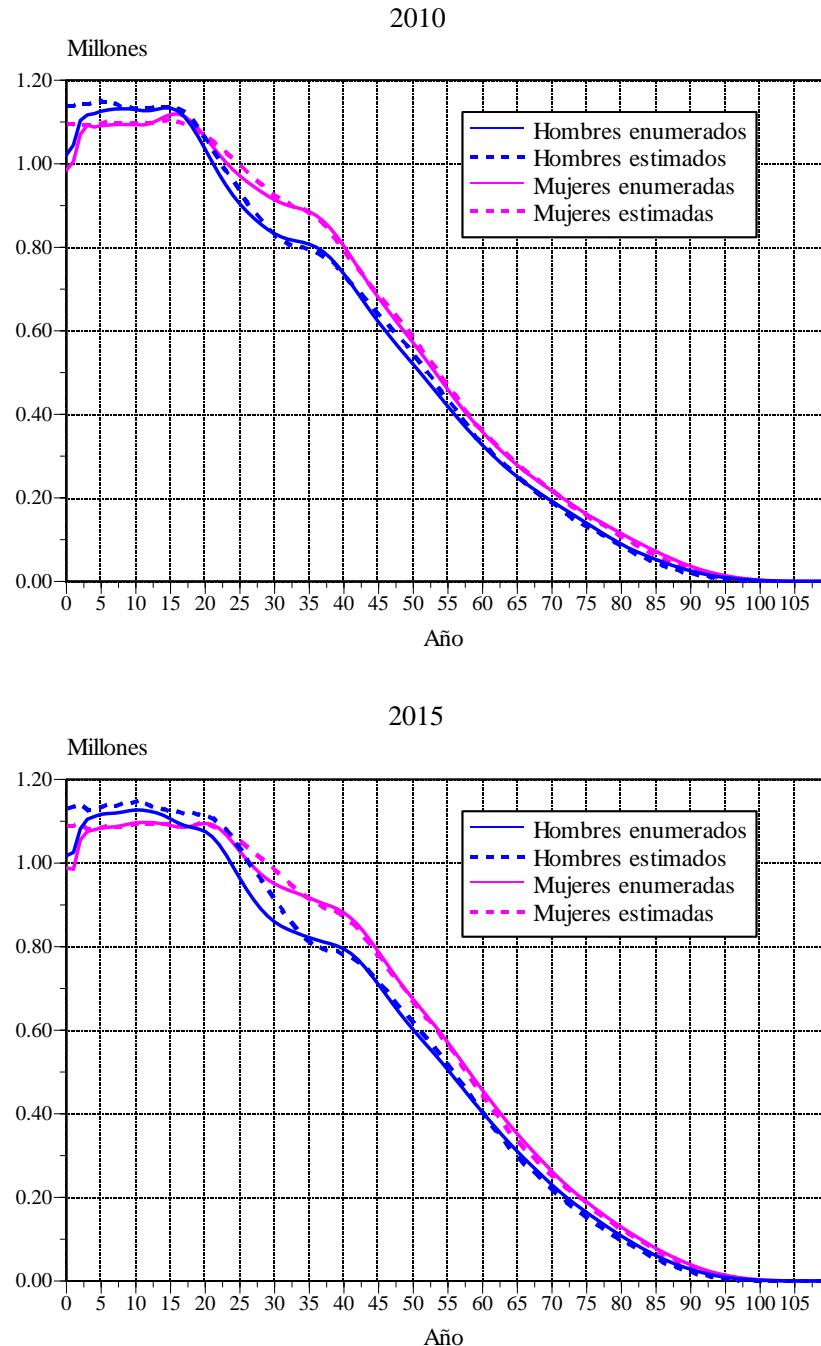
Edad	Hombres	Mujeres	Edad	Hombres	Mujeres	Edad	Hombres	Mujeres	Edad	Hombres	Mujeres
0	1 124 924	1 085 019	28	973 888	1 021 284	56	508 593	555 432	83	73 981	98 059
1	1 127 304	1 088 801	29	949 369	1 007 031	57	485 891	531 781	84	65 852	88 304
2	1 128 503	1 090 816	30	925 672	992 679	58	462 592	507 536	85	58 041	78 774
3	1 130 187	1 091 801	31	902 108	978 133	59	439 055	483 093	86	50 532	69 449
4	1 130 930	1 091 950	32	878 713	963 507	60	415 716	458 932	87	43 371	60 385
5	1 131 813	1 092 898	33	856 725	949 439	61	392 854	435 323	88	37 127	52 389
6	1 133 681	1 094 132	34	836 841	935 812	62	369 849	412 096	89	31 151	44 555
7	1 135 548	1 096 524	35	819 932	923 001	63	348 459	389 158	90	26 070	37 801
8	1 136 664	1 097 725	36	806 687	911 608	64	326 780	366 710	91	21 546	31 672
9	1 139 199	1 099 081	37	796 918	901 569	65	305 621	344 901	92	17 526	26 108
10	1 142 307	1 101 818	38	790 251	892 740	66	289 783	328 898	93	14 021	21 160
11	1 143 806	1 103 433	39	786 410	885 033	67	272 448	310 631	94	11 014	16 830
12	1 140 474	1 101 039	40	784 545	877 982	68	255 803	293 182	95	8 482	13 113
13	1 135 588	1 098 413	41	778 929	866 065	69	239 922	276 609	96	6 396	9 999
14	1 131 278	1 096 966	42	770 747	851 601	70	224 664	260 706	97	4 716	7 455
15	1 126 120	1 094 711	43	759 155	834 284	71	210 139	245 631	98	3 402	5 427
16	1 121 769	1 091 664	44	744 237	814 369	72	195 882	230 794	99	2 395	3 852
17	1 118 806	1 088 806	45	726 582	792 896	73	182 411	216 771	100	1 641	2 658
18	1 116 046	1 087 659	46	707 964	770 525	74	170 103	203 988	101	1 089	1 778
19	1 113 569	1 088 801	47	688 250	747 650	75	157 472	190 678	102	699	1 146
20	1 111 617	1 090 874	48	668 173	724 993	76	145 050	177 433	103	431	708
21	1 108 247	1 091 166	49	648 403	703 093	77	133 140	164 618	104	253	417
22	1 099 882	1 087 064	50	629 160	682 130	78	121 905	152 425	105	141	232
23	1 087 605	1 080 855	51	610 109	661 656	79	111 232	140 709	106	73	121
24	1 070 211	1 072 251	52	590 911	641 281	80	101 112	129 430	107	36	59
25	1 046 739	1 059 774	53	571 457	620 872	81	91 586	118 630	108	16	27
26	1 021 888	1 046 489	54	551 367	599 933	82	82 560	108 184	109	7	11
27	998 450	1 034 574	55	530 435	578 162						

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, 1990-2015



Gráfica 5.3.
(Concluye)



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

años de vida, como lo hemos apuntado antes, y en los hombres entre 15 y 35 años de edad, presumiblemente porque la migración temporal lleva consigo alguna omisión, aunque los recuentos poblacionales del país hayan sido de derecho desde 1930.

El cuadro 5.2 contiene la comparación de las poblaciones reconstruidas con las censadas para las diez enumeraciones consideradas. La cabalidad en la enumeración de habitantes ha mejorado con el paso de los años, siendo el recuento de 2015 el de mejor cobertura. El conteo de 2005, acaso por no haber levantado la encuesta postcensal de verificación de viviendas, acusa mayor omisión que en los censos de 2000 y 2010, entre los que circscribe. Cabe resaltar que los esfuerzos por contabilizar a los menores de 3 años de edad, tradicionalmente excluidos, han rendido frutos, pues cada vez es menor la omisión proporcional de esos niños.

Seguramente llaman la atención tres hechos en el cuadro 5.2. Primero, que la omisión de la mujeres de 3 años o más en 1950 sea menor que los censos de 1970, 1980 y 1990, cuando en los hombres es mayor. Esto se puede deber a la incertidumbre de la migración internacional previa a 1960, porque era un fenómeno escaso, sobre todo en las mujeres, y la información de que disponemos proviene de encuestas por muestreo de pocos casos. Segundo, los valores negativos de las personas de 3 años o más en el censo de 1980, lo cual indicar que se habría sobreenumerado a los habitantes. Lo cierto es que, ante serios problemas en el levantamiento, cuando amplias zonas del país no fueron censadas, “se (le) aplicaron técnicas complementarias” (Jarque, 1990: 7).

Tercero, el valor negativo en las mujeres de 3 años o más de edad en 2000. Si bien ese monto implicaría sobre enumeración en el censo, debemos considerar que, de las 1'770,825 personas que atribuimos a 425,724 viviendas pendientes en el censo, 783,684 se asignaron a las mujeres de 3 años o más de edad, y agregadas a 45'876,560 censadas¹ arroja 46'660,244. Si aceptamos que la cobertura del censo de 2000 fue total (enumeradas más asignación de viviendas pendientes), la población femenina “censada” de tres años o más de sería 36,144 mujeres menos, es decir, 46'0624,100 (el resultado de la conciliación); o bien, que debimos haber asignado 747'540 (783,684-36,144) para las viviendas pendientes, 4.6% del valor original.

5.2 Tendencia del crecimiento demográfico

La población media y las tasas de crecimiento se presentan en la gráfica 5.4. Los habitantes del país se duplicaron en menos de 30 años, al pasar de 27.1 millones en 1950 a 54.2 millones en 1972, y una nueva dobla habría tenido lugar con 109 millones en 2007; 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 la primeras década, 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.

¹ 45'731,962 enumeradas más 144,598 por reparto proporcional de la no respuesta.

Cuadro 5.2. Población censada y estimada en dos grupos de edad por sexo, 1950–2015

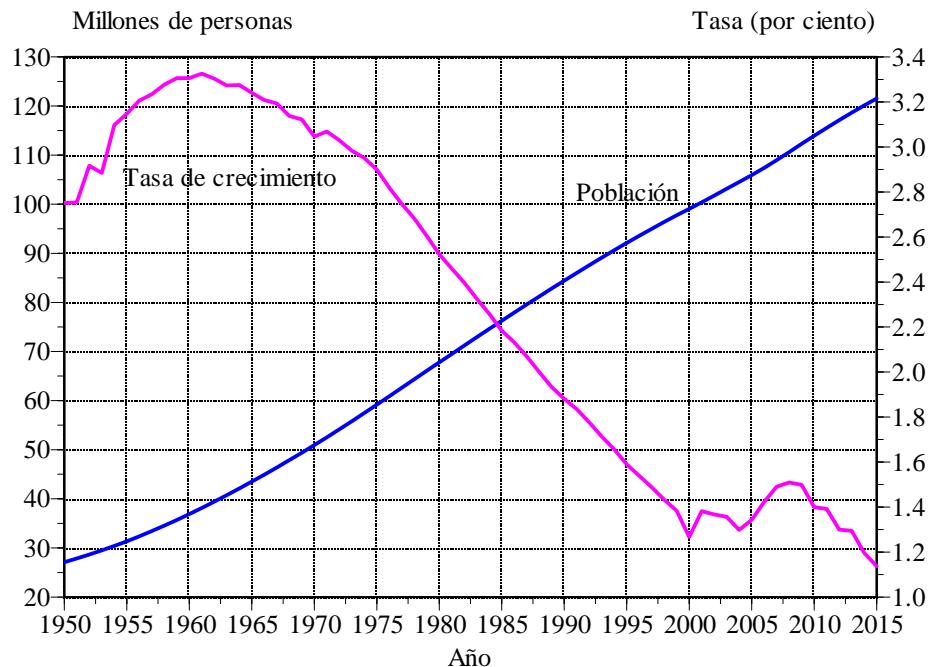
Sexo	Censada			Estimada			Omisión			Porcentaje de omisión		
	Total	0 a 2 años	3 años o +	Total	0 a 2 años	3 años o +	Total	0 a 2 años	3 años o +	Total	0 a 2 años	3 años o +
Censo de 1950												
Total	25 790 955	2 335 433	23 455 522	26 972 581	3 091 835	23 880 746	1 181 626	756 402	425 224	4.4	24.5	1.8
Hombres	12 696 903	1 179 943	11 516 960	13 468 842	1 561 575	11 907 267	771 939	381 632	390 307	5.7	24.4	3.3
Mujeres	13 094 052	1 155 490	11 938 562	13 503 739	1 530 260	11 973 479	409 687	374 770	34 917	3.0	24.5	0.3
Censo de 1960												
Total	34 923 129	3 386 579	31 536 550	36 704 917	4 489 529	32 215 388	1 781 788	1 102 950	678 838	4.9	24.6	2.1
Hombres	17 415 320	1 729 194	15 686 126	18 349 741	2 273 218	16 076 523	934 421	544 024	390 397	5.1	23.9	2.4
Mujeres	17 507 809	1 657 385	15 850 424	18 355 176	2 216 311	16 138 865	847 367	558 926	288 441	4.6	25.2	1.8
Censo de 1970												
Total	48 225 238	4 802 136	43 423 102	50 118 697	5 872 059	44 246 638	1 893 459	1 069 923	823 536	3.8	18.2	1.9
Hombres	24 065 614	2 440 285	21 625 329	25 062 491	2 974 909	22 087 582	996 877	534 624	462 253	4.0	18.0	2.1
Mujeres	24 159 624	2 361 851	21 797 773	25 056 206	2 897 150	22 159 056	896 582	535 299	361 283	3.6	18.5	1.6
Censo de 1980												
Total	66 846 833	5 313 961	61 532 872	67 426 294	6 685 954	60 740 340	579 461	1 371 993	- 792 532	0.9	20.5	-1.3
Hombres	33 039 307	2 674 940	30 364 367	33 578 533	3 390 285	30 188 248	539 226	715 345	- 176 119	1.6	21.1	-0.6
Mujeres	33 807 526	2 639 021	31 168 505	33 847 761	3 295 669	30 552 092	40 235	656 648	- 616 413	0.1	19.9	-2.0
Censo de 1990												
Total	81 281 643	5 867 273	75 414 370	83 679 729	6 952 332	76 727 397	2 398 086	1 085 059	1 313 027	2.9	15.6	1.7
Hombres	39 909 172	2 974 223	36 934 949	41 402 381	3 531 919	37 870 462	1 493 209	557 696	935 513	3.6	15.8	2.5
Mujeres	41 372 471	2 893 050	38 479 421	42 277 348	3 420 413	38 856 935	904 877	527 363	377 514	2.1	15.4	1.0

Cuadro 5.2.
(Concluye)

Sexo	Censada			Estimada			Omisión			Porcentaje de omisión		
	Total	0 a 2 años	3 años o +	Total	0 a 2 años	3 años o +	Total	0 a 2 años	3 años o +	Total	0 a 2 años	3 años o +
Conteo de 1995												
Total	91 159 794	6 173 456	84 986 338	92 345 314	7 006 966	85 338 348	1 185 520	833 510	352 010	1.3	11.9	0.4
Hombres	44 901 152	3 144 170	41 756 982	45 551 884	3 563 599	41 988 285	650 732	419 429	231 303	1.4	11.8	0.6
Mujeres	46 258 642	3 029 286	43 229 356	46 793 430	3 443 367	43 350 063	534 788	414 081	120 707	1.1	12.0	0.3
Censo de 2000												
Total	97 154 888	6 278 266	90 876 622	98 307 639	6 847 287	91 460 352	1 152 751	569 021	583 730	1.2	8.3	0.6
Hombres	47 410 581	3 194 203	44 216 378	48 324 212	3 487 960	44 836 252	913 631	293 757	619 874	1.9	8.4	1.4
Mujeres	49 744 307	3 084 063	46 660 244	49 983 427	3 359 327	46 624 100	239 120	275 264	- 36 144	0.5	8.2	-0.1
Conteo de 2005												
Total	102 732 088	5 937 690	96 794 398	106 085 350	6 752 809	99 332 541	3 353 262	815 119	2 538 143	3.2	12.1	2.6
Hombres	49 961 143	3 021 123	46 940 020	51 920 526	3 436 819	48 483 707	1 959 383	415 696	1 543 687	3.8	12.1	3.2
Mujeres	52 770 945	2 916 567	49 854 378	54 164 824	3 315 990	50 848 834	1 393 879	399 423	994 456	2.6	12.0	2.0
Censo de 2010												
Total	112 437 569	6 230 917 106 206 652	113 656 537	6 728 195 106 928 342	1 218 968	497 278	721 690	1.1	7.4	0.7		
Hombres	54 887 084	3 169 866	51 717 218	55 626 167	3 421 853	52 204 314	739 083	251 987	487 096	1.3	7.4	0.9
Mujeres	57 550 485	3 061 051	54 489 434	58 030 370	3 306 342	54 724 028	479 885	245 291	234 594	0.8	7.4	0.4
Encuesta de 2015												
Total	119 530 753	6 154 074 113 376 679	120 930 422	6 664 768 114 265 654	1 399 669	510 694	888 975	1.2	7.7	0.8		
Hombres	58 056 133	3 125 103	54 931 030	59 210 116	3 390 111	55 820 005	1 153 983	265 008	888 975	1.9	7.8	1.6
Mujeres	61 474 620	3 028 971	58 445 649	61 720 306	3 274 657	58 445 649	245 686	245 686	0	0.4	7.5	0.0

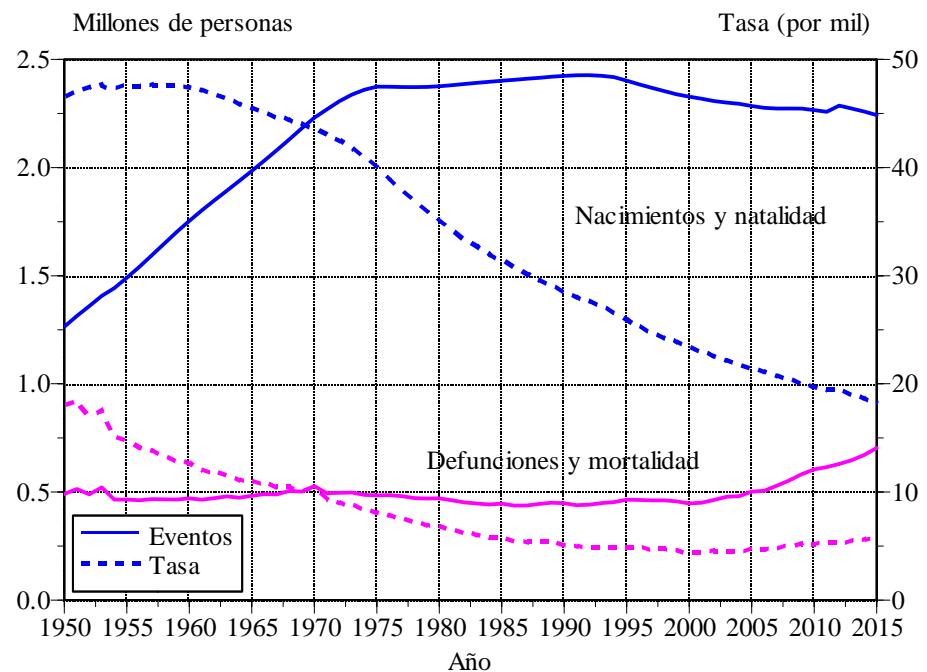
Fuente: Estimaciones con base en los capítulos 2 a 4.

Gráfica 5.4. Población media y tasa de crecimiento, 1950-2015



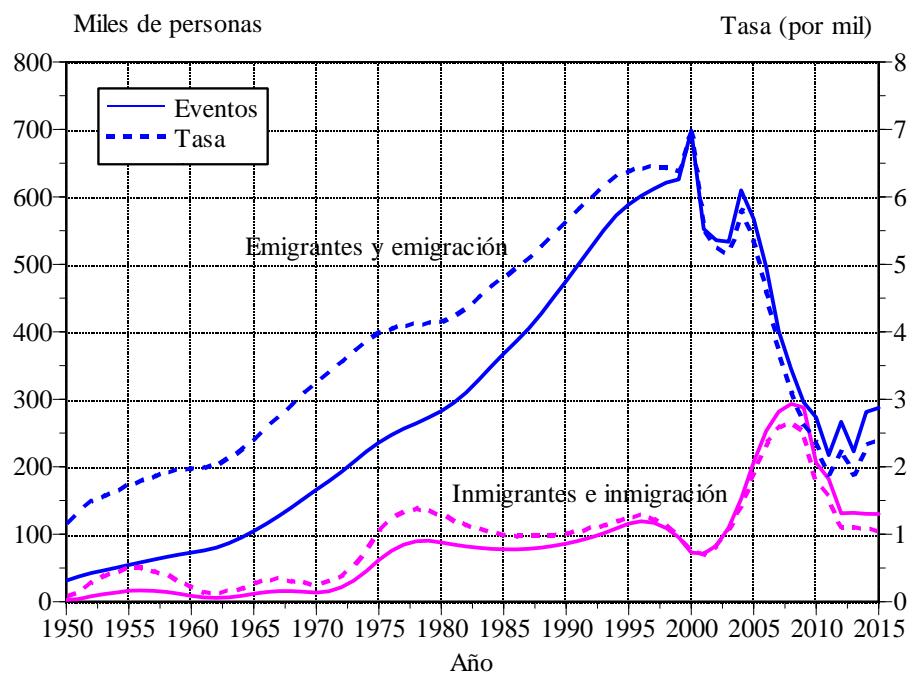
Fuente: Estimaciones con base en los capítulos 2, 3 y 4.

Gráfica 5.5. Nacimientos, defunciones y tasas brutas de natalidad y mortalidad, 1950-2015



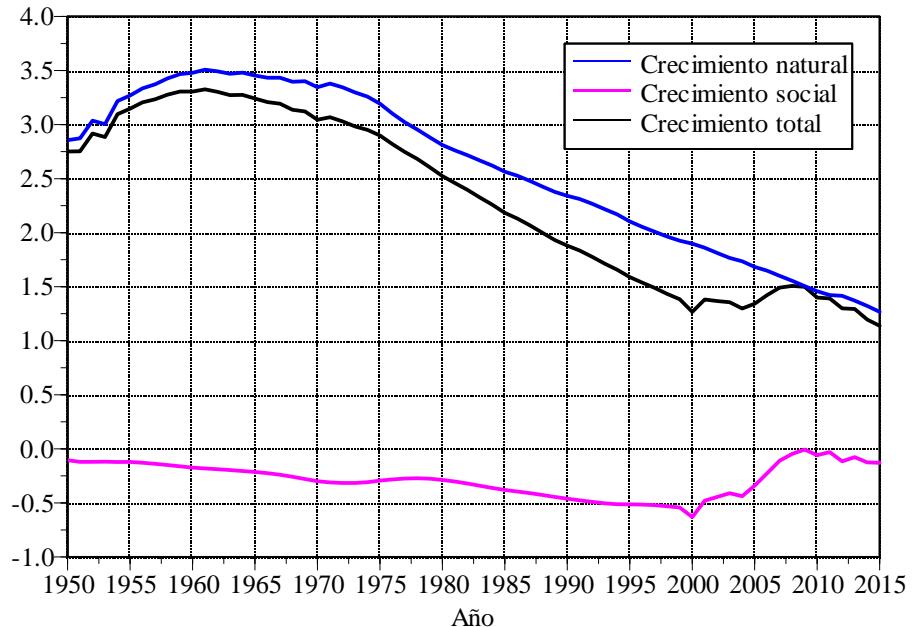
Fuente: Estimaciones con base en los capítulos 2, 3 y 4.

Gráfica 5.6. Migrantes internacionales y tasas brutas de migración 1950-2015



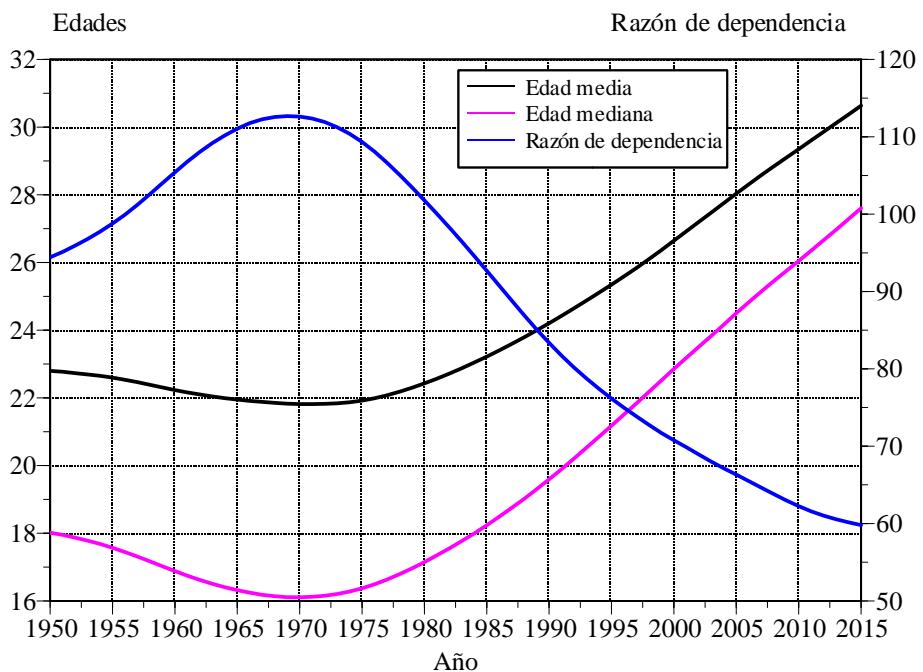
Fuente: Estimaciones con base en los capítulos 2, 3 y 4.

Gráfica 5.7. Componentes del crecimiento poblacional, 1950-2015
(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, 1950-2015



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

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 nacimientos 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 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 2015. 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 si liga a la severa crisis económica que azota a Estados Unidos desde 2008. 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 parecen vincularse al repunte reciente de la emigración, y el descenso de la inmigración como una opción menos viable de nuestros compatriotas de regresar a México.

La suma del crecimiento natural (exceso de nacimientos sobre defunciones) y el cre-

cimiento social (inmigrantes menos emigrantes), da lugar al crecimiento demográfico. 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.

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 resumidos para las seis décadas y media 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, cuando la mitad de la población era menor de 18 años. 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.

Parte II. La población estatal

6 Población de los estados 1970–2015

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 (excepto en 1980 como discutimos en el acápite 5.1).

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 2010, 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 (excepto en 1980), 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 . 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 $E_x(t)$ son los nacionales, 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 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 estatales, es sobreponer la distribución estatal de 3 años o más, en cada censo de 1970 a 2010, 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 marginales columna son las poblaciones de 3 años o más, estimadas como se dijo arriba (cuadro 6.1). El arreglo 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 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 conjectura que la omisión

Cuadro 6.1. Población de tres años o más de edad por estado y sexo estimada a la fecha del censo o conteo o encuesta, 1970–2015

Estado	1970	1980	1990	1995	2000	2005	2010	2015
<i>Hombres</i>								
República Mexicana	22 087 582	30 188 248	37 870 462	41 988 285	44 836 252	48 483 707	52 204 314	55 820 005
Aguascalientes	152 586	230 360	330 555	390 537	428 003	493 321	545 273	611 419
Baja California	398 042	537 023	793 724	990 074	1 163 530	1 371 825	1 513 812	1 587 685
Baja California Sur	60 214	99 694	154 334	178 915	205 487	251 491	306 482	343 849
Campeche	117 187	191 284	254 907	300 554	325 637	362 265	388 722	424 053
Coahuila	518 106	708 673	933 576	1 011 485	1 076 413	1 197 468	1 299 294	1 401 738
Colima	111 178	157 558	202 288	227 779	250 975	270 954	306 402	335 964
Chiapas	732 252	966 997	1 503 018	1 654 047	1 802 975	2 007 472	2 208 994	2 398 491
Chihuahua	743 965	917 683	1 155 741	1 301 031	1 427 030	1 549 703	1 616 432	1 692 228
Ciudad de México	3 061 069	3 884 388	3 767 501	3 871 604	3 918 137	4 078 866	4 103 051	4 159 110
Durango	436 154	538 508	628 309	662 780	667 180	712 387	763 507	821 508
Guanajuato	1 041 530	1 354 220	1 816 119	1 986 070	2 090 630	2 239 776	2 492 131	2 697 930
Guerrero	732 082	960 018	1 210 350	1 327 100	1 393 132	1 441 260	1 551 746	1 615 994
Hidalgo	550 697	707 404	881 475	974 814	1 024 068	1 088 230	1 215 902	1 313 416
Jalisco	1 490 041	1 947 463	2 433 056	2 731 089	2 892 198	3 154 626	3 424 933	3 682 286
Méjico	1 760 945	3 395 930	4 603 492	5 401 871	6 026 673	6 567 917	7 053 516	7 570 315
Michoacán	1 070 506	1 297 691	1 626 573	1 760 606	1 797 694	1 828 590	1 988 470	2 105 334
Morelos	282 969	427 651	556 681	659 098	705 965	747 951	818 167	880 230
Nayarit	253 047	332 162	389 600	420 096	431 313	454 990	511 395	558 079
Nuevo León	780 252	1 142 725	1 479 793	1 670 388	1 806 683	2 026 844	2 219 175	2 450 416
Oaxaca	923 872	1 085 111	1 396 143	1 478 079	1 563 806	1 620 272	1 724 505	1 807 731
Puebla	1 148 368	1 502 102	1 900 900	2 101 018	2 295 965	2 475 852	2 629 288	2 822 091
Querétaro	222 165	332 784	487 329	571 580	640 933	741 002	839 094	951 680
Quintana Roo	41 890	105 221	241 515	332 648	422 616	539 317	634 763	719 241
San Luis Potosí	592 923	759 955	931 083	1 011 712	1 054 549	1 127 063	1 198 692	1 266 910
Sinaloa	591 410	848 492	1 047 525	1 139 317	1 194 129	1 253 715	1 317 115	1 413 612
Sonora	508 230	696 841	873 317	983 028	1 049 639	1 159 640	1 273 540	1 354 240
Tabasco	355 488	486 514	708 880	813 571	883 052	945 740	1 040 134	1 118 283
Tamaulipas	665 715	871 209	1 060 644	1 176 469	1 285 811	1 441 933	1 540 110	1 628 790
Tlaxcala	196 194	253 531	356 268	406 240	444 060	497 604	537 300	590 380
Veracruz	1 764 532	2 452 061	2 918 248	3 117 942	3 177 136	3 329 909	3 533 153	3 769 058
Yucatán	353 404	487 229	640 281	724 029	776 623	869 136	922 444	992 969
Zacatecas	430 569	509 566	587 237	612 714	614 210	636 588	686 782	734 975

Cuadro 6.1.
(Concluye)

Estado	1970	1980	1990	1995	2000	2005	2010	2015
<i>Mujeres</i>								
República Mexicana	22 159 056	30 552 092	38 856 935	43 350 063	46 624 100	50 848 834	54 724 028	58 445 649
Aguascalientes	156 055	237 346	345 722	408 513	454 013	524 148	575 641	635 548
Baja California	400 235	545 847	780 706	973 125	1 131 381	1 337 728	1 481 530	1 582 160
Baja California Sur	57 084	94 648	146 485	172 512	194 616	238 010	291 581	330 922
Campeche	115 290	188 804	249 387	297 144	323 852	366 606	395 044	434 994
Coahuila	506 387	708 114	935 891	1 023 713	1 082 131	1 207 529	1 315 478	1 411 383
Colima	109 787	157 122	202 951	230 488	254 772	276 412	310 838	342 067
Chiapas	712 618	933 211	1 484 994	1 658 615	1 823 525	2 068 356	2 294 825	2 505 866
Chihuahua	732 198	926 314	1 157 151	1 310 853	1 423 752	1 556 300	1 633 409	1 718 276
Ciudad de México	3 296 249	4 188 792	4 077 708	4 208 018	4 252 608	4 431 772	4 482 602	4 558 761
Durango	418 625	534 105	639 613	676 204	689 126	739 260	787 942	845 853
Guanajuato	1 032 746	1 372 631	1 922 317	2 114 916	2 262 470	2 457 162	2 694 701	2 861 721
Guerrero	734 290	957 771	1 251 197	1 377 373	1 473 189	1 545 587	1 649 076	1 730 672
Hidalgo	545 659	694 063	899 316	1 002 241	1 083 406	1 174 769	1 308 256	1 413 385
Jalisco	1 522 652	2 026 026	2 574 913	2 876 517	3 039 286	3 323 951	3 570 014	3 805 153
Méjico	1 728 539	3 401 596	4 692 651	5 556 798	6 248 099	6 860 819	7 415 228	7 971 300
Michoacán	1 060 811	1 321 981	1 716 074	1 863 029	1 938 720	1 996 826	2 135 098	2 245 370
Morelos	284 121	432 839	577 850	689 610	752 059	805 829	877 545	942 262
Nayarit	244 460	325 150	387 392	419 901	434 374	462 096	513 843	560 398
Nuevo León	771 543	1 139 239	1 474 554	1 673 942	1 803 866	2 026 533	2 225 123	2 453 928
Oaxaca	938 958	1 087 221	1 442 040	1 541 499	1 668 292	1 764 253	1 883 383	1 971 119
Puebla	1 162 296	1 532 084	1 984 943	2 216 561	2 452 073	2 683 209	2 862 899	3 060 482
Querétaro	220 321	331 276	499 957	590 891	676 151	787 729	890 094	988 080
Quintana Roo	38 244	97 048	222 051	313 609	396 889	516 140	612 080	706 293
San Luis Potosí	579 724	755 004	948 294	1 036 968	1 099 170	1 192 137	1 261 681	1 333 402
Sinaloa	565 091	823 144	1 035 293	1 133 413	1 189 161	1 262 405	1 329 098	1 432 465
Sonora	502 112	680 309	856 228	971 045	1 033 595	1 146 678	1 255 245	1 364 388
Tlaxcala	343 977	473 287	701 911	817 499	895 868	971 453	1 075 194	1 155 628
Tamaulipas	669 856	884 102	1 074 266	1 195 227	1 304 836	1 466 164	1 573 171	1 662 924
Veracruz	189 715	251 900	363 085	419 645	462 042	527 042	573 724	625 402
Yucatán	1 737 751	2 447 490	2 955 649	3 207 207	3 338 158	3 564 796	3 778 377	4 010 425
Zacatecas	428 996	517 074	609 227	638 629	653 426	680 474	723 433	763 873

Fuente: Capítulo 5, censos de población de 1970 a 2010, conteos de población de 1995 y 2005 y encuesta intercensal 2015.

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. 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 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 conjectura, es necesario tener la distribución estatal de los nacimientos. De la asignación biproporcional iterativa contamos con las mujeres en edad fértil, con lo cual sólo se requiere de las tasas específicas por edad para determinar los montos de nacimientos. En el capítulo siguiente se describe la selección de los niveles estatales de la fecundidad y su adaptación al nacional para cada año del periodo 1970–2015. Mediante un procedimiento similar obtuvimos las tasas estatales de fecundidad asociadas a las fechas censales. La deducción del monto de nacimientos alrededor de la fecha censal es directa, así como su distribución territorial.

Los ocho paneles de la gráfica 6.1 corroboran nuestra conjectura, incluso los coeficientes de correlación lineal son bastante altos.¹ 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 los niños de 3 años.

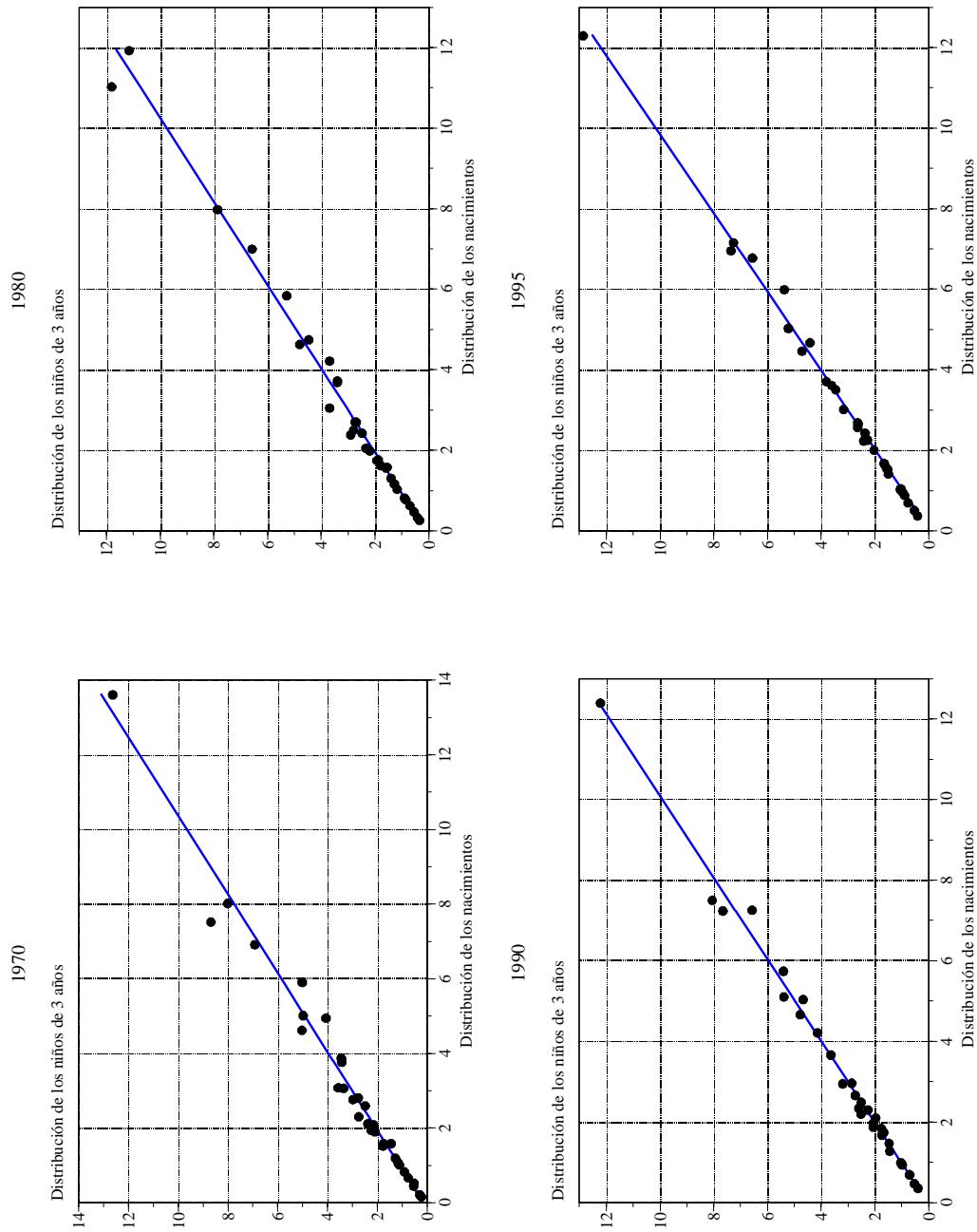
Denotemos por $c_i(x, t)$ a la proporción de la población nacional de edad exacta x que vive en el estado i al tiempo t (fecha del censo, conteo o encuesta). Como el nacimiento es la edad exacta cero, vinculemos la edad cumplida cero a 0.5, uno a 1.5, dos a 2.5 y tres a 3.5. Conocemos los valores de $c_i(0, t)$ 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:

$$c_i(x + 0.5, t) = c_i(0, t) + \frac{(x + 0.5)}{3.5} [c_i(3.5, t) - c_i(0, t)] \quad \text{para } x = 0, 1, 2 \quad (6.3)$$

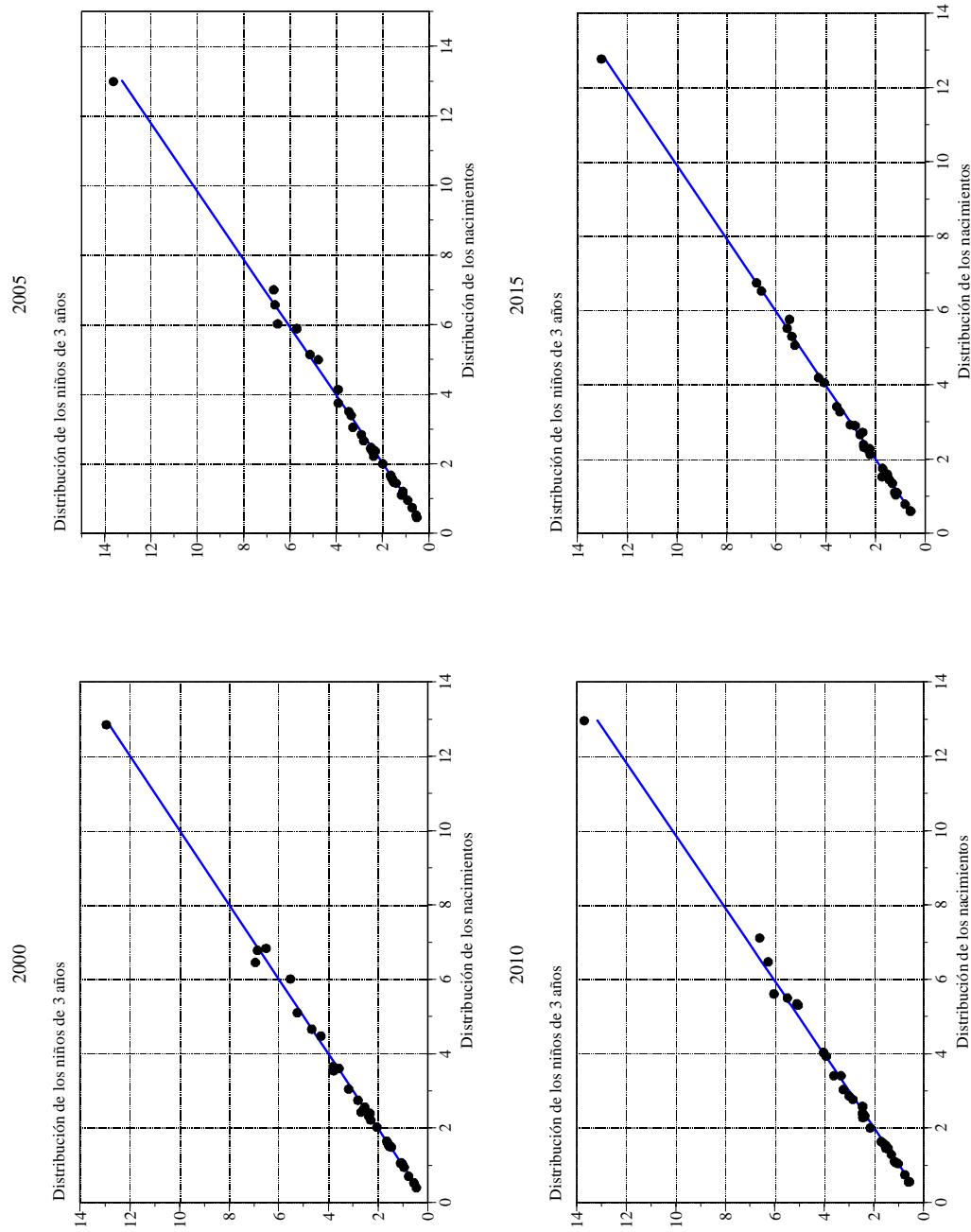
Dado que, para cualquier edad, la suma sobre los 32 estados debe ser igual a uno, la ecuación lineal satisface ese principio. En efecto:

¹De 0.995 o más de 1995 a 2015, 0.980 en 1970, 0.988 en 1980 y 0.992 en 1990.

Gráfica 6.1. Relación entre las distribuciones estatales de los nacimientos
y la población de 3 años de edad, 1970–2015



Gráfica 6.1.
(Concluye)



Fuente: Censos y conteos de población y encuesta intercensal de 1970 a 2015.

$$\sum_{i=1}^{32} c_i(x+0.5, t) = \sum_{i=1}^{32} c_i(0, t) + \frac{(x+0.5)}{3.5} \sum_{i=1}^{32} [c_i(3.5, t) - c_i(0, t)] = 1 + \frac{(x+0.5)}{3.5} [1 - 1] = 1$$

Al sobreponer la distribución estatal a las poblaciones nacionales de 0, 1 y 2 años se tienen 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 cinco 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. Si bien las diferencias no son grandes, preferimos retener las poblaciones censadas en esos casos, pues no puede haber sobreenumeración 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. 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 1970-2015 se obtuvo en cinco pasos:

1. Para cada estado, se obtuvo una primera estimación mediante interpolación geométrica de la población, excepto en 1970 y 2016 que se extrapoló con base en el crecimiento de 1970 a 1980 y de 2010 a 2015, respectivamente. Para el periodo 2000–2010 se omitió se consideró el crecimiento del decenio, con el fin de no sesgar el comportamiento temporal por las diferencias metodológicas del conteo de 2005 y los censos de 2000 y 2010 mencionadas en el apartado 2.2.3. La distribución estatal obtenida se sobrepuso al total nacional 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 de 1970, 1980, 1990, 2000, 2010 y 2016 del paso anterior. Las distribuciones estatales intermedias 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:

$$c_i(x, t_0 + y) = c_i(x, t) + \frac{(t - t_0)}{(t_1 - t_0)} [c_i(x, t_1) - c_i(x, t_0)] \quad \text{para } t_0 \leq t \leq t_1 \quad (6.4)$$

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, 1970-2015

Estado	1970	1980	1990	1995	2000	2005	2010	2015
<i>Hombres</i>								
República Mexicana	2 974 909	3 390 285	3 531 919	3 563 599	3 487 960	3 436 819	3 421 853	3 390 111
Aguascalientes	21 069	27 508	33 308	36 646	37 333	39 160	38 959	39 401
Baja California	49 170	51 604	71 066	82 398	87 925	93 620	94 765	90 035
Baja California Sur	7 336	10 185	12 942	13 821	14 479	16 428	18 967	20 341
Campeche	15 463	22 410	24 894	25 866	25 398	25 089	25 166	26 723
Coahuila	66 033	74 544	79 107	82 239	81 938	84 696	85 843	89 543
Colima	14 419	17 335	17 493	18 331	18 410	17 913	18 979	20 434
Chiapas	107 353	120 315	169 537	166 041	164 706	168 748	177 414	191 065
Chihuahua	95 328	93 468	102 039	109 450	107 900	108 540	106 607	100 119
Ciudad de México	385 701	388 418	272 271	252 894	230 533	214 163	199 315	173 752
Durango	59 958	62 480	62 520	59 602	55 331	53 690	52 693	54 543
Guanajuato	144 284	160 604	183 943	182 017	180 506	177 186	178 731	178 340
Guerrero	109 042	121 119	129 562	129 260	127 826	116 622	115 094	113 433
Hidalgo	75 679	83 130	83 713	85 283	82 996	79 879	82 613	81 974
Jalisco	205 256	228 717	244 138	236 811	231 573	235 117	234 835	228 313
Méjico	241 826	386 390	432 951	447 365	449 555	454 963	455 557	434 945
Michoacán	150 693	157 566	170 749	162 552	152 580	138 470	137 746	143 061
Morelos	36 450	45 867	47 840	55 132	54 123	50 793	50 915	51 297
Nayarit	33 217	37 573	35 409	34 304	33 057	31 917	34 778	36 253
Nuevo León	97 345	113 292	107 419	122 943	124 536	132 764	134 015	137 882
Oaxaca	133 575	133 852	149 482	136 252	132 100	120 415	119 984	117 852
Puebla	162 993	188 212	198 276	202 134	201 853	198 154	189 225	187 637
Querétaro	31 530	41 349	51 421	51 740	53 320	54 929	56 486	59 416
Quintana Roo	5 483	12 200	24 878	31 303	35 207	39 263	42 860	44 226
San Luis Potosí	82 491	91 003	94 123	93 726	88 879	85 310	80 817	76 620
Sinaloa	75 248	90 262	86 991	92 142	88 572	82 582	80 536	80 759
Sonora	63 191	70 998	71 174	79 696	77 807	79 098	79 732	77 945
Tabasco	49 792	57 604	69 971	71 609	70 218	68 092	70 296	73 135
Tamaulipas	84 305	89 657	87 237	93 697	95 941	98 618	99 007	98 119
Tlaxcala	25 924	29 386	34 360	36 531	36 659	37 932	37 533	37 222
Veracruz	237 472	268 026	263 384	258 556	238 222	226 799	218 732	222 127
Yucatán	44 957	52 715	60 478	59 003	57 345	57 034	54 501	53 896
Zacatecas	62 326	62 496	59 243	54 255	51 152	48 835	49 152	49 703

Cuadro 6.2.
(Concluye)

Estado	1970	1980	1990	1995	2000	2005	2010	2015
<i>Mujeres</i>								
República Mexicana	2 897 150	3 295 669	3 420 413	3 443 367	3 359 327	3 315 990	3 306 342	3 274 657
Aguascalientes	20 535	26 565	32 119	35 469	35 974	37 630	37 353	37 483
Baja California	48 282	50 251	66 734	79 332	84 176	90 214	91 225	88 583
Baja California Sur	7 172	9 898	12 485	13 311	13 845	15 806	18 372	19 615
Campeche	15 272	21 950	24 096	24 946	24 603	24 252	24 142	26 176
Coahuila	63 397	72 560	76 790	79 146	78 789	81 595	83 072	85 919
Colima	14 013	16 741	16 897	17 508	17 483	17 233	18 278	19 335
Chiapas	104 403	117 521	164 165	161 891	159 212	163 720	172 256	186 487
Chihuahua	92 049	90 543	96 837	105 431	103 682	104 060	103 070	98 257
Ciudad de México	376 252	376 183	256 765	243 237	221 323	206 269	192 084	168 951
Durango	57 317	60 590	60 867	57 626	53 127	51 558	51 018	52 724
Guanajuato	139 949	156 501	178 478	176 774	173 952	171 388	172 916	171 155
Guerrero	106 021	117 930	126 989	124 766	123 672	113 236	111 732	109 264
Hidalgo	74 803	80 685	82 900	82 813	79 823	77 094	79 783	78 746
Jalisco	200 536	221 898	235 533	228 363	222 340	226 518	226 070	220 320
Méjico	234 985	377 130	419 443	432 977	433 445	438 551	441 308	415 988
Michoacán	145 866	153 114	166 138	157 256	147 133	134 020	133 345	138 273
Morelos	35 781	44 519	46 260	53 003	52 384	48 923	48 881	49 211
Nayarit	32 428	36 259	34 467	33 119	31 666	30 874	33 325	34 983
Nuevo León	93 469	108 775	104 550	118 411	119 348	128 033	129 452	134 439
Oaxaca	132 459	130 847	146 826	132 350	127 880	116 701	116 069	114 061
Puebla	159 232	184 296	194 600	195 081	195 142	191 458	182 954	181 911
Querétaro	30 738	40 250	49 782	50 514	51 439	52 844	54 621	56 664
Quintana Roo	5 464	11 752	23 541	30 311	33 987	38 107	41 589	43 245
San Luis Potosí	80 101	88 599	91 253	90 275	85 873	82 494	78 008	74 136
Sinaloa	72 709	87 126	85 586	88 864	85 109	79 655	77 511	77 306
Sonora	62 801	68 708	68 800	76 512	74 512	75 744	76 650	76 891
Tlaxcala	48 226	56 152	68 868	69 476	67 929	65 488	67 705	69 513
Tamaulipas	83 538	86 712	83 740	89 975	91 955	95 263	95 515	95 237
Veracruz	24 792	28 604	33 663	35 172	35 398	36 578	36 172	35 756
Yucatán	228 721	260 861	255 958	249 256	229 945	218 568	211 201	213 055
Zacatecas	44 608	51 360	57 971	57 151	55 001	55 027	53 137	52 831
	61 231	60 789	57 312	52 151	49 180	47 089	47 528	48 142

Fuente: Capítulo 5, censos de población de 1970 a 2010, conteos de población de 1995 y 2005 y encuesta intercensal 2015.

para ubicarla al 1 de enero de cada año del periodo 1970–2015 (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 nacional 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 biproporcional iterativa se obtuvo la población definitiva.

Los cuatro 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.

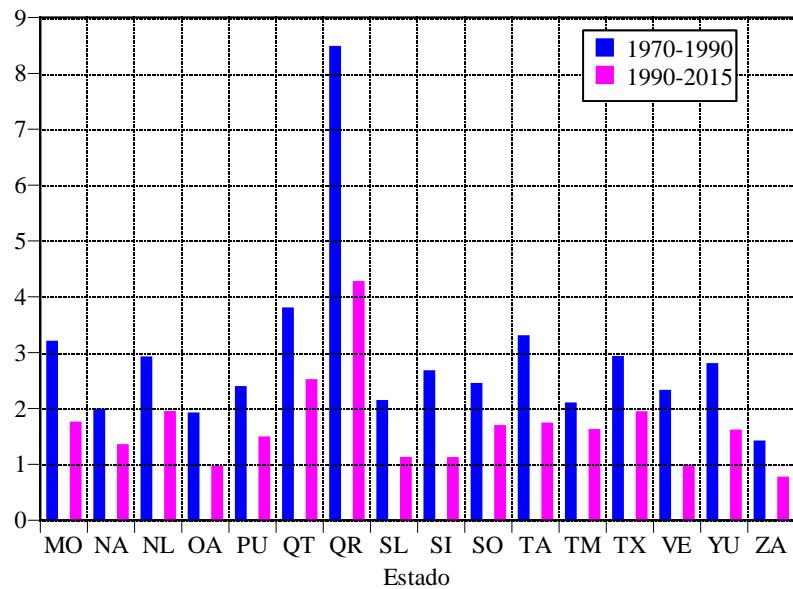
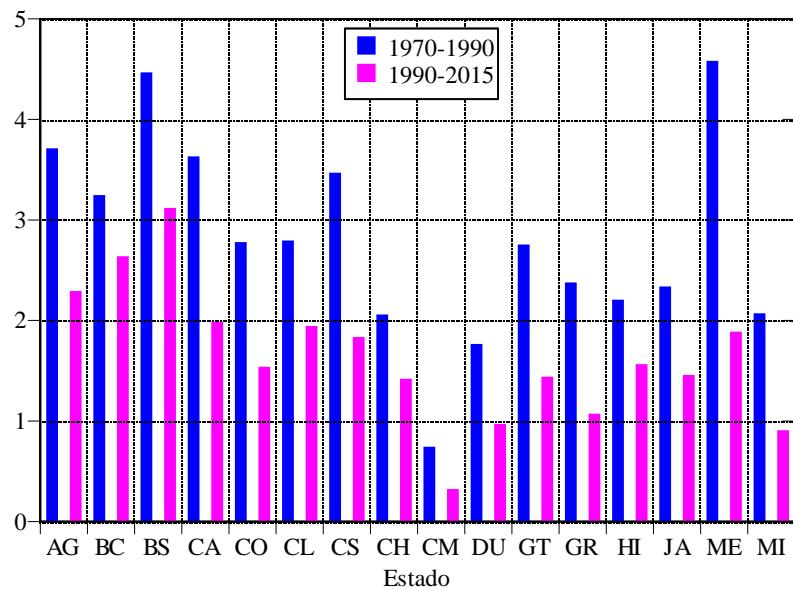
Se eligió este procedimiento, buscando una tendencia parsimoniosa de las poblaciones total, por edad y sexo. La población a mitad de año se obtuvo como el promedio aritmético de los habitantes al inicio y final del año. El total nacional se tuvo al sumar sobre los 32 estados.

Las tasas de crecimiento poblacional, para las cuatro décadas y media que cubre nuestro horizonte de la conciliación demográfica, en general, presentan un descenso en los cinco lustros más recientes, como se advierte en la gráfica 6.2. 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 la Ciudad de México hacia su 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 es continuo en la nueva centuria, recuperando el nivel alcanzado en el periodo 1970-1990; en cambio, el descenso de Quintana Roo es evidente y no se vislumbra que repunte en el futuro, estando próximo a ceder la primacía a Baja California Sur. La merma mencionada en la movilidad de residencia dentro de la zona metropolitana del Valle de México 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, por 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.

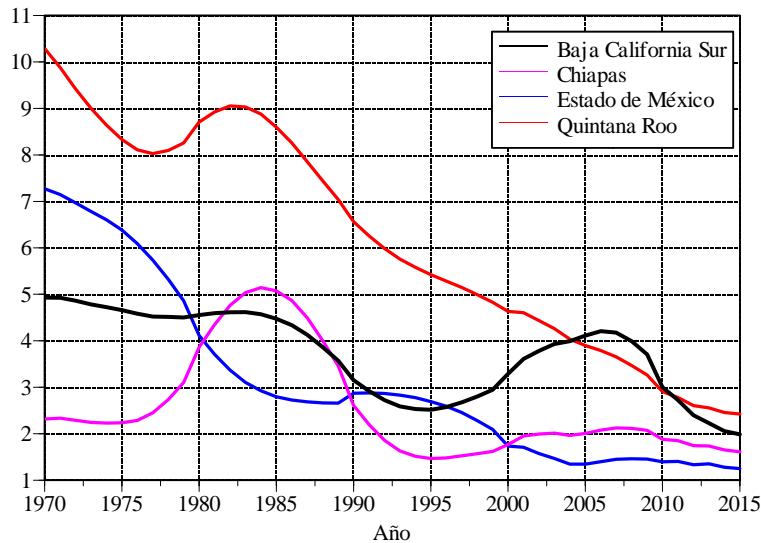
La tendencia de la fecundidad, la mortalidad y la migración interestatal e internacional, desde los años setenta del siglo pasado, ha venido configurando estructuras por edad cada vez más “envejecidas”. Este proceso es evidente en las cuatro composiciones etarias que se muestran en la gráfica 6.4, que nuevamente pretenden condensar la amplia gama de las estructuras por edad —y sus cambios con el paso del tiempo— entre los 32 estados.

Gráfica 6.2. Tasas medias anuales de crecimiento
por estado, 1970-2015
(Por cien)



Fuente: Estimaciones con base los censos, conteos y encuesta intercensal, 1970-2015.

Gráfica 6.3. Tasas anuales de crecimiento poblacional para cuatro estados seleccionados, 1970-2015
(Por cien)



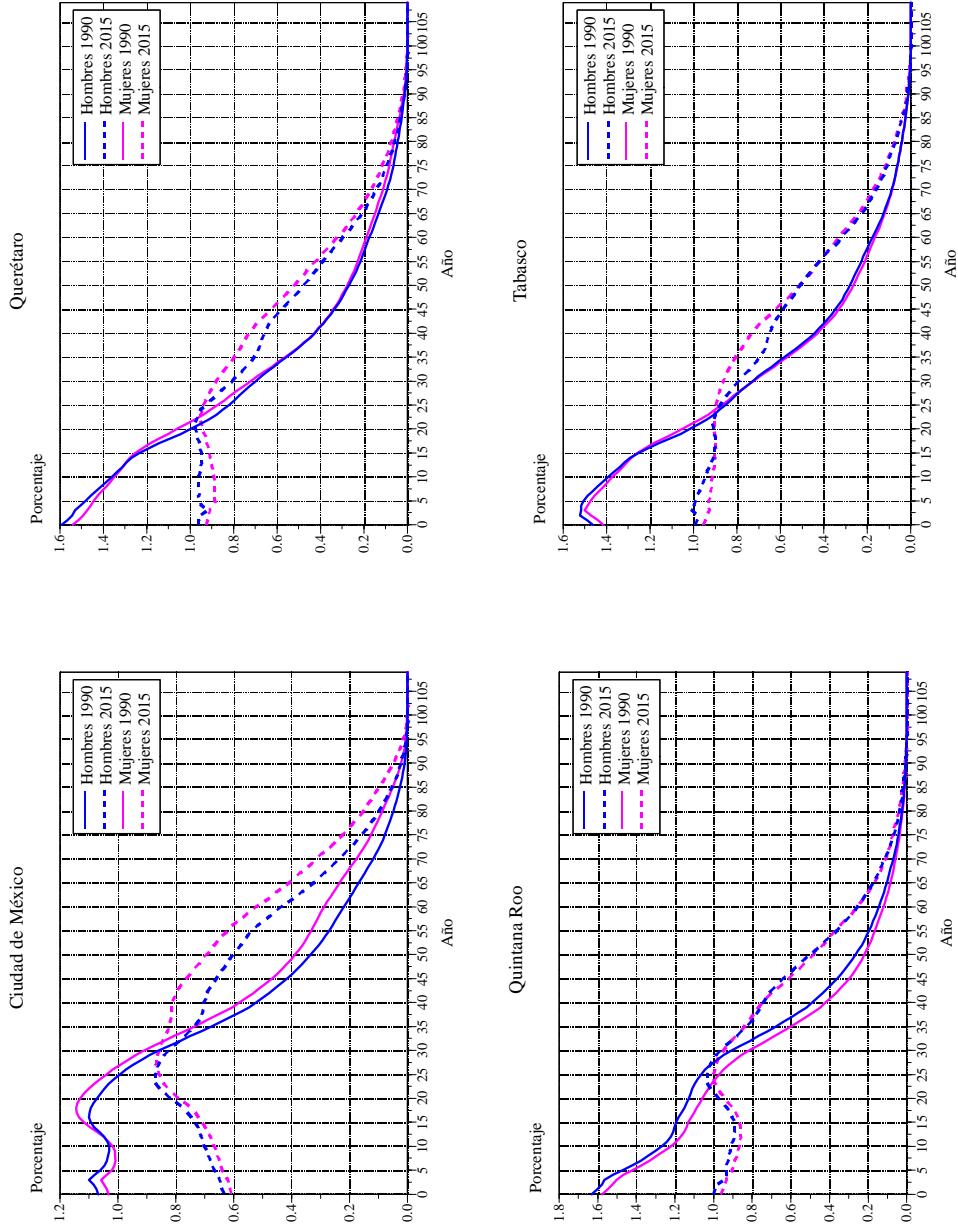
Fuente: Estimaciones con base en los censos, conteos y encuesta intercena, 1970-2015.

En los cuatro estados seleccionados se aprecia un clara disminución en la participación de los niños y adolescentes, originado en el descenso de la fecundidad —como veremos en el capítulo siguiente. Pero también, consecuencia de las más altas reproducciones biológicas de las parejas, la mayor concentración los menores de 25 años de edad en Tabasco en 2015 en comparación con los otros tres estados.

El claro abultamiento de 15 a 35 años en Quintana Roo es signo inequívoco de la intensa inmigración al estado, cuya pauta etaria revisamos en el capítulo 9.

En suma, los censos de población de 1970 a 2015, los dos conteos y la encuesta intercensal revelan, en general, un descenso paulatino en el ritmo de crecimiento, revertido 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).

Gráfica 6.4. Estructuras por edad de cuatro estados, 1990-2015



Fuente: Estimaciones basadas en censos y conteos de población y encuesta intercensal de 1970 a 2015.

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 cuatro años después de ocurridos; en este caso, todos los niños son menores de cinco años de edad al momento del registro. Además, trabajamos la reconstrucción de las cohortes de nacimientos registrados hasta siete años después de ocurridos, es decir, de niños registrados antes de alcanzar 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 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, de manera que 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. Sin embargo, las tasas específicas de fecundidad por edad son indicadores para los que el tamaño de muestra en algunos casos es insuficiente, como se verá más adelante.

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 y 2014.

De la información censal, analizamos las estimaciones de la tasa global de fecundidad (TGF) en 1999, 2009–2010 y 2014, obtenidas a partir de la información sobre la fecha

de nacimiento del último hijo nacido vivo en los censos de población de 2000 y 2010, 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 30 a 34 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. Los valores de estas paridades deberían de ser siempre menores que los de las tasas globales de fecundidad, en especial cuando el nivel de la fecundidad es elevado y la fecundidad de las mujeres mayores de 30 años es sustancial.

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 niños que en su gran mayoría serán registrados antes de entrar a la escuela.

Con el objeto de limitar las distorsiones causadas por las otras dos limitaciones, hicimos el seguimiento de cohortes registradas hasta cuatro años después de ocurridos; 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 2011, ya que se tienen los nacimientos hasta cuatro años después en 2015. 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, para completar el registro de los nacidos a partir de 2012.

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 siete años después de ocurridos. 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 2008.¹

Con base en los nacimientos resultado del seguimiento de las cohortes, en el cuadro 7.1, se presentan los valores de las tasas globales de fecundidad para cada una de las entidades federativas, para seis años seleccionados. En 1990, los valores de las TGF, cuando se considera el registro hasta 4 años, 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 a 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; en este año, esta entidad es la única con una tasa por encima de tres hijos por mujer.

En panel derecho del cuadro 7.1, con el seguimiento de las cohortes hasta siete años después de ocurrido el nacimiento, las entidades con fecundidad baja no cambian respecto de los del seguimiento más corto. En cambio, las entidades con fecundidad alta sí tienen valores más elevados. Por ejemplo, en 1990, al descendencia en Guerrero excede 5 hijos por mujer, mientras en Oaxaca, Puebla y Chiapas ronda 4.7, y en Guerrero (0.7 hijos) y Chiapas (0.4) se advierte el mayor incremento en la TGF respecto del registro a los 4 años de edad. 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 son reducidas, aún en las entidades con la fecundidad más elevada: solo en Chiapas la descendencia final del registro hasta el octavo año de vida excede en 0.1 hijos la desprendida del registro hasta 4 años de edad.

En la gráfica 7.1 se reproduce la correlación entre las dos estimaciones de la TGF para los años calendario que estamos analizando. En ambos paneles se advierte una estrecha asociación lineal entre ambas valoraciones (coeficientes de correlación de 0.973 en 1990 y 0.998 en 2010), sobre todo 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.

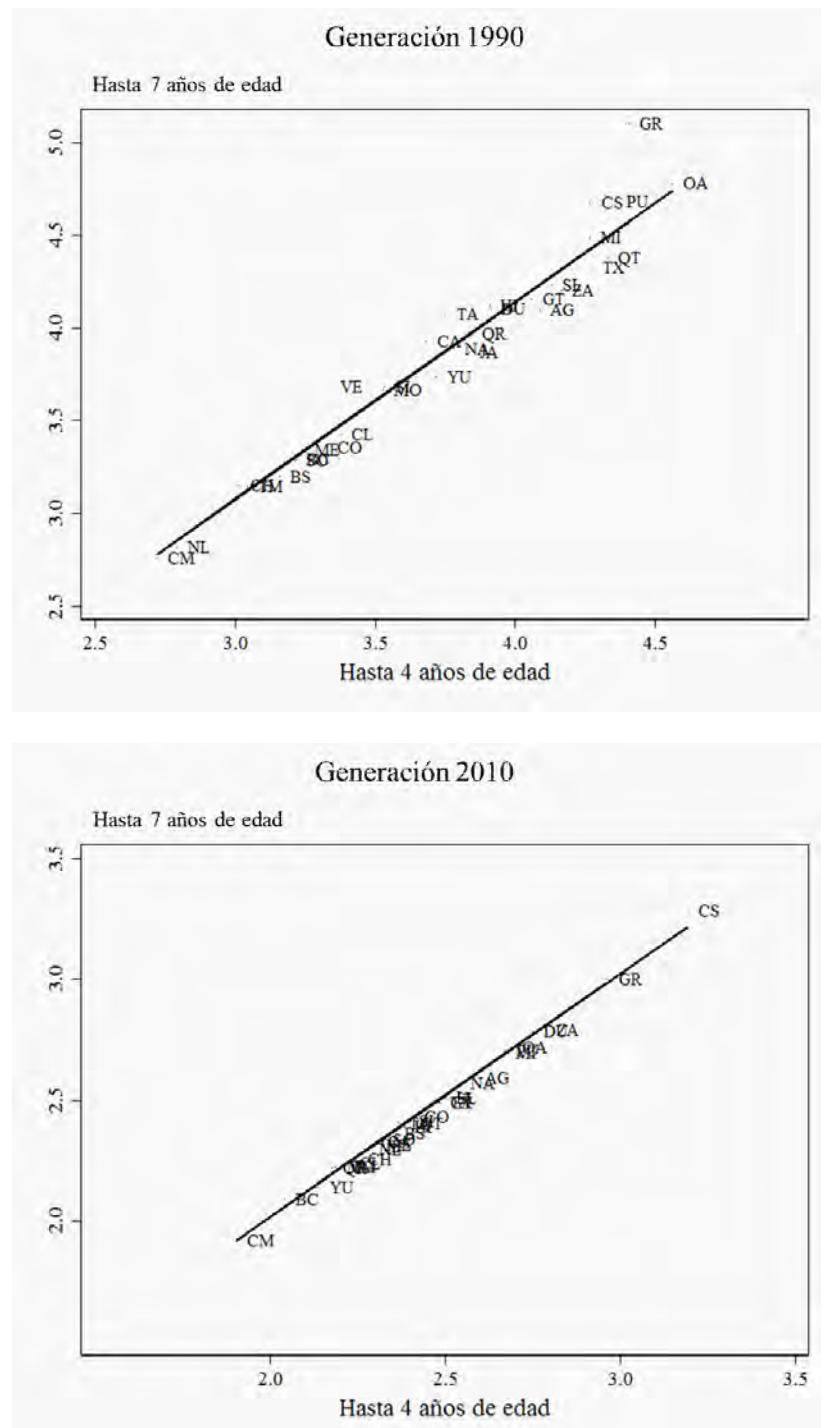
¹Nuevamente, supusimos que la proporción de los nacimientos registrados entre dos edades sucesivas se mantiene de un año al otro, para completar el registro de los nacidos a partir de 2009.

Cuadro 7.1. Tasas globales de fecundidad con nacimientos registrados hasta 4 y 7 años de edad por entidad federativa de ocurrencia, 1990-2015

Entidad federativa	Hasta 4 años de edad				Hasta 7 años de edad							
	1990	1995	2000	2005	2010	2015	1990	1995	2000	2005	2010	2015
Aguascalientes	4.09	3.45	3.15	2.70	2.58	2.39	4.10	3.46	3.16	2.71	2.59	2.40
Baja California	3.22	2.66	2.60	2.18	2.04	2.10	3.29	2.73	2.71	2.24	2.09	2.17
Baja California Sur	3.16	2.74	2.78	2.40	2.35	2.09	3.20	2.78	2.81	2.42	2.37	2.12
Campche	3.68	3.14	2.66	2.23	2.30	2.19	3.93	3.28	2.77	2.28	2.33	2.21
Coahuila	3.32	2.88	2.87	2.46	2.41	2.52	3.36	2.92	2.90	2.49	2.43	2.53
Colima	3.38	2.79	2.51	2.30	2.22	1.93	3.43	2.83	2.54	2.35	2.24	1.95
Chiapas	4.27	3.79	3.49	3.09	3.19	2.81	4.68	4.34	3.83	3.33	3.28	2.85
Chihuahua	3.01	2.70	2.78	2.43	2.25	2.22	3.15	2.84	2.87	2.49	2.26	2.22
Ciudad de México	2.72	2.26	2.08	1.92	1.90	1.76	2.76	2.29	2.11	1.95	1.92	1.78
Durango	3.91	3.46	3.14	2.73	2.75	2.63	4.10	3.60	3.23	2.79	2.79	2.66
Guanajuato	4.06	3.50	3.16	2.65	2.48	2.23	4.16	3.55	3.19	2.67	2.49	2.24
Guerrero	4.40	4.19	3.48	3.10	2.96	2.47	5.11	4.70	3.85	3.25	3.00	2.49
Hidalgo	3.91	3.36	2.86	2.49	2.38	2.12	4.12	3.46	2.93	2.53	2.39	2.13
Jalisco	3.83	3.14	2.94	2.54	2.49	2.25	3.87	3.17	2.97	2.56	2.51	2.26
Méjico	3.24	2.77	2.64	2.49	2.30	2.05	3.34	2.83	2.68	2.51	2.31	2.06
Michoacán	4.26	3.49	3.08	2.68	2.67	2.44	4.49	3.65	3.16	2.74	2.69	2.46
Morelos	3.53	2.72	2.48	2.26	2.19	2.06	3.66	2.88	2.59	2.32	2.23	2.10
Nayarit	3.78	3.15	2.80	2.57	2.54	2.24	3.89	3.23	2.88	2.62	2.57	2.27
Nuevo León	2.79	2.50	2.65	2.33	2.28	2.18	2.82	2.52	2.67	2.35	2.30	2.19
Oaxaca	4.56	4.14	3.34	2.94	2.69	2.51	4.78	4.27	3.45	3.00	2.72	2.54
Puebla	4.36	3.78	3.30	2.91	2.67	2.68	4.69	4.03	3.43	2.97	2.70	2.72
Querétaro	4.33	3.51	2.98	2.59	2.40	2.29	4.38	3.53	3.03	2.60	2.40	2.30
Quintana Roo	3.84	3.05	2.79	2.29	2.18	2.20	3.97	3.13	2.87	2.34	2.22	2.26
San Luis Potosí	4.13	3.59	3.29	2.78	2.50	2.28	4.23	3.65	3.32	2.80	2.51	2.28
Sinaloa	3.53	3.19	2.79	2.50	2.39	2.09	3.68	3.27	2.84	2.53	2.41	2.12
Sonora	3.21	2.87	2.86	2.51	2.32	2.00	3.29	2.92	2.90	2.55	2.34	2.02
Tabasco	3.75	3.13	2.87	2.60	2.37	2.26	4.08	3.27	2.94	2.64	2.41	2.30
Tamaulipas	3.04	2.65	2.63	2.31	2.20	2.12	3.15	2.74	2.70	2.34	2.23	2.15
Tlaxcala	4.27	3.56	3.12	2.65	2.48	2.32	4.33	3.60	3.14	2.67	2.49	2.33
Veracruz	3.34	2.94	2.70	2.34	2.28	2.00	3.68	3.14	2.80	2.40	2.31	2.01
Yucatán	3.72	3.13	2.78	2.20	2.14	2.05	3.73	3.16	2.80	2.21	2.14	2.06
Zacatecas	4.16	3.56	3.17	2.82	2.79	2.55	4.21	3.59	3.18	2.83	2.79	2.55

Fuente: Estadísticas vitales 1985-2015.

Gráfica 7.1. Correlación entre las tasas globales de fecundidad con los nacimientos registrados hasta 4 y 7 años de edad para dos generaciones seleccionadas



Fuente: Estimaciones con base en las estadísticas vitales de nacimientos 1983-2015.

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 hay algunas entidades con intervalos amplios en los otros levantamientos de la encuesta. La ENADID 2014 proporciona las estimaciones más precisas para todas las entidades federativas por lo que consiste en un instrumento sólido para basar las estimaciones estatales para la conciliación.

Se observa que, en general, el ordenamiento de las encuestas coincide con el de las estadísticas vitales. En el caso de las encuestas, hay un mayor número de entidades que no tienen un cambio pausado en su ordenamiento.

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 cinco 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.

7.4 Nivel de la fecundidad en las entidades federativas 1990–2015

A continuación, presentamos estimaciones de la TGF de 1990 a 2015 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 de la TGF con datos censales: una mediante el método indirecto del incremento intercensal de paridades y la otra con los datos sobre la fecha de nacimiento del último hijo, las cuales se presentan en el cuadro 7.3. Asimismo, como una cota inferior, la paridad de las mujeres de 30 a 34 años en los censos y la encuesta de 2015, e incluimos también las tasas que se obtienen con los datos del certificado de nacimiento y la población femenina del capítulo 6, las cuales se

Cuadro 7.2. Tasas globales de fecundidad con historias de embarazos de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica, 1988-2014

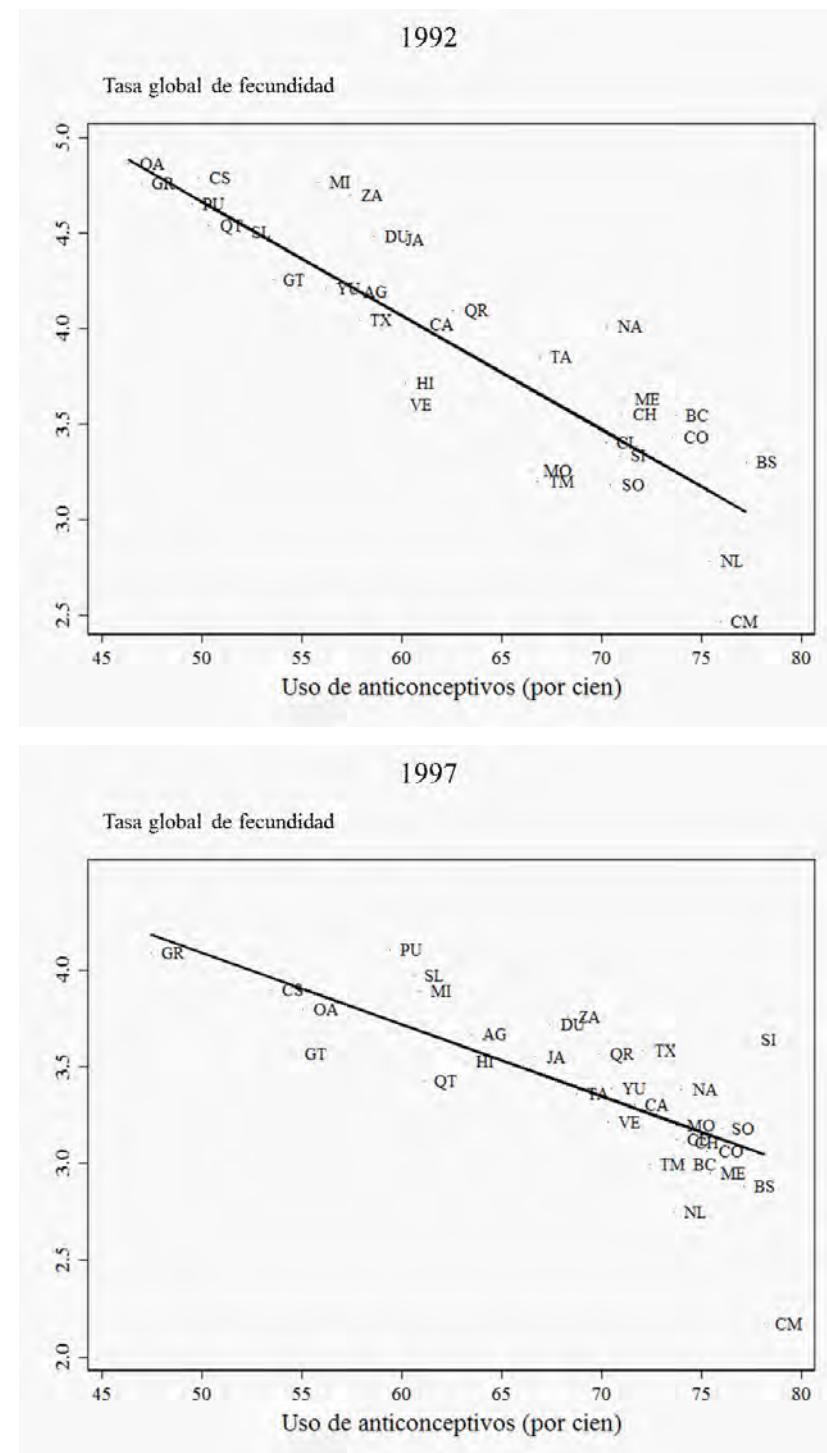
Entidad federativa	ENADID 1992 (1988-1992)				ENADID 1997 (1992-1997)				ENADID 2006 (2002-2006)			
	Tasa global		Intervalo de confianza 90%		Tasa global		Intervalo de confianza 90%		Tasa global		Intervalo de confianza 90%	
	Error estándar	Inferior	Superior	Error estándar	Inferior	Superior	Error estándar	Inferior	Superior	Error estándar	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
Méjico	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)

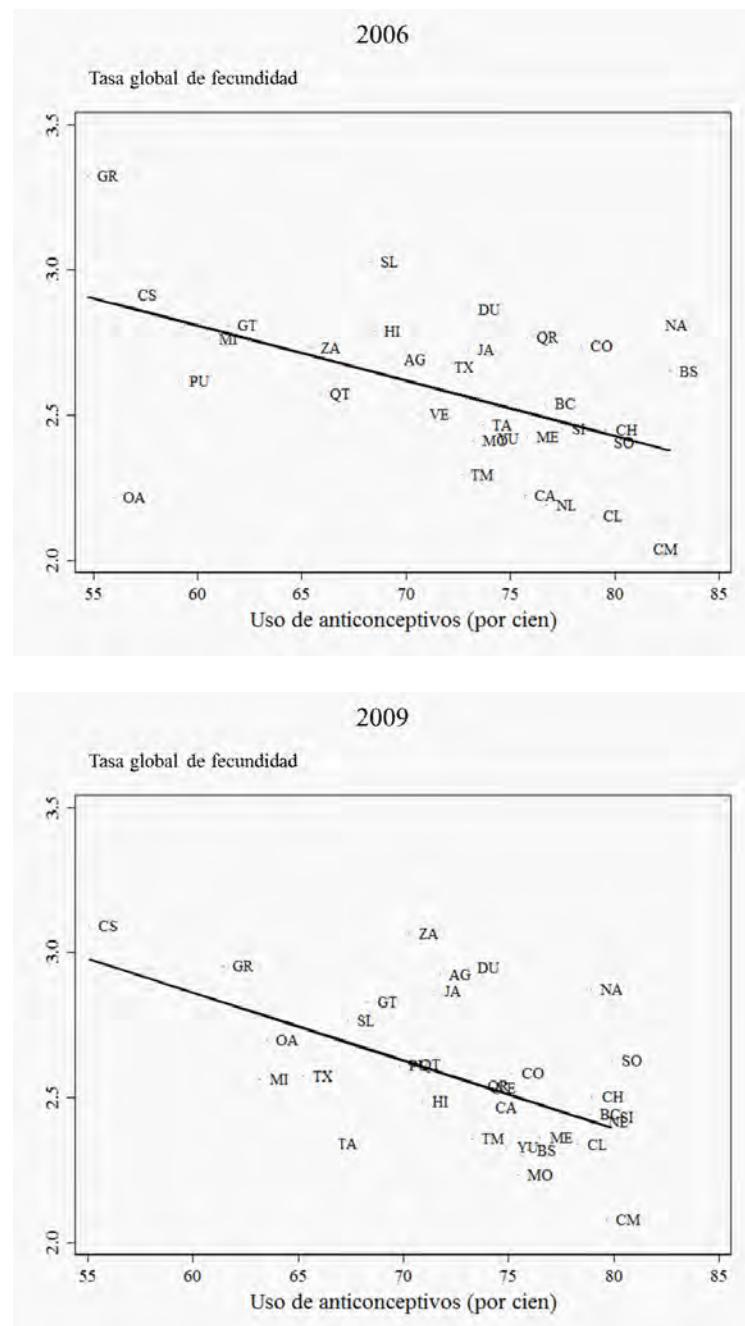
Entidad federativa	ENADID 2009				ENADID 2014			
	Tasa global	Error estándar	Intervalo de confianza 90%		Tasa global	Error estándar	Intervalo de confianza 90%	
			Inferior	Superior			Inferior	Superior
Aguascalientes	2.92	0.098	2.76	3.08	2.20	0.078	2.07	2.33
Baja California	2.44	0.096	2.28	2.60	2.07	0.089	1.92	2.22
Baja California Sur	2.32	0.100	2.15	2.48	2.24	0.093	2.09	2.39
Campeche	2.47	0.080	2.33	2.60	2.05	0.064	1.94	2.15
Coahuila	2.59	0.099	2.42	2.75	2.54	0.083	2.41	2.68
Colima	2.34	0.118	2.15	2.53	2.22	0.080	2.09	2.35
Chiapas	3.09	0.147	2.85	3.34	2.88	0.103	2.71	3.05
Chihuahua	2.50	0.093	2.35	2.66	2.22	0.080	2.08	2.35
Ciudad de México	2.08	0.077	1.95	2.21	1.44	0.060	1.34	1.54
Durango	2.95	0.105	2.77	3.12	2.41	0.084	2.27	2.55
Guanajuato	2.83	0.104	2.66	3.00	2.40	0.071	2.28	2.52
Guerrero	2.95	0.120	2.75	3.15	2.53	0.103	2.36	2.70
Hidalgo	2.49	0.119	2.29	2.68	2.22	0.082	2.08	2.36
Jalisco	2.87	0.115	2.68	3.06	2.28	0.069	2.17	2.39
México	2.36	0.106	2.19	2.54	2.08	0.076	1.96	2.21
Michoacán	2.56	0.126	2.36	2.77	2.37	0.071	2.25	2.49
Morelos	2.23	0.097	2.07	2.39	2.13	0.085	1.99	2.27
Nayarit	2.87	0.101	2.71	3.04	2.49	0.092	2.34	2.65
Nuevo León	2.41	0.094	2.26	2.57	2.11	0.084	1.97	2.25
Oaxaca	2.70	0.151	2.45	2.95	2.38	0.090	2.24	2.53
Puebla	2.61	0.099	2.45	2.77	2.38	0.072	2.27	2.50
Querétaro	2.61	0.097	2.46	2.77	2.15	0.077	2.03	2.28
Quintana Roo	2.54	0.102	2.37	2.71	2.11	0.079	1.98	2.24
San Luis Potosí	2.76	0.102	2.60	2.93	2.30	0.083	2.16	2.43
Sinaloa	2.43	0.088	2.29	2.58	2.15	0.070	2.04	2.27
Sonora	2.63	0.112	2.44	2.81	2.18	0.075	2.06	2.30
Tabasco	2.34	0.100	2.18	2.51	2.25	0.077	2.13	2.38
Tamaulipas	2.36	0.096	2.20	2.52	2.31	0.081	2.17	2.44
Tlaxcala	2.57	0.089	2.43	2.72	2.21	0.065	2.10	2.31
Veracruz	2.53	0.109	2.35	2.71	2.16	0.080	2.03	2.30
Yucatán	2.33	0.093	2.18	2.48	1.94	0.078	1.81	2.07
Zacatecas	3.06	0.130	2.85	3.28	2.62	0.082	2.48	2.75

Fuente: Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica 1992, 1997, 2006, 2009 y 2014.

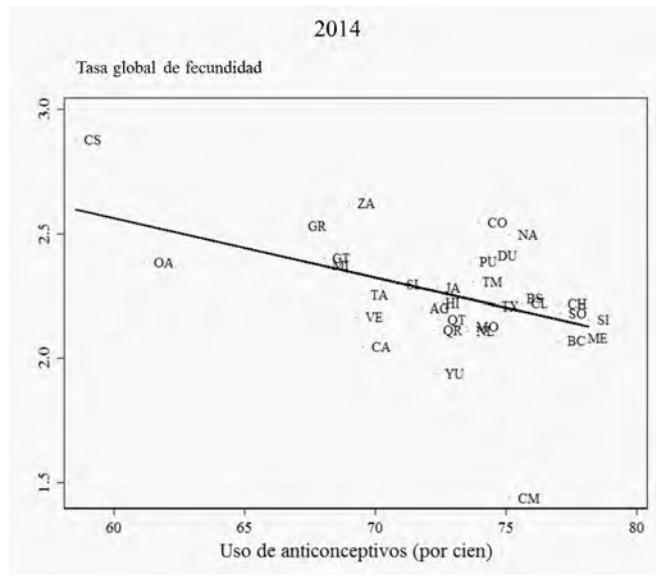
Gráfica 7.2. Correlación entre las tasas globales de fecundidad y el porcentaje de usuarias de anticonceptivos, ENADID 1992-2014



Gráfica 7.2.
(Continúa)



Gráfica 7.2.
(Concluye)



Fuente: Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica 1992-2014.

reproducen en el cuadro 7.4.

A partir de esas 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 1990–2015. En los resultados, el nivel de las estimaciones elaboradas con las estadísticas vitales y el certificado se encuentran siempre por debajo de las estimaciones obtenidas con los datos de las encuestas y de los censos. Las incluimos porque, aunque sea a un nivel más bajo, 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 que en muy pocos casos usamos las estadísticas vitales como elemento principal para definir el nivel de la fecundidad propuesta.

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.

Aguascalientes. Las estimaciones se agrupan en dos niveles distintos. Por una parte, las estadísticas vitales, el certificado de nacimiento y las paridades censales coinciden en señalar un descenso pausado pero ininterrumpido de cerca de 4.0 hijos por mujer a principio de los años noventa a 2.0 en 2015. 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. Sin embargo, el nivel parece estar subestimado porque las estimaciones a partir de los datos de las encuestas, la fecha de nacimiento del último hijo y el incremento de la paridad intercensal coinciden en señalar un nivel más

Cuadro 7.3. Tasas globales de fecundidad de incrementos de paridades intercensales y del último hijo en los censos de 2000 y 2010 y la encuesta de 2015

Entidad federativa	Tasa global de fecundidad de incrementos de paridades intercensales				Tasa global de fecundidad del último hijo	
	1990-1995 1995-2000	2000-2005 2005-2010	2010-2015	2000	2010	2015
Aguascalientes	3.92	3.10	3.01	2.45	2.59	3.11
Baja California	3.61	2.94	2.70	2.34	2.15	2.84
Baja California Sur	3.27	2.53	2.62	2.23	2.10	2.60
Campeche	3.76	3.34	2.61	2.00	2.38	2.84
Coahuila	3.45	2.75	2.78	2.37	2.59	2.67
Colima	3.44	2.66	2.59	2.10	2.17	2.56
Chiapas	4.09	3.83	3.33	2.82	2.88	3.40
Chihuahua	3.59	2.92	2.92	2.51	2.27	2.84
Ciudad de México	2.54	2.05	1.96	1.70	1.27	2.00
Durango	3.92	3.15	3.09	2.59	2.56	3.02
Guanajuato	4.20	3.43	3.02	2.35	2.31	3.22
Guerrero	4.64	4.42	3.34	2.75	2.65	3.63
Hidalgo	3.64	3.14	2.69	2.20	2.28	2.78
Jalisco	3.72	3.00	2.86	2.35	2.40	2.92
Méjico	3.39	2.75	2.61	2.16	1.90	2.66
Michoacán	4.20	3.60	3.06	2.39	2.64	3.13
Morelos	3.39	2.78	2.55	2.11	2.15	2.65
Nayarit	3.74	2.95	2.90	2.33	2.61	2.91
Nuevo León	3.11	2.47	2.58	2.23	2.28	2.47
Oaxaca	4.10	3.94	3.00	2.41	2.54	3.20
Puebla	4.07	3.65	2.94	2.37	2.40	3.13
Querétaro	3.77	3.01	2.62	2.04	2.17	2.93
Quintana Roo	3.34	2.72	2.55	1.97	2.21	2.94
San Luis Potosí	4.10	3.55	3.00	2.42	2.38	3.17
Sinaloa	3.63	2.84	2.69	2.32	2.42	2.78
Sonora	3.49	2.84	2.83	2.47	2.21	2.76
Tabasco	3.63	3.10	2.78	2.15	2.21	2.73
Tamaulipas	3.31	2.67	2.71	2.31	2.45	2.58
Tlaxcala	3.72	3.07	2.81	2.25	2.29	2.92
Veracruz	3.50	3.01	2.61	2.12	2.27	2.65
Yucatán	3.42	3.08	2.52	2.00	2.15	2.77
Zacatecas	4.21	3.34	3.27	2.50	2.67	3.15

Fuente: Censos de población 1990, 2000 y 2010 y encuesta intercensal 2015.

Cuadro 7.4. Tasas globales de fecundidad del certificado de nacimiento 2012-2015
y paridades medias de 30-34 años de edad en los censos de 1990 a 2000 y la encuesta de 2015

Entidad federativa	Tasa global de fecundidad del certificado de nacimiento				Paridad 30-34 años			
	2012	2013	2014	2015	1990	2000	2010	2015
Aguascalientes	2.56	2.51	2.47	2.40	3.23	2.57	2.16	2.08
Baja California	2.05	1.99	1.93	1.86	2.69	2.38	2.08	2.01
Baja California Sur	2.21	2.11	2.10	2.03	2.88	2.33	2.01	1.95
Campeche	2.11	2.15	2.10	2.12	3.28	2.77	2.10	1.99
Coahuila	2.46	2.48	2.48	2.46	2.97	2.46	2.18	2.11
Colima	2.16	2.05	2.03	1.89	3.09	2.43	2.00	1.88
Chiapas	2.01	2.04	2.08	2.05	3.88	3.22	2.62	2.49
Chihuahua	2.15	2.10	2.06	2.08	2.85	2.43	2.25	2.12
Ciudad de México	1.83	1.80	1.79	1.70	2.14	1.74	1.45	1.27
Durango	2.55	2.55	2.44	2.41	3.51	2.79	2.37	2.20
Guanajuato	2.43	2.34	2.28	2.24	3.51	2.74	2.14	1.95
Guerrero	2.23	2.27	2.24	2.15	3.76	3.22	2.60	2.36
Hidalgo	2.13	2.19	2.10	2.04	3.44	2.76	2.19	2.04
Jalisco	2.37	2.32	2.30	2.19	3.13	2.46	2.06	1.93
Méjico	2.19	2.13	2.08	2.00	2.99	2.39	2.01	1.83
Michoacán	2.52	2.48	2.39	2.31	3.57	2.82	2.22	2.10
Morelos	2.11	2.11	2.06	2.01	2.99	2.45	2.01	1.87
Nayarit	2.35	2.35	2.21	2.09	3.40	2.68	2.23	2.14
Nuevo León	2.02	2.12	2.17	2.19	2.66	2.14	1.87	1.83
Oaxaca	2.20	2.23	2.28	2.19	3.61	3.00	2.32	2.15
Puebla	2.42	2.38	2.30	2.28	3.46	2.83	2.27	2.11
Querétaro	2.32	2.26	2.26	2.19	3.40	2.63	2.00	1.81
Quintana Roo	2.08	2.06	2.07	2.03	3.20	2.49	1.99	1.86
San Luis Potosí	2.26	2.21	2.24	2.16	3.47	2.81	2.24	2.03
Sinaloa	2.24	2.20	2.11	2.02	3.27	2.57	2.17	2.06
Sonora	2.16	2.05	2.05	1.98	2.85	2.41	2.19	2.07
Tamaulipas	2.18	2.13	2.13	2.11	2.75	2.75	2.16	2.00
Tlaxcala	2.50	2.37	2.29	2.21	3.42	2.67	2.15	2.00
Veracruz	2.02	2.06	2.03	1.93	3.08	2.53	2.07	1.95
Yucatán	2.03	1.99	2.03	2.02	3.16	2.55	1.96	1.82
Zacatecas	2.45	2.48	2.40	2.36	3.78	2.80	2.25	2.12

Fuente: Censos de población 1990, 2000 y 2010, encuesta intercensal 2015 y certificado de nacimiento 2012-2015.

elevado, en particular para los años más distantes. Además, dada la estrecha relación entre la TGF de las historias de embarazos y la proporción de mujeres usuarias de anticonceptivos en esta entidad, resulta plausible suponer que las encuestas proporcionan las mejores estimaciones.

Baja California. Las distintas estimaciones coinciden en señalar un continuo descenso a partir de la década de los años setenta. Las obtenidas con la fecha de nacimiento del último hijo del censo coinciden con los valores de las encuestas, y se ubican por encima de los de las estadísticas vitales. En todos los casos, los valores de las encuestas y los censos se encuentran por encima de los valores de la paridad 30-34. 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 buena captación de la fecundidad con esta fuente de datos.

Baja California Sur. El descenso del nivel de la fecundidad es ininterrumpido, aunque hay períodos en los que es leve, en especial cuando el nivel es ya cercano a los dos hijos por mujer. Las estimaciones provenientes de las encuestas y de la fecha de nacimiento del último hijo tienden a coincidir y se encuentran por encima de las estadísticas vitales y la paridad 30-34. En años recientes, el valor de la TGF está por debajo del nivel de reemplazo. El uso de anticonceptivos se encuentra en general acorde con el nivel de fecundidad reportado en las encuestas.

Campeche. En general, las estimaciones de las encuestas, del incremento de la paridad intercensal y de la fecha del último hijo nacido vivo proporcionan 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 algunas discrepancias en las estimaciones; en particular el valor de la ENADID 2014 para 2012 es sumamente bajo, incluso respecto de la paridad 30-34, y tampoco concuerda con el uso menos frecuente de anticonceptivos. La estimación censal de la fecha del último hijo nacido vivo parece ser más cercana al valor real.

Coahuila. Las estimaciones de las encuestas coinciden con las provenientes de los datos censales en el nivel de la fecundidad a lo largo de los últimos 25 años, y muestran un descenso muy paulatino de alrededor de un hijo, para llegar a un nivel de 2.5 hijos en el último año. El nivel de la fecundidad en esta entidad se encuentra levemente por encima de 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 cercanos al de reemplazo al inicio del siglo actual. Los valores obtenidos con los datos de las encuestas y los datos censales señalan valores en torno al 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 en señalar un descenso acentuado del valor de la TGF que se desacelera en el presente siglo y se mantiene en valores cercanos a los tres hijos por mujer en años recientes. Las dos series de las estadísticas vitales difieren en los años más distantes, pero prácticamente coinciden a partir de 2010, lo que refleja el creciente registro oportuno de los nacimientos, pero siempre mantienen niveles más bajos que los de las otras estimaciones. Sólo el certificado se encuentra muy por debajo, lo que señala las dificultades para su implementación en

esta entidad. El nivel de uso es el más bajo del país, más bajo 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 de los censos. El nivel llega a ser cercano al de reemplazo en años recientes, con 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 nivel y la tendencia. Para años recientes, las estimaciones a partir de la fecha de nacimiento del último hijo y de las estadísticas vitales parecen ser las más cercanas a la realidad, y muestran un nivel cercano a 1.5 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 y sugieren un descenso acentuado en los años noventa que parte de 4.5 hijos, y que continúa de manera más pausada en años recientes, hasta llegar a un valor de la TGF de 2.35 en 2015. 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 coinciden y señalan un descenso paulatino a partir de los años noventa, que parte de algo más de cuatro hijos por mujer hasta alcanzar un valor de 2.3 en el último año analizado. 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 señalan que es una de las entidades con la fecundidad más elevada del país en los años noventa cuando el valor de la TGF es cercano a cinco hijos por mujer. Las estimaciones censales sugieren niveles más elevados que los de las encuestas, lo que coincide con el uso de anticonceptivos relativamente bajo.

Hidalgo. Los niveles de la fecundidad son más bajos y las distintas estimaciones tienen mayor concordancia que en muchas de las otras entidades, y coinciden en señalar un descenso paulatino, incluso en los años más recientes. El nivel algo mayor de las encuestas y de los datos censales sugiere un descenso de algo menos de cuatro hijos por mujer al inicio de los años noventa a un nivel de reemplazo en 2015. 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 en señalar un descenso inicial rápido en los años noventa, que se hace más lento desde el inicio del presente siglo. La TGF habría disminuido de un valor cercano a 4.5 en 1990 a uno bajo de 2.25 en 2015. Para el nivel de uso de anticonceptivos, el de la fecundidad concuerda bien.

Méjico. La coincidencia entre las estimaciones de las encuestas y los datos censales para describir un descenso acentuado que se reduce en los últimos años es notable. 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. El nivel de fecundidad de las encuestas está de acuerdo o levemente por encima del que correspondería a su nivel de uso, que es elevado.

Michoacán. Las estimaciones de las encuestas y censales coinciden en señalar 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. La ENADID 2009 y 2014 proveen valores por debajo de los obtenidos con datos censales para fechas cercanas. Estos valores bajos de las TGF no coinciden con el nivel de uso que es también bajo, lo que sugiere una subestimación de las encuestas para años recientes.

Morelos. Los valores de las encuestas y censales tienen una gran coincidencia, y señalan un descenso pausado que parte de niveles relativamente bajos en los años noventa para alcanzar el nivel de reemplazo en 2010 y continuar bajando en los últimos años. 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. En 2015, un valor de la TGF de 2.4 parece adecuado a las estimaciones de la encuesta de 2014 y las censales.

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 tres hijos por mujer y desde entonces desciende pausadamente hasta estar por debajo del nivel de reemplazo en 2015. El nivel de uso concuerda con las estimaciones de las encuestas.

Oaxaca. Las estimaciones no tienen una coincidencia adecuada, pero a partir de los datos de algunas encuestas y de los censos, 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 4.9 hijos por mujer, que desciende rápidamente en los años noventa, y más pausadamente en años recientes. En 2015, la TGF es de 2.30 hijos por mujer. El uso de anticonceptivos es de los más bajos y correspondería a un nivel de la fecundidad más alto que el observado en todas las encuestas.

Puebla. La concordancia de las estimaciones de las distintas fuentes es buena, y es posible observar una tendencia clara de niveles muy elevados al inicio de los años noventa (4.7 hijos por mujer), un descenso pronunciado en la década, que ha continuado de manera pausada hasta años recientes, en los que hasta las estimaciones de las estadísticas vitales coinciden en señalar un valor de 2.3 para 2015. Los niveles de uso no siempre coinciden con la fecundidad esperada pero las no son grandes.

Querétaro. Las estimaciones de las encuestas y los censos coinciden, salvo la ENADID 2009 con un valor que parece demasiado 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. El uso ha aumentado notablemente y, en 2014, tiene una concordancia perfecta con el valor de la TGF.

Quintana Roo. Las estimaciones de las encuestas y censales coinciden en general, y señalan un descenso notable en los años noventa, que en los siguientes años prosigue, pero con un ritmo más lento. En 2015, el valor de la TGF se encuentra por debajo del nivel de reemplazo, 2.11 hijos por mujer. Los niveles de fecundidad tienen muy buena 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 4.5 en 1990 y llega a estar casi en el nivel de reemplazo (2.25) en 2015. 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 salvo en el caso de la ENADID 1997, con un valor de la TGF de 3.6, 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 Baja California Sur y la Ciudad de México, ambas entidades con niveles de fecundidad mucho más bajos. Cabe señalar que en 2009 y 2014, Sinaloa mantiene uno de los niveles de uso más elevados, pero ya con niveles de fecundidad más reducidos: en 2015 el valor de la TGF es 2.13.

Sonora. Desde 1990, se tiene ya un nivel de fecundidad relativamente bajo que desciende de manera pausada hasta en años recientes. No obstante, en 1997, el nivel de la fecundidad empieza a ser alto respecto del nivel de uso, que es uno de los más altos del país en las cuatro últimas encuestas. Al igual que en Sinaloa, existe esta discordancia con el uso, pero en 2015 ya se tiene un valor de TGF por debajo del nivel de reemplazo.

Tabasco. La coincidencia entre las estimaciones de encuestas y censales es razonable, aunque la de la fecha de nacimiento del último hijo para 1999 es demasiado baja, menor que la paridad 30-34 en el siguiente año. En 1990, el valor de la TGF es cercano y, dos décadas después es 2.3 y muy cercano al reemplazo en 2015. En 2009, y en menor medida en 2014, el nivel de la fecundidad se encuentra muy por debajo del esperado por el reducido uso de anticonceptivos.

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 cerca, pero por encima del nivel del reemplazo en años recientes. Las estimaciones a partir de las historias de embarazos y de la fecha de nacimiento del último hijo de los censos son consistentes. 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 señalan una reducción pausada pero constante en los 25 años analizados. El nivel de uso cambia de una encuesta a otra: aumenta notablemente entre 1992 y 1997 pero disminuye en 2009 y vuelve a aumentar en 2014; no obstante, 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 el incremento de las paridades intercensales; las estimaciones con los datos de la fecha de nacimiento del último hijo en 1999 y 2009-2010 se encuentran por debajo de la tendencia que sugieren las cifras de las encuestas. En 2012-2014, todas las estimaciones se ubican en un nivel cercano al reemplazo. Salvo en la encuesta de 1992, cuando el uso es bajo y la fecundidad no es tan alta, 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. En los últimos años ya por debajo del reemplazo. El nivel de uso en las encuestas se encuentra en concordancia con

el nivel de la fecundidad, salvo en 2014 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 como estimaciones censales. En 2000, parece iniciar una reducción en el ritmo del descenso, pero con la encuesta de 2009 el valor de la TGF es elevado, y no coincide con el nivel menor que sugieren las otras estimaciones; el nivel de uso en esta encuesta también estaría asociado a un nivel menor que el observado. La estimación de la TGF con los datos de la encuesta 2014, en cambio, coincide con las otras estimaciones y con el nivel de uso de anticonceptivos.

7.5 Nivel de la fecundidad propuesto para el ejercicio de conciliación

Con base en el análisis anterior, obtuvimos los valores de las tasas globales de fecundidad que propusimos para cada una de las entidades federativas en 1990, 1995, 2000, 2005, 2010 y 2015. Como se mencionó en los párrafos anteriores, se tomaron en cuenta las estimaciones obtenidas de las historias de embarazos de las encuestas, el incremento intercensal de las paridades, la fecha de nacimiento del último hijo de los censos de población y la paridad de las mujeres de 30 a 34 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 consideró 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. Cuando la TGF elegida coincide con alguna de las fuentes consideradas, se tomaron las tasas por edad que generan la TGF; si el valor no corresponde a una fuente particular, se tomó la composición etaria de las tasas obtenidas de las estadísticas vitales hasta el registro 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.

7.6 Tasas fecundidad por edad para cada año del periodo 1970–2015

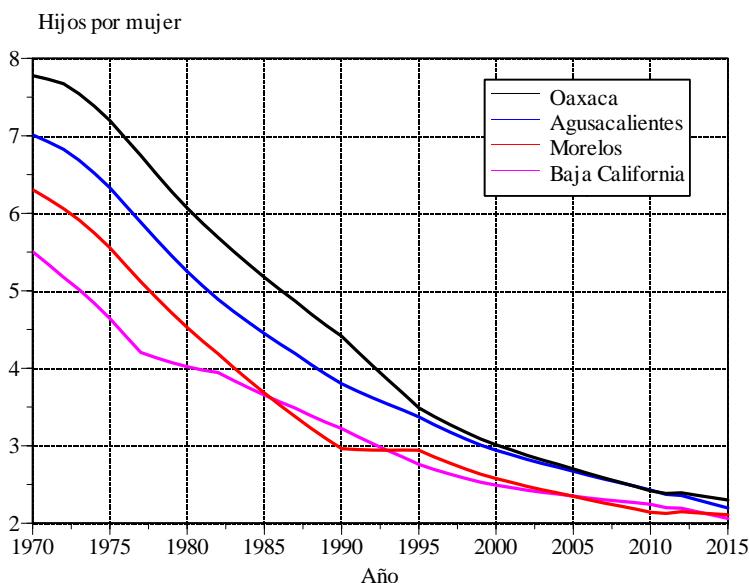
Para la fecundidad estatal previa a 1990 solo disponemos de las estadísticas vitales y métodos indirectos aplicados a los censos de población. Incluso, solo se cuenta con las bases de microdatos del registro de nacimientos a partir de 1985, con lo cual, no es posible tener estimaciones de los nacimientos registrados hasta 4 o 7 años de edad para generaciones previas a la cohorte de 1985. Y en las estadísticas vitales previas a 1985, los problemas inherentes al registro tardío, el registro múltiple y la omisión se reabren 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.

Cuadro 7.5. Tasas globales de fecundidad iniciales seleccionadas, 1990-2015

Entidad federativa	1990	1995	2000	2005	2010	2015
Aguascalientes	4.19	3.67	3.28	2.89	2.50	2.20
Baja California	3.54	3.00	2.76	2.53	2.30	2.05
Baja California Sur	3.30	2.88	2.68	2.48	2.28	2.22
Campeche	4.02	3.31	2.97	2.64	2.31	2.20
Coahuila	3.43	3.06	2.90	2.73	2.57	2.50
Colima	3.40	3.12	2.85	2.57	2.30	2.18
Chiapas	4.79	3.90	3.58	3.27	2.95	2.84
Chihuahua	3.55	3.11	2.89	2.67	2.45	2.20
Ciudad de México	2.47	2.17	2.01	1.84	1.68	1.50
Durango	4.48	3.72	3.35	2.97	2.60	2.35
Guanajuato	4.26	3.57	3.23	2.89	2.55	2.30
Guerrero	4.76	4.09	3.68	3.26	2.85	2.50
Hidalgo	3.72	3.53	3.14	2.76	2.38	2.20
Jalisco	4.47	3.55	3.23	2.92	2.60	2.25
Méjico	3.63	2.95	2.70	2.45	2.20	2.00
Michoacán	4.77	3.89	3.43	2.96	2.50	2.40
Morelos	3.26	3.20	2.86	2.53	2.20	2.10
Nayarit	4.01	3.38	3.15	2.93	2.70	2.40
Nuevo León	2.79	2.75	2.59	2.44	2.28	2.11
Oaxaca	4.86	3.80	3.36	2.93	2.50	2.30
Puebla	4.66	4.11	3.57	3.04	2.50	2.28
Querétaro	4.54	3.43	3.05	2.68	2.30	2.12
Quintana Roo	4.10	3.57	3.16	2.76	2.35	2.11
San Luis Potosí	4.50	3.97	3.48	2.99	2.50	2.25
Sinaloa	3.34	3.20	2.90	2.60	2.30	2.13
Sonora	3.18	3.20	2.92	2.66	2.40	2.14
Tabasco	3.85	3.36	3.01	2.65	2.29	2.23
Tamaulipas	3.20	2.99	2.78	2.57	2.36	2.30
Tlaxcala	4.04	3.59	3.18	2.78	2.37	2.19
Veracruz	3.60	3.21	2.91	2.60	2.30	2.15
Yucatán	4.21	3.39	2.97	2.56	2.14	1.97
Zacatecas	4.70	3.76	3.41	3.05	2.70	2.51

Fuente: Selección con base en los cuadros 7.1, 7.2, 7.3 y 7.4.

Gráfica 7.3. Tasas globales de fecundidad para cuatro estados seleccionados, 1970-2015



Fuente: Cuadro 7.6.

Si bien una alternativa sería restringir la ventana temporal al periodo 1990–2015, elegimos la ampliación hasta 1970 porque ofrece la ventaja que proporciona 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 1965 a 1990, intervalo que nos permite completar el periodo prefijado.

Hasta aquí, solo disponemos de once observaciones puntuales,² y las necesitamos para cada uno de 46 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 capítulo 6, se tiene una primera estimación los nacimientos, cuya suma sobre los siete grupos quinqueniales nos da el total de nacimientos en cada estado. Al sobreponer esa distribución estatal al total nacional de la conciliación demográfica de 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 quinqueniales de edades fériles, y las columnas corresponden a los estados. De la conciliación nacional del capítulo 5, disponemos de los marginales por renglón,

²Los cinco lustros del periodo 1965–1990 y las estimaciones para los años múltiplos de cinco de 1990–2015 (cuadro 7.3).

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 nacimientos mencionada arriba.

Los nacimientos resultantes del proceso iterativo son la valoración definitiva, y el cociente que resulta de dividirlos por la población femenina del capítulo 6, 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 tendencia de los cuatro estados que reflejan cuatro velocidades diferentes de descenso de la fecundidad.

Cuadro 7.6. Tasas globales de fecundidad definitivas, 1970-2015

Entidad federativa	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015
Aguascalientes	7.01	6.32	5.26	4.34	3.79	3.37	2.94	2.67	2.43	2.20
Baja California	5.50	4.64	3.66	3.06	3.21	2.76	2.49	2.35	2.25	2.06
Baja California Sur	5.87	5.04	4.03	3.36	3.00	2.65	2.42	2.30	2.23	2.23
Campesche	6.51	5.77	4.74	4.11	3.65	3.04	2.67	2.44	2.26	2.20
Coahuila	6.01	5.19	4.17	3.52	3.12	2.82	2.61	2.54	2.51	2.50
Colima	6.46	5.71	4.68	3.77	3.09	2.87	2.56	2.38	2.25	2.19
Chiapas	7.45	6.83	5.74	4.97	4.33	3.58	3.20	3.00	2.85	2.82
Chihuahua	6.05	5.25	4.23	3.55	3.22	2.86	2.60	2.47	2.39	2.20
Ciudad de México	5.56	4.71	3.73	2.96	2.24	2.00	1.81	1.72	1.65	1.52
Durango	6.98	6.30	5.24	4.45	4.06	3.42	3.00	2.75	2.53	2.35
Guanajuato	7.12	6.46	5.39	4.52	3.85	3.28	2.89	2.67	2.48	2.30
Guerrero	7.73	7.14	6.04	5.17	4.31	3.76	3.29	3.00	2.76	2.49
Hidalgo	7.20	6.53	5.44	4.41	3.37	3.24	2.82	2.55	2.32	2.21
Jalisco	7.15	6.48	5.41	4.55	4.04	3.26	2.90	2.69	2.53	2.25
Méjico	6.34	5.57	4.53	3.79	3.29	2.72	2.43	2.27	2.15	2.01
Michoacán	7.54	6.91	5.81	4.95	4.31	3.58	3.06	2.73	2.43	2.40
Morelos	6.30	5.55	4.53	3.71	2.96	2.94	2.57	2.35	2.15	2.11
Nayarit	6.84	6.14	5.09	4.25	3.64	3.11	2.83	2.71	2.63	2.40
Nuevo León	5.65	4.81	3.82	3.08	2.53	2.53	2.34	2.26	2.23	2.12
Oaxaca	7.78	7.19	6.07	5.16	4.41	3.49	3.01	2.70	2.43	2.30
Puebla	7.66	7.05	5.95	5.07	4.22	3.77	3.20	2.80	2.43	2.28
Querétaro	7.41	6.78	5.69	4.80	4.11	3.15	2.74	2.47	2.24	2.13
Quintana Roo	6.14	5.36	4.34	3.72	3.71	3.28	2.84	2.55	2.30	2.12
San Luis Potosí	7.58	6.97	5.88	4.92	4.08	3.65	3.12	2.76	2.43	2.25
Sinaloa	6.19	5.40	4.38	3.66	3.03	2.94	2.60	2.41	2.24	2.13
Sonora	5.96	5.14	4.13	3.40	2.89	2.94	2.63	2.47	2.34	2.14
Tabasco	6.70	6.00	4.95	4.12	3.49	3.09	2.69	2.44	2.23	2.24
Tamaulipas	5.91	5.10	4.09	3.35	2.90	2.76	2.50	2.38	2.31	2.31
Tlaxcala	7.13	6.46	5.40	4.54	3.67	3.30	2.85	2.57	2.31	2.20
Veracruz	6.56	5.83	4.79	3.96	3.27	2.96	2.61	2.41	2.24	2.16
Yucatán	6.62	5.87	4.82	4.16	3.82	3.11	2.66	2.36	2.09	1.98
Zacatecas	7.76	7.18	6.07	5.09	4.25	3.46	3.05	2.82	2.63	2.51

Fuente: Cuadro 7.5 y conciliación de la población estatal del capítulo 6.

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 nueve lustros naturales del periodo 1970–2015. 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 2015, 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.

8.1 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 de transformar las proporciones de 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); 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 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 los diferenciales 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 nueve 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 1970–1990 las estimaciones de Gómez de León y Partida (2001); para 1990–1995 las correspondientes a las mujeres de 30 a 34 años del censo de 2000; para 1995–2000 el promedio de las desprendidas de los grupos etarios 30–34 y 35–39 años del conteo de 2005; para 2000–2005 del intervalo 30–34 años del censo de 2010; para 2005–2010 de 25–29 años del censo de 2010; para 2010–2015 de 25–29 años de la encuesta de 2015. 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:

$$q_0 = \frac{D_0}{B} = \frac{\sum_{i=1}^{32} B_i q_{0,i}}{B} = \sum_{i=1}^{32} \left(\frac{B_i}{B} \right) q_{0,i} = \sum_{i=1}^{32} w_i q_{0,i} \quad (8.1)$$

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 (8.1), pero si suponemos que conservan la verdadera relación entre las entidades federativas, podemos incorporar un factor de corrección k igual para todos los estados:

$$q_{0,i} = k \tilde{q}_{0,i} \quad (8.2)$$

que al introducirlo en (8.1):

$$q_0 = \sum_{i=1}^{32} w_i k \tilde{q}_{0,i}$$

y despejar:

$$k = \frac{q_0}{\sum_{i=1}^{32} w_i \tilde{q}_{0,i}} \quad (8.3)$$

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 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 óptimas condiciones materiales de vida 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 cuatro de los cinco censos de población que empleamos aquí (1970, 1990, 2000 y 2010), el conteo de 2005 y la Encuesta Intercensal de 2015, y son comparables en el tiempo —salvo leves modificaciones. 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; con lo cual, tomamos como indicador la población ocupada que ganaba esos salarios mínimos en cada fecha de enumeración poblacional.¹

Como medida sintética se tomó la media aritmética de esos once 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, 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 (8.2) y (8.3). 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 exemplificamos con el quinquenio 1995–2000 en la gráfica 8.1, la línea continua corresponde al ajuste de la regresión robusta.² 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 (8.2) y (8.3); los resultados se reproducen en el cuadro 8.2. La separación por sexo se hizo con el diferencial del modelo Oeste de Coale y Demeny (1983). Los valores obtenidos se proporcionaron a los totales nacionales por sexo, usando las ecuaciones (2.2) y (2.3').

La primera estimación de la probabilidad de mortalidad preescolar $4q_1$ se obtuvo como la asociada a la infantil q_0 bajo el modelo Oeste. Los supervivientes a la edad exacta uno para cada entidad federativa, en ausencia de cualquier migración es:

$$N_{1,i} = B_i (1 - q_{0,i})$$

y su distribución estatal es:

¹El conteo de 2005 no captó variables económicas; las percepciones laborales las tomamos de los cuatro trimestres de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo.

²Las regresiones robustas de todo el capítulo se hicieron con el comando *rreg* de STATA (2003).

Cuadro 8.1. Índices de bienestar por entidad federativa, 1990-2015

Entidad federativa	1970	1990	2000	2005	2010	2015	1970-1975	1975-1980	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2005	2005-2010	2010-2015
República Mexicana	0.4933	0.6515	0.7098	0.8226	0.8233	0.7642	0.5131	0.5526	0.5922	0.6317	0.6661	0.6952	0.7662	0.8230	0.7937
Aguascalientes	0.5650	0.7436	0.7820	0.8706	0.8702	0.7916	0.5874	0.6320	0.6766	0.7213	0.7532	0.7724	0.8263	0.8704	0.8309
Baja California	0.5933	0.7034	0.7490	0.8890	0.8608	0.8250	0.6071	0.6346	0.6621	0.6897	0.7148	0.7376	0.8190	0.8749	0.8429
Baja California Sur	0.4607	0.6986	0.7387	0.8628	0.8642	0.8111	0.4904	0.5499	0.6094	0.6689	0.7086	0.7286	0.8007	0.8635	0.8377
Campeche	0.4008	0.5833	0.6472	0.7910	0.7857	0.7287	0.4236	0.4692	0.5149	0.5605	0.5993	0.6313	0.7191	0.7883	0.7572
Coahuila	0.5755	0.7224	0.7697	0.8794	0.8661	0.8085	0.5939	0.6306	0.6673	0.7041	0.7342	0.7579	0.8245	0.8728	0.8373
Colima	0.4881	0.7253	0.7620	0.8682	0.8630	0.8032	0.5178	0.5771	0.6364	0.6957	0.7345	0.7528	0.8151	0.8656	0.8331
Chiapas	0.2840	0.4788	0.5912	0.7042	0.7080	0.6656	0.3084	0.3571	0.4058	0.4545	0.5069	0.5631	0.6477	0.7061	0.6868
Chihuahua	0.5641	0.7079	0.7588	0.8577	0.8524	0.8297	0.5821	0.6181	0.6540	0.6900	0.7206	0.7461	0.8082	0.8550	0.8411
Ciudad de México	0.7595	0.7685	0.7893	0.8966	0.8968	0.8832	0.7606	0.7629	0.7651	0.7674	0.7737	0.7841	0.8429	0.8967	0.8900
Durango	0.4492	0.6481	0.7186	0.8248	0.8223	0.7564	0.4741	0.5238	0.5735	0.6232	0.6657	0.7010	0.7717	0.8235	0.7894
Guanajuato	0.4467	0.6644	0.7254	0.8151	0.8237	0.7593	0.4739	0.5283	0.5828	0.6372	0.6797	0.7102	0.7703	0.8194	0.7915
Guerrero	0.3275	0.5096	0.5784	0.6806	0.7018	0.6705	0.3503	0.3958	0.4413	0.4868	0.5268	0.5612	0.6295	0.6912	0.6862
Hidalgo	0.3698	0.5671	0.6722	0.7951	0.8028	0.7472	0.3944	0.4438	0.4931	0.5424	0.5934	0.6459	0.7337	0.7990	0.7750
Jalisco	0.5501	0.7303	0.7629	0.8530	0.8673	0.7970	0.5726	0.6177	0.6627	0.7078	0.7385	0.7548	0.8080	0.8602	0.8322
Méjico	0.5137	0.6975	0.7399	0.8456	0.8479	0.7837	0.5367	0.5826	0.6285	0.6745	0.7081	0.7293	0.7927	0.8467	0.8158
Michoacán	0.4035	0.6352	0.6983	0.7998	0.7958	0.7341	0.4324	0.4904	0.5483	0.6063	0.6510	0.6825	0.7490	0.7978	0.7649
Morelos	0.4877	0.6832	0.7261	0.8257	0.8358	0.7687	0.5124	0.5618	0.6112	0.6605	0.6954	0.7159	0.7759	0.8307	0.8022
Nayarit	0.4219	0.6827	0.7254	0.8307	0.8344	0.7572	0.4545	0.5197	0.5849	0.6501	0.6934	0.7148	0.7781	0.8325	0.7958
Nuevo León	0.6292	0.7453	0.7800	0.8969	0.8900	0.8661	0.6437	0.6727	0.7017	0.7307	0.7539	0.7713	0.8385	0.8934	0.8780
Oaxaca	0.2856	0.4966	0.5907	0.7041	0.7182	0.7121	0.3120	0.3647	0.4175	0.4702	0.5201	0.5672	0.6474	0.7112	0.7152
Puebla	0.4068	0.5846	0.6642	0.7818	0.7845	0.7362	0.4290	0.4735	0.5179	0.5624	0.6045	0.6443	0.7230	0.7832	0.7603
Querétaro	0.4021	0.6480	0.7243	0.8245	0.8482	0.7873	0.4329	0.4943	0.5558	0.6173	0.6671	0.7052	0.7744	0.8363	0.8177
Quintana Roo	0.3276	0.6282	0.7100	0.8512	0.8370	0.7658	0.3652	0.4403	0.5155	0.5906	0.6487	0.6895	0.7806	0.8441	0.8014
San Luis Potosí	0.3873	0.5909	0.6674	0.7879	0.7928	0.7365	0.4128	0.4637	0.5146	0.5654	0.6100	0.6483	0.7276	0.7904	0.7647
Sinaloa	0.4339	0.6607	0.7149	0.8368	0.8354	0.7668	0.4622	0.5189	0.5756	0.6323	0.6743	0.7014	0.7759	0.8361	0.8011
Sonora	0.5550	0.7049	0.7363	0.8568	0.8510	0.8145	0.5737	0.6112	0.6487	0.6862	0.7128	0.7285	0.7966	0.8539	0.8328
Tabasco	0.3237	0.6167	0.6840	0.8155	0.8029	0.7540	0.3603	0.4336	0.5068	0.5801	0.6335	0.6671	0.7497	0.8092	0.7784
Tamaulipas	0.5137	0.6600	0.7208	0.8477	0.8387	0.7997	0.5320	0.5686	0.6051	0.6417	0.6752	0.7056	0.7843	0.8432	0.8192
Tlaxcala	0.4479	0.6555	0.7211	0.8353	0.8320	0.7617	0.4739	0.5258	0.5777	0.6295	0.6719	0.7047	0.7782	0.8336	0.7968
Vera Cruz	0.3915	0.5506	0.6315	0.7591	0.7639	0.7099	0.4114	0.4511	0.4909	0.5307	0.5708	0.6112	0.6953	0.7615	0.7569
Yucatán	0.3889	0.6101	0.6773	0.7808	0.7903	0.7314	0.4165	0.4718	0.5271	0.5824	0.6269	0.6605	0.7291	0.7855	0.7608
Zacatecas	0.3842	0.6248	0.7161	0.8101	0.8254	0.7603	0.4143	0.4744	0.5346	0.5947	0.6476	0.6933	0.7631	0.8177	0.7929

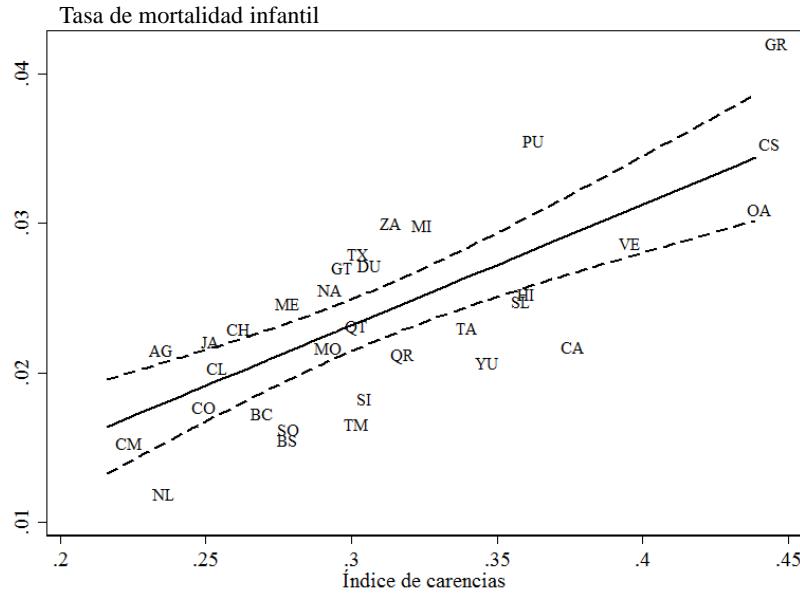
Fuente: Censos y conteos de población 1970 a 2010 y encuesta intercensal 2015.

Cuadro 8.2. Probabilidad de mortalidad infantil por entidad federativa, 1970-2015
(Defunciones por cada mil nacidos vivos)

Entidad federativa	1970-1975	1975-1980	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2005	2005-2010	2010-2015
República Mexicana	68.76	60.39	47.68	37.34	29.71	25.01	20.14	17.15	15.16
Aguascalientes	60.21	48.06	35.04	28.80	24.08	21.48	16.47	16.48	14.23
Baja California	52.55	45.19	34.68	29.72	22.08	18.91	15.78	17.20	13.13
Baja California Sur	68.62	57.61	42.37	31.92	22.50	19.83	17.65	12.30	12.95
Campeche	77.02	68.48	55.13	42.66	28.32	27.59	21.41	14.69	14.97
Coahuila	57.27	49.19	36.57	28.87	27.81	16.93	16.07	16.71	14.10
Colima	65.15	57.08	41.58	31.17	31.88	19.44	14.85	12.21	13.12
Chiapas	94.47	86.90	73.19	55.23	46.00	33.82	24.06	24.51	18.63
Chihuahua	59.89	51.85	39.34	30.58	25.39	23.09	20.34	14.89	14.62
Ciudad de México	38.48	32.80	24.14	22.79	26.00	14.62	15.48	14.18	14.91
Durango	70.74	61.25	47.39	36.91	27.99	26.31	21.74	15.67	15.54
Guanajuato	73.96	62.93	48.62	36.74	27.26	25.58	21.81	19.08	14.69
Guerrero	87.01	80.24	66.98	50.61	37.41	40.95	30.61	21.37	20.17
Hidalgo	84.82	75.74	61.43	46.32	37.76	26.66	18.12	18.31	14.71
Jalisco	60.83	51.90	38.24	30.04	31.13	22.54	16.57	17.70	13.91
Méjico	62.88	52.90	39.61	31.33	25.93	24.20	20.89	15.07	15.68
Michoacán	77.32	68.91	53.41	39.85	28.82	27.90	22.86	20.29	15.18
Morelos	66.36	58.54	44.84	33.83	32.32	20.75	16.90	13.57	14.12
Nayarit	73.22	64.77	48.34	35.49	26.59	25.24	16.55	13.51	14.29
Nuevo León	48.49	41.36	30.49	25.81	19.34	15.27	15.25	14.01	11.36
Oaxaca	96.50	87.63	72.73	53.65	42.90	29.66	23.48	15.91	15.37
Puebla	80.04	71.36	57.78	43.67	31.82	31.69	24.38	17.14	17.19
Querétaro	79.52	67.26	51.19	38.65	34.28	22.20	19.14	17.02	13.66
Quintana Roo	83.95	72.17	55.05	39.81	26.07	23.47	16.89	17.68	14.14
San Luis Potosí	79.38	69.58	55.68	42.87	35.96	26.51	18.83	18.96	14.87
Sinaloa	72.25	62.37	49.16	36.55	24.67	22.45	19.06	13.38	14.15
Sonora	57.53	51.21	39.07	30.39	22.22	19.85	17.90	16.40	13.76
Tabasco	84.52	75.36	59.23	42.29	26.82	25.21	20.29	17.74	14.65
Tamaulipas	63.05	54.94	42.98	34.75	24.62	22.07	18.61	16.74	14.22
Tlaxcala	74.07	63.93	49.32	37.50	27.66	26.01	21.46	15.38	16.07
Veracruz	78.50	70.80	58.73	45.43	29.45	27.43	19.32	19.35	15.18
Yucatán	77.88	68.15	53.55	40.59	27.12	25.68	21.07	14.75	14.92
Zacatecas	81.84	71.22	55.37	41.04	29.02	26.95	22.14	15.85	16.17

Fuente: Censos y conteos de población 1970 a 2010 y encuesta 2015 y nacimientos del capítulo 7.

Gráfica 8.1. Relación entre la tasa de mortalidad y las carencias en los estados, 1995-2000



Nota: Véase el anexo C para el significado de las siglas

Fuente: XII Censo General de Población y Vivienda 2000.

$$w_{1,i} = \frac{N_{1,i}}{\sum_{j=1}^{32} N_{1,j}} = \frac{B_i (1 - q_{0,i})}{\sum_{j=1}^{32} B_i (1 - q_{0,i})} = \frac{w_i (1 - q_{0,i})}{\sum_{j=1}^{32} w_i (1 - q_{0,i})}$$

donde la segunda igualdad se tiene al dividir numerador y denominador entre el monto nacional de nacimientos. El factor ${}_4k_1$ es, por analogía con (8.3):

$${}_4k_1 = \frac{{}^4q_1}{\sum_{j=1}^{32} w_{1,j} {}^4\tilde{q}_1^j} \quad (8.3')$$

con ${}^4\tilde{q}_1^j$ el valor obtenido bajo el modelo Oeste. La probabilidad definitiva es:

$${}^4q_{1,i} = {}_4k_1 {}^4\tilde{q}_1^j \quad (8.4)$$

El procedimiento se hizo para cada sexo por separado. La probabilidad para la conjunción de los sexos se obtiene con la fórmula (2.4). los resultados se reproducen en el cuadro 8.3.

Cuadro 8.3. Probabilidad de mortalidad preescolar por entidad federativa, 1970-2015
 (Defunciones por cada mil supervivientes al primer aniversario)

Entidad federativa	1970-1975	1975-1980	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2005	2005-2010	2010-2015
República Mexicana	28.44	18.57	12.59	9.08	6.20	4.15	3.24	2.85	2.58
Aguascalientes	24.77	14.48	8.92	6.64	4.69	3.27	2.40	2.46	2.15
Baja California	21.62	13.61	8.83	6.85	4.30	2.88	2.30	2.56	1.98
Baja California Sur	28.23	17.36	10.79	7.36	4.38	3.02	2.57	1.83	1.95
Campche	31.69	20.63	14.04	9.84	5.51	4.20	3.12	2.19	2.26
Coahuila	23.56	14.82	9.31	6.66	5.41	2.58	2.34	2.49	2.13
Colima	26.81	17.20	10.59	7.19	6.21	2.96	2.16	1.82	1.98
Chiapas	38.87	26.18	18.65	12.75	8.96	5.16	3.51	3.66	2.82
Chihuahua	24.64	15.62	10.02	7.05	4.94	3.52	2.96	2.22	2.21
Ciudad de México	15.83	9.88	6.15	5.25	5.06	2.22	2.25	2.11	2.25
Durango	29.11	18.45	12.07	8.51	5.45	4.01	3.17	2.34	2.35
Guanajuato	30.43	18.96	12.39	8.48	5.31	3.90	3.18	2.85	2.22
Guerrero	35.80	24.18	17.07	11.68	7.29	6.25	4.47	3.19	3.05
Hidalgo	34.90	22.82	15.65	10.69	7.35	4.06	2.64	2.73	2.22
Jalisco	25.03	15.63	9.74	6.93	6.06	3.43	2.41	2.64	2.10
Méjico	25.87	15.94	10.09	7.23	5.05	3.69	3.04	2.25	2.37
Michoacán	31.81	20.76	13.61	9.19	5.61	4.25	3.33	3.03	2.29
Morelos	27.30	17.64	11.42	7.80	6.29	3.16	2.46	2.02	2.13
Nayarit	30.13	19.51	12.31	8.19	5.18	3.84	2.41	2.01	2.16
Nuevo León	19.95	12.46	7.76	5.95	3.76	2.32	2.22	2.09	1.71
Oaxaca	39.71	26.40	18.53	12.38	8.36	4.52	3.42	2.37	2.32
Puebla	32.93	21.50	14.72	10.08	6.20	4.83	3.55	2.56	2.60
Querétaro	32.72	20.26	13.04	8.92	6.68	3.38	2.79	2.54	2.06
Quintana Roo	34.54	21.74	14.02	9.18	5.07	3.58	2.46	2.64	2.13
San Luis Potosí	32.66	20.96	14.19	9.89	7.00	4.04	2.74	2.83	2.24
Sinaloa	29.73	18.79	12.52	8.43	4.80	3.42	2.78	1.99	2.14
Sonora	23.67	15.43	9.95	7.01	4.32	3.02	2.61	2.45	2.08
Tabasco	34.78	22.70	15.09	9.76	5.22	3.84	2.96	2.65	2.21
Tamaulipas	25.94	16.55	10.95	8.01	4.79	3.36	2.71	2.50	2.15
Tlaxcala	30.47	19.26	12.56	8.65	5.38	3.96	3.13	2.29	2.43
Veracruz	32.30	21.33	14.96	10.48	5.73	4.18	2.81	2.89	2.29
Yucatán	32.04	20.53	13.64	9.37	5.28	3.91	3.07	2.20	2.25
Zacatecas	33.68	21.46	14.11	9.47	5.65	4.11	3.23	2.36	2.44

Fuente: Censos y conteos de población 1970 a 2010 y encuesta 2015 y nacimientos del capítulo 7.

8.2 Mortalidad de cinco años o más de edad

La estimación para los mayores de cinco años de edad parte de 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 nueve lustros de interés, ${}_5D_x$ las defunciones registradas y ${}_5K_x$ los años-persona vividos.

Cualquiera de los nueve quinquenios va de la mitad del año inicial a la mitad del año final. Debido a que no disponemos de las defunciones desglosadas por mes de ocurrencia, supondremos que se distribuyen de manera uniforme dentro de cada año calendario; de esta forma, para un lustro específico el monto es la adición de la mitad de las muertes registradas en los años extremos del quinquenio, más la suma de los decesos de los cuatro años intermedios. Por ejemplo, para el periodo 2000–2005 se adiciona la mitad de las defunciones registradas en 2000 y 2005 y se le agrega la suma de las registradas de 2001 a 2004.

El cálculo de los años-persona es más sencillo. Consideremos, por ejemplo, el mismo periodo 2000–2005. El primer año del lustro corre de mediados de 2000 a mediados de 2001, y la población media de ese año corresponde al 1 de enero de 2001. Es claro que, para el quinquenio, los años-persona vividos son la suma de las poblaciones al inicio de cada año de 2001 a 2005. Bajo el mismo razonamiento se obtienen para los otros tres lustros. Las poblaciones al 1 de enero de cada año se estimaron 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; asimismo, tomamos ambos sexos juntos para tener mayor precisión en la muestras de la ENADID.

Los datos se reproducen en el cuadro 8.4. En el primer lustro, destacan Chiapa, 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 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 y 2014 de la ENADID. Así, iniciamos el análisis con la década 1990–2000.

Cuadro 8.4. Corrección de las defunciones de 1 año o más de edad por entidad federativa, 1987–1997

Entidad federativa	Un año o más de edad 1987-1992 (ENADID 1992)			Un año o más de edad 1992-1997 (ENADID 1997)		
	Ocurridas (1)	Registradas (2)	Omisión (3) =1 - (2)/(1)	Ocurridas (4)	Registradas (5)	Factor (6) =1 - (5)/(4)
Total	1 852 341	1 771 272	0.0438	2 113 464	2 024 472	0.0421
Aguascalientes	13 120	12 943	0.0135	17 670	17 179	0.0278
Baja California	28 734	28 366	0.0128	48 061	45 975	0.0434
Baja California Sur	5 366	5 239	0.0237	6 277	6 234	0.0069
Campeche	10 568	10 452	0.0110	14 538	14 028	0.0351
Coahuila	42 780	41 896	0.0207	50 186	47 372	0.0561
Colima	10 524	10 279	0.0233	10 408	10 201	0.0199
Chiapas	54 673	45 819	0.1619	69 021	62 818	0.0899
Chihuahua	54 198	48 025	0.1139	60 480	57 969	0.0415
Ciudad de México	213 542	210 659	0.0135	197 086	194 311	0.0141
Durango	32 055	27 579	0.1396	33 168	28 504	0.1406
Guanajuato	85 750	85 220	0.0062	110 470	109 354	0.0101
Guerrero	68 653	56 624	0.1752	96 390	72 614	0.2467
Hidalgo	54 640	50 808	0.0701	57 464	54 471	0.0521
Jalisco	116 078	115 337	0.0064	126 962	123 918	0.0240
Méjico	223 576	223 055	0.0023	270 953	270 953	0.0000
Michoacán	89 164	84 127	0.0565	87 808	82 979	0.0550
Morelos	28 467	27 662	0.0283	34 456	33 712	0.0216
Nayarit	18 609	16 414	0.1180	22 410	20 813	0.0713
Nuevo León	59 194	57 773	0.0240	62 972	60 684	0.0363
Oaxaca	79 310	70 706	0.1085	88 655	83 459	0.0586
Puebla	105 144	103 708	0.0137	123 977	120 680	0.0266
Querétaro	19 762	19 462	0.0152	23 883	23 390	0.0206
Quintana Roo	6 085	5 792	0.0482	7 712	7 426	0.0371
San Luis Potosí	46 648	45 205	0.0309	47 471	44 163	0.0697
Sinaloa	41 403	39 117	0.0552	48 856	47 411	0.0296
Sonora	45 495	44 891	0.0133	50 798	48 411	0.0470
Tabasco	29 428	28 533	0.0304	30 841	30 537	0.0099
Tamaulipas	50 300	48 697	0.0319	59 801	56 406	0.0568
Tlaxcala	15 984	15 968	0.0010	21 679	21 417	0.0121
Veracruz	145 404	134 426	0.0755	166 345	162 129	0.0253
Yucatán	32 283	31 263	0.0316	39 851	39 527	0.0081
Zacatecas	25 404	25 227	0.0070	26 815	25 427	0.0518

Fuente. Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica 1992 y 1997.

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 nacional previamente establecida. 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 (1985: 24) demuestra 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.15) y (D.16) del anexo D:

$$e_x = \frac{T_x}{\ell_x} = \frac{\sum_{y=x}^{\omega-n} {}_y L_y}{\ell_x} \quad (8.8)$$

donde ${}_y L_y$ 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'):

$${}_n L_y = {}_n a_y \ell_y + \ell_{y+n} (n - {}_n a_y) \quad (8.9)$$

donde ${}_n a_y$ son los años-persona vividos entre las edades exactas y e $y+n$ por las defunciones ocurridas en ese intervalo de edades. Si hacemos ${}_y pp_x = {}_y p_x \ln \{{}_y p_x\}$ y adoptamos los valores de ${}_n a_y$ para esa función, por similitud con (8.9) tenemos:

$${}_n PP_x = {}_n a_y {}_y pp_x + {}_{y+n} pp_x (n - {}_n a_y) \quad (8.10)$$

y por semejanza a (8.8), el numerador de (8.7) es:

$$\int_0^{\omega-x} {}_y p_x \ln \{{}_y p_x\} dy \simeq \sum_{y=x}^{\omega-n} {}_n PP_x$$

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:

$$\bar{\delta} = \frac{\sum_{i=1}^{32} \delta^i}{32} \quad (8.12)$$

fuerá 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 $\hat{\delta}^i$, se estimó la nueva esperanza de vida, al despejar en (8.6) como:

$$\hat{e}_5^i = e_5 \left[1 - H(5)\hat{\delta}^i \right] \quad (8.13)$$

y con ella y los valores originales estatales se obtuvo un nuevo factor, de acuerdo con (8.6)

$$\tilde{\delta}^i = -\frac{\hat{e}_5^i - e_5^i}{H^i(5)e_5^i} \quad (8.14)$$

Las tasas originales se modificaron como ${}_5\widetilde{M}_x^i = [1 + \tilde{\delta}^i] {}_5M_x^i$, 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 1995–2000. 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 6 del cuadro 8.4) a δ^i . Las esperanzas resultantes de

aplicar (8.13), con las observadas y entropías propias de la entidad federativa, se incluyen en el 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”. Junto con los valores de δ^i se muestran el cuadro 8.5.

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 en e_5 , entre los valores extremos del índice de bienestar, sería de 4 años, con lo cual, la pendiente de la recta es:

$$\beta = \frac{4}{IB_{\max} - IB_{\min}}$$

y la ordenada al origen, con base en el promedio aritmético de las esperanzas observadas y los índices de bienestar:

$$\alpha = \bar{e}_5 - \overline{IB}$$

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. Continuamos el procedimiento, tomando la media aritmética de esas esperanzas teóricas y las iniciales. Los resultados se muestran en las 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 manteniendo el coeficiente de variación de los estimadores (error estándar dividido por la esperanza predicha), 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 el cuadro 8.6 y en el panel superior la gráfica 8.2. Se advierte que las 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. Digamos que este es el primer intento.

Con las esperanzas seleccionadas se volvió a estimar la regresión robusta en un segundo intento. Los valores seleccionados se muestran en el panel inferior de la gráfica 8.2. Se advierte que se estrechó el intervalo de confianza y los valores elegidos, que tomamos como definitivos, se encuentran muy próximos a la recta de regresión.

Continuamos con el quinquenio 1990–1995, adoptando la omisión de la ENADID 1992 para el lustro. Repetimos el ejercicio y necesitamos también de dos intentos.

Para los restantes siete 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 definitivos, calculados con (8.11) incorporando esperanzas y entropías observadas del lustro inmediato anterior o posterior según el caso; esto es, con las δ^i definitivas de 1990–1995 iniciamos el quinquenio 1985–1990, con las definitivas de este empezamos 1980–1985 y así hasta terminar en 1970–1975. Asimismo, con las δ^i definitivas de 1995–2000 iniciamos el quinquenio 2000–2005,

Cuadro 8.5. Estimación de la esperanza de vida a edad 5 por estado, 1995-2000
(Primera parte)

Estado	Índice de bienestar	Omisión inicial	Esperanza observada	Entropía	Esperanza inicial	Factor δ al nacional	Esperanza adaptada*	Recta teórica	Esperanza promedio
República Mexicana		70.50	0.1820						
Aguascalientes	0.7724	0.0286	72.07	0.1705	71.71	-0.05	71.14	73.10	72.12
Baja California	0.7376	0.0454	69.20	0.1915	68.60	0.19	68.03	72.48	70.25
Baja California Sur	0.7286	0.0069	71.64	0.1705	71.55	-0.04	70.98	72.32	71.65
Campesche	0.6313	0.0364	72.67	0.1712	72.22	-0.09	71.65	70.57	71.11
Coahuila	0.7579	0.0594	70.73	0.1729	70.00	0.08	69.43	72.84	71.14
Colima	0.7528	0.0203	72.03	0.1719	71.78	-0.05	71.20	72.75	71.98
Chiapas	0.5631	0.0987	70.92	0.1961	69.55	0.12	68.97	69.35	69.16
Chihuahua	0.7461	0.0433	69.20	0.1841	68.65	0.19	68.07	72.63	70.35
Ciudad de México	0.7841	0.0143	70.71	0.1771	70.53	0.04	69.95	73.32	71.63
Durango	0.7010	0.1636	71.98	0.1723	69.95	0.09	69.38	71.82	70.60
Guanajuato	0.7102	0.0102	71.92	0.1720	71.79	-0.06	71.22	71.99	71.60
Guerrero	0.5612	0.3274	74.62	0.1854	70.09	0.08	69.51	69.32	69.41
Hidalgo	0.6459	0.0549	72.08	0.1862	71.34	-0.02	70.77	70.84	70.80
Jalisco	0.7548	0.0246	71.27	0.1752	70.96	0.01	70.39	72.79	71.59
Méjico	0.7293	0.0000	71.17	0.1827	71.17	-0.01	70.59	72.33	71.46
Michoacán	0.6825	0.0582	72.22	0.1767	71.48	-0.03	70.90	71.49	71.20
Morelos	0.7159	0.0221	72.42	0.1788	72.13	-0.08	71.56	72.09	71.82
Nayarit	0.7148	0.0767	72.86	0.1690	71.92	-0.07	71.34	72.07	71.71
Nuevo León	0.7713	0.0377	72.00	0.1631	71.56	-0.04	70.98	73.09	72.03
Oaxaca	0.5672	0.0623	70.42	0.1956	69.56	0.12	68.98	69.42	69.20
Puebla	0.6443	0.0273	70.61	0.1917	70.24	0.06	69.67	70.81	70.24
Querétaro	0.7052	0.0211	71.28	0.1778	71.01	0.01	70.44	71.90	71.17
Quintana Roo	0.6895	0.0385	73.48	0.1691	73.00	-0.15	72.43	71.62	72.02
San Luis Potosí	0.6483	0.0749	72.83	0.1691	71.91	-0.06	71.33	70.88	71.10
Sinaloa	0.7014	0.0305	72.11	0.1721	71.73	-0.05	71.15	71.83	71.49
Sonora	0.7285	0.0493	69.86	0.1752	69.25	0.14	68.68	72.32	70.50
Tabasco	0.6671	0.0100	71.69	0.1832	71.56	-0.04	70.98	71.22	71.10
Tamaulipas	0.7056	0.0602	72.00	0.1730	71.26	-0.01	70.68	71.91	71.29
Tlaxcala	0.7047	0.0122	72.38	0.1777	72.23	-0.09	71.65	71.89	71.77
Veracruz	0.6112	0.0260	71.74	0.1830	71.39	-0.02	70.82	70.21	70.52
Yucatán	0.6605	0.0082	72.17	0.1606	72.08	-0.08	71.50	71.10	71.30
Zacatecas	0.6933	0.0546	72.91	0.1696	72.24	-0.09	71.66	71.69	71.68

* Con la fórmula (8.13) del texto.

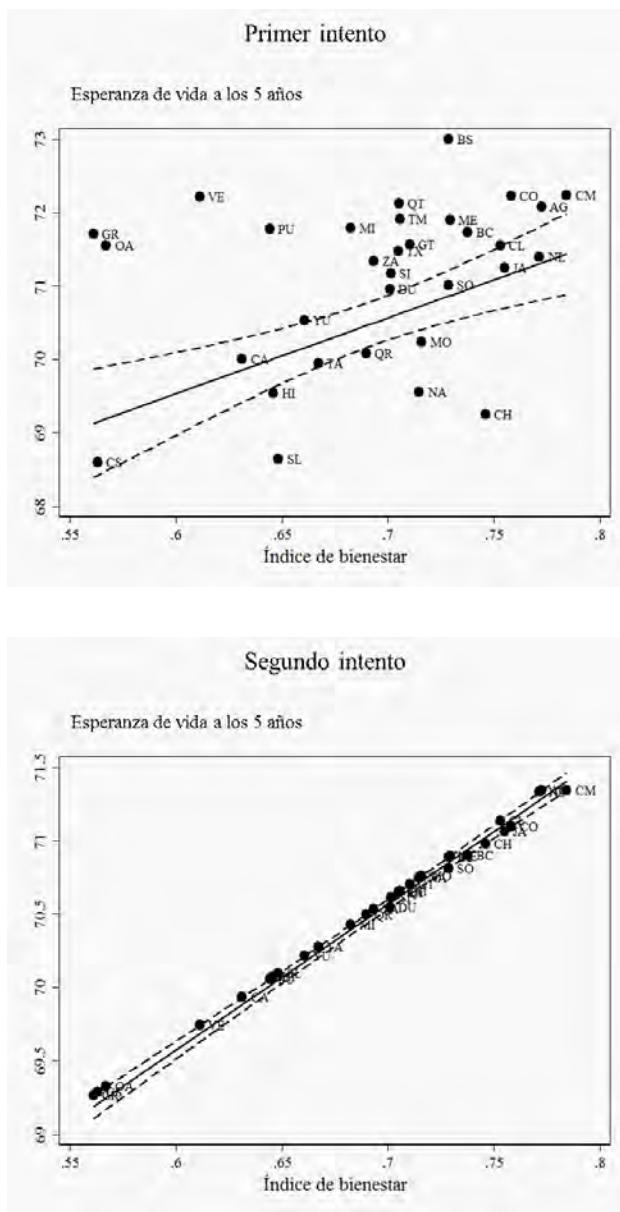
Fuente: Censos y conteos de población 1970 a 2010 y encuesta 2015 y estadísticas vitales 1970-2015.

Cuadro 8.6. Estimación de la esperanza de vida a edad 5 por estado, 1995-2000
(Segunda parte)

Estado	Estimador	Error estándar	Esperanza adaptada al país		Intervalo de confianza 90%		Esperanza seleccionada
			Estimador	Error estándar	Límite inferior	Límite superior	
República Mexicana	71.9712	0.1739	71.32	0.1723	70.82	71.82	71.71
Aguascalientes	71.6115	0.1301	70.96	0.1289	70.58	71.34	70.58
Baja California	71.5188	0.1213	70.87	0.1202	70.52	71.22	71.22
Baja California Sur	70.5108	0.1511	69.86	0.1497	69.42	70.30	70.30
Campooche	71.8211	0.1542	71.17	0.1528	70.72	71.61	70.72
Coahuila	71.7689	0.1477	71.12	0.1464	70.69	71.54	71.54
Colima	69.8055	0.2551	69.15	0.2497	68.42	69.88	69.55
Chiapas	71.6990	0.1396	71.05	0.1383	70.64	71.45	70.64
Chihuahua	72.0928	0.1909	71.44	0.1891	70.89	71.99	70.89
Ciudad de México	71.2326	0.1050	70.58	0.1041	70.28	70.88	70.28
Durango	71.3277	0.1083	70.68	0.1073	70.36	70.99	70.99
Guanajuato	69.7857	0.2551	69.13	0.2527	68.40	69.87	69.87
Guerrero	70.6627	0.1336	70.01	0.1323	69.62	70.40	70.40
Hidalgo	71.7893	0.1502	71.14	0.1489	70.70	71.57	70.96
Jalisco	71.5253	0.1219	70.87	0.1208	70.52	71.23	71.17
Méjico	71.0415	0.1059	70.39	0.1049	70.08	70.70	70.70
Michoacán	71.3866	0.1115	70.73	0.1105	70.41	71.06	71.06
Morelos	71.3751	0.1108	70.72	0.1098	70.40	71.04	71.04
Nayarit	71.9603	0.1724	71.31	0.1708	70.81	71.81	71.56
Nuevo León	69.8476	0.2456	69.19	0.2433	68.48	69.91	69.56
Oaxaca	70.6455	0.1354	69.99	0.1342	69.60	70.38	70.24
Puebla	71.2762	0.1063	70.62	0.1053	70.32	70.93	70.93
Querétaro	71.1140	0.1044	70.46	0.1034	70.16	70.76	70.76
Quintana Roo	70.6858	0.1310	70.03	0.1298	69.66	70.41	70.41
San Luis Potosí	71.2366	0.1051	70.58	0.1042	70.28	70.89	70.89
Sinaloa	71.5170	0.1212	70.86	0.1201	70.51	71.21	70.51
Sonora	70.8823	0.1140	70.23	0.1129	69.90	70.56	70.56
Tlaxcala	71.2800	0.1064	70.63	0.1054	70.32	70.94	70.94
Tamaulipas	71.2713	0.1061	70.62	0.1051	70.31	70.93	70.93
Vera Cruz	70.3037	0.1783	69.65	0.1767	69.14	70.17	70.17
Yucatán	70.8136	0.1192	70.16	0.1181	69.82	70.51	70.51
Zacatecas	71.1531	0.1042	70.50	0.1032	70.20	70.80	70.80

Fuente: Censos y conteos de población 1970 a 2010 y encuesta 2015 y estadísticas vitales 1970-2015.

Gráfica 8.2. Esperanza de vida a edad 5 e índice de bienestar por estado, 1995-2000



Nota: Véase el anexo C para el significado de las siglas

Fuente: Estimaciones con base los censos, conteos y encuesta intercensal, 1970-2015 y estadísticas vitales de 1970 a 2015.

con las de este empezamos 2005–2010 y, finalmente, con las últimas de este comenzamos 2010–2015. En los siete quinquenios, se requirió solo del primer intento para obtener resultados consistentes.

Al comparar las esperanzas entre hombres y mujeres se advierten brechas amplias o reducidas. Con el fin de mejorar la diferencia entre los sexos, extrajimos de las tablas de mortalidad del modelo Oeste de Coale y Demeny, las esperanzas de hombres y mujeres asociadas a la esperanza de vida total que hemos estimado. Promediamos los distanciamientos de las esperanzas observadas y modelo Oeste, aceptando un máximo de cinco años de diferencia. La mitad de ese promedio lo restamos del total para asignarlo a los hombres, y la otra mitad la agragemos para atribuirla a las mujeres. Finalmente, para cada lustro y sexo, *normalizamos* las esperanzas a edad 5 al total nacional. Las esperanzas definitivas se reproducen en el cuadro 8.7.

8.3 Estimaciones anuales

Las tasas de mortalidad por edad definitivas se obtuvieron al multiplicar las iniciales, las calculadas con las muertes registradas, por los factores de corrección definitivos. El patrón por edad, ligando la mortalidad antes y a partir de 5 años de edad, se suavizó con el modelo de Heligman y Pollard (véase el anexo D)³ y se retuvieron las tasas por edades simples.

A partir de esas tasas para períodos quinquenales estimamos las referidas a cada año de 1970 a 2015. Primero las interpolamos linealmente, con respecto al tiempo, para cada edad y sexo por separado. Para 1970 y 1971 se tomaron las del lustro 1970–1975 y para 2013 a 2015 las de 2010–2015. Denotemos por $M_{x,i}(t)$ a esas tasas, las cuales se multiplicaron por las poblaciones medias obtenidas en el capítulo 6 y, de ahí, las defunciones por edad y sexo para cada año, digamos $D_{x,i}(t)$ para el año t :

$$D_{x,i}(t) = M_{x,i}(t) P_{x,i}(t) \quad (8.15)$$

donde $P_{x,i}(t)$ es la población media. Esas defunciones no satisfacen los totales nacionales estimados en el capítulo 5. Si sumamos sobre la edad,

$$D_i(t) = \sum_{x=0}^{109} D_{x,i}(t)$$

y de ellas tomamos la distribución estatal, al sobreponerla al total nacional $D(t)$ nos da totales corregidos por entidad federativa $\widehat{D}_i(t)$. Si asimilamos las defunciones nacionales por edad $D_x(t)$ como marginales renglón, los totales estatales $\widehat{D}_i(t)$ como marginales columna y las estimadas con las tasas y poblaciones $D_{x,i}(t)$ como arreglo inicial, mediante el algoritmo de asignación biproporcional iterativa obtuvimos las defunciones definitivas por edad y sexo, digamos $\widehat{D}_{x,i}(t)$.

³La conversión de tasas en probabilidades, para ajustar el modelo de Heligman y Pollard, se hizo con las fórmulas (D.10) y (D.11) del anexo D. Una vez ajustadas las probabilidades, se regresaron a tasas con las fórmulas (D.13) y (D.14).

Cuadro 8.7. Esperanza de vida a edad 5 por estado, 1970-2015

Estado	1970-1975	1975-1980	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2005	2005-2010	2010-2015
Hombres									
República Mexicana	61.49	62.54	64.07	65.67	66.74	67.91	69.33	68.93	68.35
Aguascalientes	63.17	63.58	65.95	66.74	68.20	68.11	70.31	68.64	68.97
Baja California	62.54	63.85	65.11	65.85	66.64	67.51	69.51	68.84	68.53
Baja California Sur	62.59	62.95	65.17	66.41	67.28	67.81	69.66	69.50	68.72
Campesche	61.94	62.48	64.14	65.35	66.76	67.33	69.17	69.44	68.08
Coahuila	62.33	64.44	65.10	66.06	67.15	67.81	69.57	69.09	68.24
Colima	61.67	62.77	64.91	66.10	67.00	68.31	69.93	69.47	69.25
Chiapas	57.75	61.17	63.11	63.61	65.71	66.34	67.32	68.42	67.60
Chihuahua	62.58	63.69	64.93	65.85	66.83	67.59	69.39	68.39	68.14
Ciudad de México	64.35	66.32	66.98	67.21	67.59	67.95	69.78	69.20	69.86
Durango	62.16	62.69	63.62	65.10	66.97	67.50	68.96	68.55	68.04
Guanajuato	61.45	62.16	63.53	65.27	67.00	67.68	69.17	69.42	68.32
Guerrero	60.75	60.43	62.35	64.82	66.25	68.48	68.69	68.67	66.31
Hidalgo	59.83	60.24	62.17	65.64	66.06	68.91	69.21	69.10	68.45
Jalisco	62.80	64.46	65.43	67.76	66.99	69.11	69.65	69.05	68.29
Méjico	61.96	63.13	64.01	66.48	66.72	68.60	69.50	68.84	69.72
Michoacán	61.08	61.02	62.99	65.27	66.42	67.86	70.43	68.68	68.86
Morelos	61.39	62.09	64.30	65.53	67.46	68.14	70.37	68.93	68.79
Nayarit	61.58	62.96	64.47	65.55	67.17	67.94	69.93	68.96	68.97
Nuevo León	63.43	65.23	66.36	66.91	67.56	68.21	70.40	69.20	68.95
Oaxaca	58.83	58.88	61.06	63.04	64.99	65.94	68.04	68.37	67.83
Puebla	60.28	60.74	62.55	64.31	65.88	68.43	68.54	68.68	67.91
Querétaro	60.43	61.62	63.39	65.68	66.47	68.80	69.00	69.16	68.79
Quintana Roo	62.31	63.52	64.33	66.47	66.99	68.80	69.61	69.12	68.58
San Luis Potosí	59.97	61.48	63.46	64.93	66.63	68.04	69.03	68.90	68.45
Sinaloa	61.35	62.55	63.47	66.30	66.79	67.88	69.75	68.63	67.93
Sonora	62.08	63.48	64.73	66.10	66.82	67.42	69.34	68.38	68.05
Tabasco	60.85	61.60	63.14	65.71	66.64	67.31	69.20	68.45	67.66
Tamaulipas	62.40	63.19	64.59	65.33	66.71	67.75	69.25	68.69	67.89
Tlaxcala	61.02	62.65	63.88	65.64	66.93	67.90	69.58	69.94	68.65
Veracruz	59.99	60.75	63.11	64.29	65.76	67.48	68.14	68.82	67.29
Yucatán	61.23	62.27	63.77	65.83	66.47	68.06	68.87	68.97	67.89
Zacatecas	61.74	62.93	64.14	66.24	66.93	68.22	69.28	69.13	68.28

Cuadro 8.7.
(Continúa)

Estado	1970-1975	1975-1980	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2005	2005-2010	2010-2015
Mujeres									
República Mexicana	65.91	68.51	70.23	71.29	72.25	73.10	74.38	74.38	74.14
Aguascalientes	67.07	70.67	71.04	72.39	72.36	74.53	74.82	75.33	74.60
Baja California	68.26	70.94	71.96	72.31	72.97	74.25	75.45	74.96	75.39
Baja California Sur	65.06	69.02	70.34	72.06	72.50	73.93	74.89	74.26	75.04
Campeche	64.26	67.15	68.95	70.50	71.24	72.50	73.32	73.46	73.64
Coahuila	68.09	70.21	71.68	72.40	73.08	74.34	75.51	74.69	75.10
Colima	66.66	69.36	71.38	72.56	73.24	73.93	74.95	74.44	73.71
Chiapas	63.50	65.57	67.57	70.07	70.89	72.20	73.26	73.53	72.68
Chihuahua	67.50	70.54	71.89	72.31	72.87	74.33	75.33	75.18	75.00
Ciudad de México	70.11	72.95	73.27	73.67	72.92	74.70	75.72	75.15	75.50
Durango	65.11	68.48	70.56	71.56	72.08	73.55	74.90	74.63	74.40
Guanajuato	65.82	68.64	70.34	71.72	72.28	73.69	74.65	73.86	74.17
Guerrero	64.12	65.50	67.36	69.52	70.66	70.02	72.35	73.12	72.48
Hidalgo	65.58	67.33	69.13	68.91	71.85	71.21	74.14	73.93	73.67
Jalisco	67.02	69.75	71.66	71.39	73.31	72.99	75.07	74.78	74.65
Méjico	66.87	69.90	70.97	71.90	73.05	73.15	74.86	74.81	73.42
Michoacán	65.30	68.11	69.94	70.96	72.39	72.96	72.86	74.34	73.02
Morelos	66.80	69.18	71.26	71.99	72.09	73.34	73.59	74.50	73.64
Nayarit	65.25	68.10	70.35	71.74	72.35	73.52	74.09	74.49	73.63
Nuevo León	68.43	70.87	71.92	73.22	73.01	74.41	75.00	75.10	74.95
Oaxaca	64.58	65.97	68.02	69.50	71.31	72.68	73.39	73.64	73.02
Puebla	66.03	67.83	69.50	70.77	72.20	71.64	74.19	74.16	73.88
Querétaro	65.95	68.71	70.35	71.04	72.60	72.47	74.93	74.35	74.40
Quintana Roo	62.82	65.34	68.76	70.07	71.79	72.16	74.47	74.49	74.17
San Luis Potosí	65.09	66.76	69.62	70.24	71.54	72.12	73.69	74.03	73.43
Sinaloa	65.66	68.48	70.30	71.23	72.41	73.31	74.21	74.88	74.63
Sonora	67.77	70.51	71.74	72.56	72.76	74.17	75.11	75.18	74.91
Tabasco	64.20	67.09	68.58	70.60	71.89	73.21	74.10	74.71	74.52
Tamaulipas	66.30	69.38	70.67	71.76	72.50	73.53	74.91	74.91	74.76
Tlaxcala	66.25	68.59	69.85	71.17	72.22	73.36	74.44	73.53	73.98
Vera Cruz	64.67	67.08	69.42	70.10	71.81	71.97	73.68	73.76	74.00
Yucatán	64.84	67.43	69.60	70.52	71.96	72.33	73.89	73.90	73.91
Zacatecas	64.28	66.84	69.26	70.39	71.83	72.81	74.37	74.14	74.09

Cuadro 8.7.
(Concluye)

Estado	1970-1975	1975-1980	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2005	2005-2010	2010-2015
Total									
República Mexicana	63.66	65.44	67.08	68.44	69.47	70.50	71.86	71.66	71.24
Anáscalientes	65.07	67.04	68.43	69.53	70.26	71.31	72.57	71.99	71.78
Baja California	65.36	67.31	68.47	69.04	69.78	70.87	72.49	71.90	71.96
Baja California Sur	63.78	65.91	67.69	69.20	69.87	70.86	72.28	71.88	71.88
Camppeche	63.06	64.73	66.47	67.89	68.98	69.91	71.25	71.45	70.86
Coahuila	65.17	67.24	68.32	69.20	70.09	71.07	72.55	71.89	71.66
Colima	64.12	65.98	68.08	69.29	70.09	71.11	72.44	71.96	71.48
Chiapas	60.59	63.29	65.27	66.80	68.28	69.26	70.30	70.98	70.14
Chihuahua	65.00	67.03	68.34	69.05	69.83	70.96	72.37	71.79	71.57
Ciudad de México	67.19	69.56	70.06	70.41	70.23	71.32	72.75	72.17	72.68
Durango	63.59	65.51	67.03	68.29	69.50	70.52	71.94	71.59	71.22
Guanajuato	63.59	65.32	66.87	68.46	69.62	70.68	71.92	71.65	71.25
Guerrero	62.39	62.88	64.79	67.14	68.43	69.24	70.53	70.89	69.40
Hidalgo	62.66	63.71	65.59	67.24	68.93	70.05	71.68	71.52	71.05
Jalisco	64.87	67.02	68.48	69.54	70.13	71.04	72.36	71.92	71.47
Méjico	64.37	66.44	67.42	69.15	69.86	70.87	72.19	71.83	71.56
Michoacán	63.15	64.49	66.40	68.08	69.38	70.40	71.65	71.51	70.94
Morelos	64.05	65.55	67.71	68.73	69.75	70.73	71.99	71.72	71.22
Nayarit	63.38	65.45	67.35	68.61	69.74	70.72	72.01	71.73	71.30
Nuevo León	65.89	67.97	69.08	70.03	70.26	71.30	72.70	72.15	71.95
Oaxaca	61.67	62.34	64.47	66.23	68.12	69.30	70.72	71.01	70.42
Puebla	63.11	64.20	65.96	67.51	69.02	70.03	71.37	71.42	70.89
Querétaro	63.15	65.08	66.80	68.33	69.51	70.63	71.97	71.76	71.59
Quintana Roo	62.52	64.35	66.48	68.24	69.36	70.47	72.04	71.81	71.37
San Luis Potosí	62.49	64.04	66.47	67.55	69.06	70.07	71.36	71.47	70.94
Sinaloa	63.46	65.44	66.82	68.73	69.57	70.59	71.99	71.76	71.28
Sonora	64.88	66.91	68.20	69.29	69.77	70.79	72.23	71.78	71.48
Tabasco	62.48	64.26	65.79	68.12	69.24	70.25	71.66	71.58	71.09
Tamaulipas	64.31	66.21	67.56	68.51	69.58	70.63	72.09	71.80	71.32
Tlaxcala	63.59	65.54	66.80	68.37	69.55	70.62	72.02	71.74	71.31
Veracruz	62.29	63.83	66.20	67.16	68.76	69.72	70.92	71.30	70.64
Yucatán	62.99	64.77	66.62	68.14	69.19	70.19	71.38	71.44	70.90
Zacatecas	62.97	64.80	66.63	68.28	69.36	70.51	71.83	71.64	71.18

Fuente: Censos y conteos de población 1970 a 2010 y encuesta 2015 y estadísticas vitales 1970-2015.

Finalmente, las tasas interpoladas se modificaron por el factor $\widehat{D}_i(t)/D_i(t)$, de tal suerte que al multiplicarlas por las poblaciones medias, la suma sobre la edad satisficiera el total $\widehat{D}_i(t)$. Las tasas modificadas se suavizaron nuevamente con el modelo de Heligman y Pollard. Esas tasas suavizadas y las probabilidades de fallecer asociadas se tomaron como definitivas.

9 Migración interna e internacional de los estados

La transformación del modelo económico, experimentada por México en los pasados treinta y cinco 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 trasladados de las ciudades más grandes a otras de menor tamaño ha 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).

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 y la encuesta intercensal de 2015 un leve descenso; pero, en términos relativos, la tendencia a la baja de largo plazo se mantiene.

El marcado viraje de la migración con el exterior en años recientes, por su parte, lleva 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 la adición de sus emigrantes.

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 y 2010, así como de los módulos de migración internacional de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID) de 1992 y 1997, 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 o la ENADID.

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. La muestra de las ENADID, si bien significativamente menor, proporciona estimaciones con precisión.

Nuestro horizonte temporal de la conciliación abarca el periodo 1970–2015, y de las ENADID y los censos sólo disponemos de información para los lustros 1987–1992, 1992–1997, 1995–2000 y 2005–2010. Se adoptó la distribución de 1987–1992 de la ENADID para los lustros del periodo 1970–1990, de 1992–1997 de la ENADID para el quinquenio, la media de los datos censales de 2000 y 2010 para 2000–2005, y del periodo 2005–2010 se supuso igual para el lustro siguiente.

Esa elección descansa en el siguiente razonamiento. La tendencia temporal del total de emigrantes del país revela que, hasta 2005, se mantuvo la creciente emigración masiva hacia Estados Unidos, 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 particular distribución estatal 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 1970–1990.

Los módulos de migración internacional de las ENADID y los censos preguntan además por la edad y el sexo del migrantes y su lugar de residencia actual. Dejamos de lado la edad y el sexo, pues al fraccionar la muestra de un fenómeno estadísticamente escaso,¹ se pueden obtener composiciones etarias estadísticamente no significativas. 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 2015. Decidimos, entonces, sobreponer la estructura por edad y sexo nacional, de cada año, a los totales de cada entidad federativa. Las estimaciones se hicieron por grupos quinquenales de edad y para cada uno de los quinquenios naturales del periodo 1970–2015.

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 2010 y la encuesta intercensal de 2015, y sobreponerla a los totales nacionales desprendidos 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.² La adaptación a las cifras nacionales, estimadas en el capítulo 4, se hizo para cada sexo y grupo quinquenal de edades por separado.

Se retuvieron las tasas por grupos quinqueniales de edad, obtenidas con las ecuaciones (4.5) a (4.7), y se multiplicaron por los años-persona vividos, calculados según se describió al inicio del acápite 8.2. Denotemos por ${}_5I_{x,i}$ a esos inmigrantes y por ${}_5I_i$ a su suma sobre la edad. La distribución espacial de esos totales se multiplicó por el total nacional del lustro, obteniendo así el monto de inmigrantes de cada entidad del periodo, digamos \hat{I}_i .

En las gráficas 9.1 y 923 se presentan las tasas brutas de migración internacional para los estados que cubren la gama de particularidades estatales.

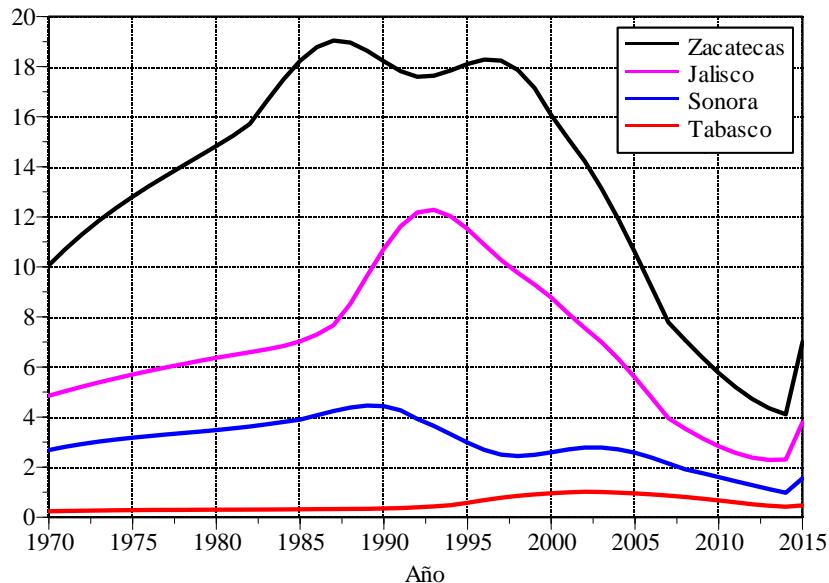
9.2 La migración interestatal

En los censos de 1990 a 2010, 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 la estado j al momento del censo y en el estado i cinco años antes. Esta información, no se capta para menores de

¹Aun en el quinquenio 2000–2005 cuando alcanzó su máximo histórico, representó 0.6% anual de la población de México.

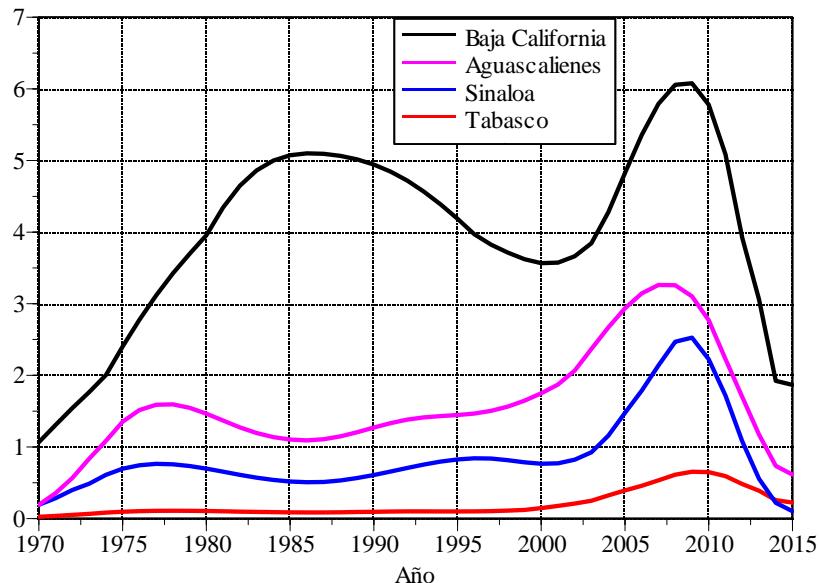
²Se usó la corrección de Partida (1993) a los datos del censo de 1980.

Gráfica 9.1. Tasas anuales de emigración internacional para cuatro estados seleccionados, 1970-2015
(Por mil)



Fuente: Censos de Estados Unidos de 1970 a 2000 y American Community Survey de 2000 a 2015; ENADID 1992 a 2014 y censos de México de 2000 y 2010.

Gráfica 9.2. Tasas anuales de inmigración internacional para cuatro estados seleccionados, 1970-2015
(Por mil)



Fuente: Censos de población de 1960 a 2010, conteo de población de 2005 y Encuesta Intercensal de 2015.

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 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 :

$${}_5O_{x,\bullet,j} = \sum_{i=1}^{32} {}_5O_{x,i,j} \quad 1 \leq j \leq 32 \quad (9.1)$$

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 de la región i a la región j en ausencia de mortalidad durante el quinquenio, es decir:

$${}_5S_{x,i,j} = \frac{{}_5O_{x,i,j}}{{}_5O_{x,\bullet,j}} \quad (9.3)$$

tal que, por (9.1):

$$\sum_{j=1}^{32} {}_5S_{x,i,j} = \frac{\sum_{j=1}^{32} {}_5O_{x,i,j}}{{}_5O_{x,\bullet,j}} = \frac{{}_5O_{x,\bullet,j}}{{}_5O_{x,\bullet,j}} = 1 \quad (9.4)$$

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 puede 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 entrar. Así, son las proporciones de emigración las que se pueden convertir en tasas.

Denotemos por ${}_5M_{x,i,j}$ a la tasa de emigrar de la región i hacia la región 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):

$$\begin{aligned} e^{\mathbf{A}} &= \sum_{i=0}^{\infty} \frac{1}{i!} \mathbf{A}^i = \mathbf{I} + \mathbf{A} + \frac{1}{2!} \mathbf{A}^2 + \frac{1}{3!} \mathbf{A}^3 + \cdots \\ \ln \{\mathbf{A}\} &= \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(-1)^{i-1}}{i} (\mathbf{A} - \mathbf{I})^i = (\mathbf{A} - \mathbf{I}) - \frac{1}{2} (\mathbf{A} - \mathbf{I})^2 + \frac{1}{3} (\mathbf{A} - \mathbf{I})^3 + \cdots \end{aligned} \quad (9.9)$$

con \mathbf{I} la matriz identidad. Ambas son funciones inversas, es decir,

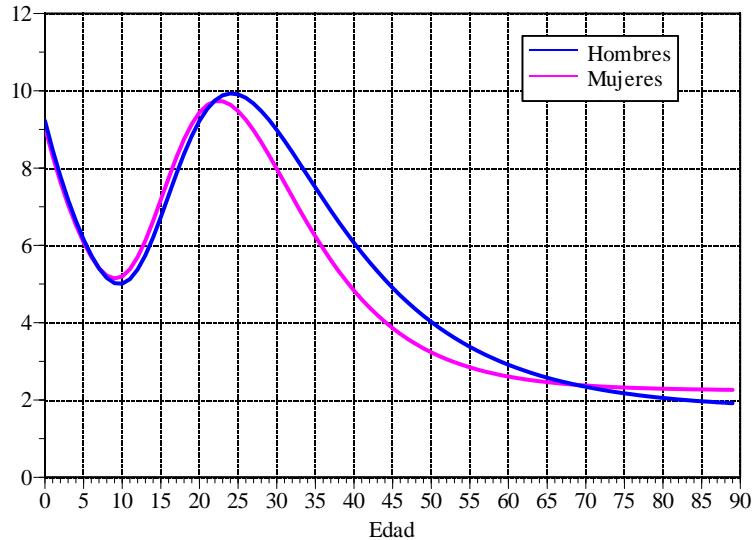
$$e^{\ln \{\mathbf{A}\}} = \ln \{e^{\mathbf{A}}\} = \mathbf{I} \quad (9.10)$$

En todos los casos se utilizó la fórmula (9.8) para estimar las tasas de migración, excepto en los menores de cinco años, ya que esos niños están expuestos al riesgo de migrar, en promedio, sólo la mitad del lustro; así, las tasas, en tanto promedio anual, son:

$${}^5\mathbf{M}_0 = \frac{1}{2.5} \ln \{{}^5\mathbf{S}_0\} \quad (9.8')$$

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.

Gráfica 9.3. Tasas de migración interestatal para el total del país por edad y sexo, 2010-2015
(Por mil)



Fuente: Elaborada con base en la Encuesta Intercensal 2015.

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. Bajo los mismos razonamientos que nos llevaron a establecer la ecuación (4.16), podemos hacer:

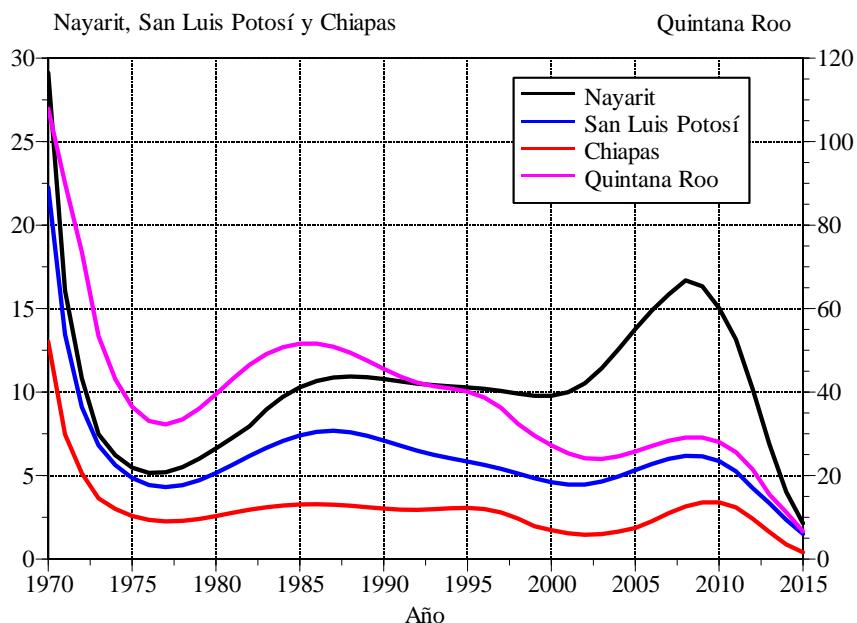
$${}_5 M_{x,i,j} = \frac{1}{2} [{}_5 M_{x,i,j}^c + {}_5 M_{x+5,i,j}^c] \quad (9.11)$$

donde ahora ${}_5 M_{x,i,j}$ indica la tasa edad-período (el lado derecho de la figura 4.2).

Las tasas de 1970–1980 se dedujeron de las estimaciones de Partida (1993), de 1985–1990 y de 1995–2000 de los censos de 1990 y 2000, y de los tres quinquenios de 2000 a 2015 del conteo de 2005, el censo de 2010 y la encuesta intercensal de 2015. Las tasas de 1980–1985 y 1990–1995 de tomaron como la media aritmética de los lustros que las bordean.

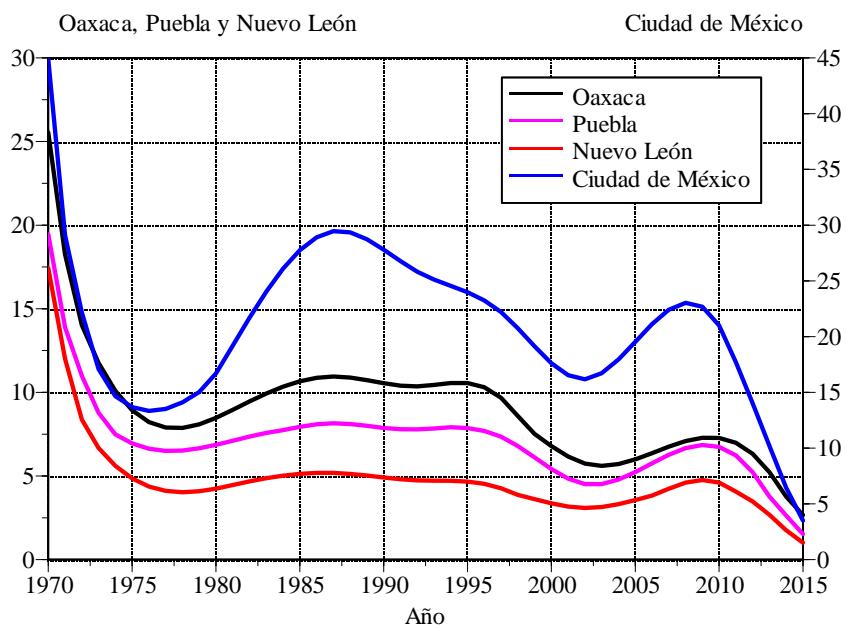
En la gráfica 9.3 se presentan las tasas edad-período para el conjunto del país para el quinquenio más reciente. Se advierte el patrón clásico de la migración interna. La fuerte intensidad en la primera infancia se vincula a la alta incidencia en los jóvenes y adultos jóvenes, indicativo presumiblemente de la migración de 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. En las gráficas 9.4 y 9.5 se presentan las tasas brutas de migración interna para los estados que cubren la gama de particularidades estatales.

Gráfica 9.4. Tasas anuales de inmigración interna para cuatro estados seleccionados, 1970-2015
(Por mil)



Fuente: Censos de población 1980 a 2010, conteo de población de 2005 y encuesta intercensal de 2015.

Gráfica 9.5. Tasas anuales de emigración interna para cuatro estados seleccionados, 1970-2015
(Por mil)



Fuente: Censos de población 1980 a 2010, conteo de población de 2005 y encuesta intercensal de 2015.

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 federtivas 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 el 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 ${}_nP_x(t)$ 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, ${}_5P_{25}(t)$ 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:

$$P(t) = \sum_{\substack{x=0 \\ n}}^{\omega-n} {}_n P_x(t) \quad (\text{B.2})$$

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 ($100 \text{ años} \times 365 \text{ días} \times 24 \text{ horas} \times 60 \text{ minutos} \times 60 \text{ segundos}$) —¡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.

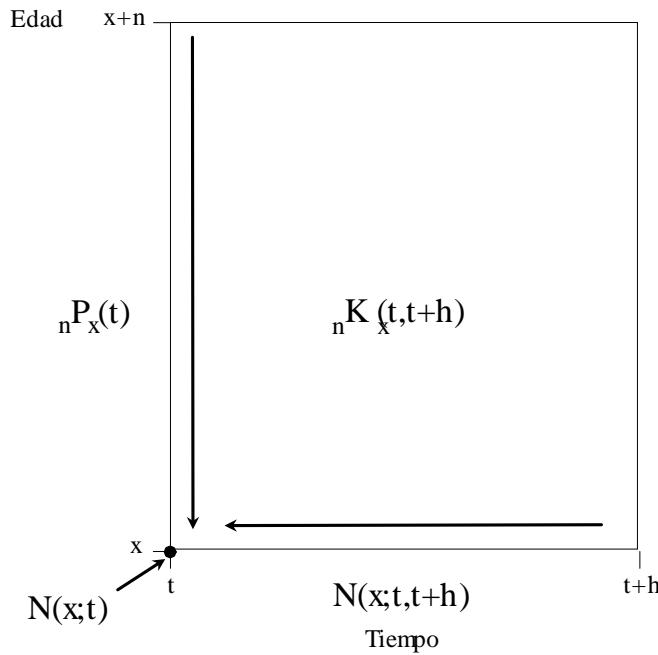
Si reducimos el periodo de h años tanto como se pueda:

$$N(x; t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{N(x; t, t + h)}{h} \quad (\text{B.4})$$

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)

Gráfica B.1. Diagrama de Lexis que ejemplifica la equivalencia de las densidad anuales de la población con respecto a la edad y con respecto al tiempo



¿Por qué 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,

$$\frac{\frac{\partial}{\partial t} N(y; t)}{N(y; t)} = r(y; t)$$

con lo cual, al reemplazar en (B.9):

$$\frac{\frac{\partial}{\partial y} N(y; t)}{N(y; t)} dy + r(y; t) dt = -\mu(y; t) dy + \lambda(y; t) dy$$

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 “ $a+$ ”:

$$\begin{aligned} c(x; t) &= b(t) \exp \left\{ - \int_0^x r(y; t) dy + \int_0^x \lambda(y; t) dy - \int_0^x \mu(y; t) dy \right\} \\ &= \frac{\exp \left\{ - \int_0^x r(y; t) dy + \int_0^x \lambda(y; t) dy - \int_0^x \mu(y; t) dy \right\}}{\int_0^\omega \exp \left\{ - \int_0^x r(y; t) dy + \int_0^x \lambda(y; t) dy - \int_0^x \mu(y; t) dy \right\} dx} \end{aligned} \quad (\text{B.13'})$$

donde $b(t)$ es la tasa bruta de natalidad y se parte del hecho que:

$$\int_0^\omega c(x; t) dx = 1 \quad (\text{B.14'})$$

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 períodos 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:

$$\hat{r}(y; t) = k_r r(y; t) \quad \hat{\lambda}(y; t) = k_\lambda \lambda(y; t) \quad \hat{\mu}(y; t) = k_\mu \mu(y; t) \quad (\text{B.17})$$

donde el símbolo “ $\hat{\cdot}$ ” 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 rádix 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 notación 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:

$$\exp \left\{ \int_x^{x+n} \gamma(y; t) dy \right\} = \exp \left\{ \int_x^{x+n} \gamma(y; t) dy \right\} \exp \left\{ \int_{x+n}^{x+v} \gamma(y; t) dy \right\}$$

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:

$$\begin{aligned} N(\omega - 2n; t) &= \int_{\omega-2n}^{\omega-n} D(\omega - 2n + v; t) \exp \left\{ \int_{\omega-2n}^{\omega-2n+v} \gamma(y; t) dy \right\} dv + \\ &\quad + N(\omega - n; t) \exp \left\{ \int_{\omega-2n}^{\omega-n} \gamma(y; t) dy \right\} \end{aligned}$$

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:

$$C = \frac{{}_n\tilde{P}_x(t)}{{}_nP_x(t)} \quad (\text{B.28})$$

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 exemplificar 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:

$$\int_a^x \gamma(y; t) dy = \sum_{u=a}^{x-n} \int_u^{u+n} \gamma(y; t) dy \quad (\text{B.30})$$

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:

$$\begin{aligned}\Gamma_a(x; t) &= \sum_{\substack{u=a \\ u=n}}^{x-n} {}_n\gamma_u(t) & R_a(x; t) &= \sum_{\substack{u=a \\ u=n}}^{x-n} {}_n{}_n r_u(t) \\ \Lambda_a(x; t) &= \sum_{\substack{u=a \\ u=n}}^{x-n} {}_n\lambda_u(t) & U_a(x; t) &= \sum_{\substack{u=a \\ u=n}}^{x-n} {}_n{}_n M_u(t)\end{aligned}\tag{B.31}$$

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:

$$N(x; t) = N(a; t) \exp \{-R_a(x; t) + \Lambda_a(x; t) - U_a(x; t)\}\tag{B.32}$$

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):

$$\ln \left\{ \frac{\frac{1}{n} {}_nP_x(t)}{N(a; t)} \right\} = \ln \left\{ \frac{N(x + \xi; t)}{N(a; t)} \right\} = -R_a(x + \xi; t) + \Lambda_a(x + \xi; t) - U_a(x + \xi; t)\tag{B.33}$$

tomamos exponencial en ambos lados:

$$\frac{{}_nP_x(t)}{n N(a; t)} = \exp \{-R_a(x + \xi; t) + \Lambda_a(x + \xi; t) - U_a(x + \xi; t)\}$$

y despejamos:

$${}_nP_x(t) = n N(a; t) \exp \{-R_a(x + \xi; t) + \Lambda_a(x + \xi; t) - U_a(x + \xi; t)\}$$

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:

$${}_nP_x(t) = n N(a; t) \exp \{-{}_nR_{x,a}(t) + {}_n\Lambda_{x,a}(t) - {}_nU_{x,a}(t)\}\tag{B.34}$$

con

$${}_nG_{x,a}(t) = \begin{cases} \frac{n}{2} {}_n g_x & \text{si } x = a \\ \sum_{\substack{u=a \\ u=n}}^{x-n} {}_n g_u + \frac{n}{2} {}_n g_x & \text{si } x \geq a + n \end{cases}\tag{B.35}$$

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:

$${}_n c_{x,a+}(t) = \frac{{}_nP_x(t)}{P_{a+}(t)} = {}n b_{a+}(t) \exp \{- {}_n R_{x,a}(t) + {}_n \Lambda_{x,a}(t) - {}_n U_{x,a}(t)\} \quad (\text{B.36})$$

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, ${}_n K_x(t, t+h)$ son los años-persona vividos por la población en el intervalo semiabierto de edades exactas $[x, x+n]$ entre los momentos t y $t+h$:

$${}_n K_x(t, t+h) = \int_t^{t+h} {}_n P_x(y) dy \quad (\text{B.37'})$$

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:

$${}_n c_x(t, t+h) = \frac{{}_n K_x(t, t+h)}{K(t, t+h)} \quad (\text{B.38})$$

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:

$$K(t, t+h) = \sum_{\substack{x=0 \\ n}}^{\omega-n} {}_n K_x(t, t+h) \quad (\text{B.39})$$

Es claro que:

$$\sum_{\substack{x=0 \\ n}}^{\omega-n} {}_n c_x(t, t+h) = 1 \quad (\text{B.38'})$$

En la realidad es prácticamente imposible determinar el monto 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:

$$K(t, t + h) = \int_0^h P(t) e^{ry} dy = P(t) \left[\frac{e^{rh} - 1}{r} \right] = \frac{P(t + h) - P(t)}{r} \quad (\text{B.40})$$

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 de crecimiento demográfico:

$$r(t, t + h) = \frac{P(t + h) - P(t)}{K(t, t + h)}$$

es consistente con (B.40).

Si integramos entre t y $t + h$ ambos lados de (B.34):

$$\begin{aligned} {}_n K_x(t, t + h) &= \int_t^{t+h} {}_n P_x(y) dy \\ &= \int_t^{t+h} {}_n N(a; t) \exp \{- {}_n R_{x,a}(t, t + y) + {}_n \Lambda_{x,a}(t, t + y) - {}_n U_{x,a}(t, t + y)\} dy \end{aligned}$$

o bien

$${}_n K_x(t, t + h) = {}_n N(a; t, t + h) \exp \{- {}_n R_{x,a}(t, t + h) + {}_n \Lambda_{x,a}(t, t + h) - {}_n U_{x,a}(t, t + h)\} \quad (\text{B.41})$$

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:

$$\ln \{{}_n c_{x,a+}(t, t + h)\} = \ln \{{}_n b_{a+}(t, t + h)\} - k_r {}_n R_{x,a}(t, t + h) + k_\lambda {}_n \Lambda_{x,a}(t, t + h) - k_\mu {}_n U_{x,a}(t, t + h) \quad (\text{B.42})$$

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.

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:

$$\begin{aligned} \ln \{{}_n c_{x,a+}(t, t+h)\} &= \ln \{{}_n b_{a+}(t, t+h)\} - k_r {}_n R_{x,a}(t, t+h) + \\ &+ k_\iota {}_n I_{x,a}(t, t+h) - k_\varepsilon {}_n E_{x,a}(t, t+h) - k_\mu {}_n U_{x,a}(t, t+h) \end{aligned} \quad (\text{B.42'})$$

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:

$$N(x; t, t+h) = {}_n D_x(t, t+h) \exp \{{}_n \gamma_x(t, t+h)/2\} + N(x+n; t, t+h) \exp \{{}_n \gamma_x(t, t+h)\} \quad (\text{B.43})$$

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 a 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 radix 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):

$${}_n L_x = \ell_{x+n} + {}_n a_x (\ell_x - \ell_{x+n}) = {}_n a_x \ell_x + \ell_{x+n} (n - {}_n a_x) \quad (\text{D.4}')$$

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):

$${}_nq_x = \frac{{}_n{}_nm_x}{1 + (n - {}_n{}_a_x) {}_n{}_m_x} \quad o \quad {}_n{}_m_x = \frac{{}_nq_x}{n - (n - {}_n{}_a_x) {}_nq_x} \quad (D.6)$$

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 :

$$\begin{aligned} \text{Para hombres} & \left\{ \begin{array}{ll} 0.1493 - 2.0367 q_0 & \text{si } q_0 < 0.0226 \\ 0.0244 + 3.4994 q_0 & \text{si } 0.0226 \leq q_0 < 0.0785 \\ 0.2991 & \text{si } q_0 \geq 0.0785 \end{array} \right. \\ \text{Para mujeres} & \left\{ \begin{array}{ll} 0.1490 - 2.0867 q_0 & \text{si } q_0 < 0.0170 \\ 0.0438 + 4.1075 q_0 & \text{si } 0.0170 \leq q_0 < 0.0658 \\ 0.3141 & \text{si } q_0 \geq 0.0658 \end{array} \right. \end{aligned} \quad (D.7)$$

y para las siguientes cuatro edades los sugeridos por Naciones Unidas (1983) en sus tablas modelo de 1982:

$$a_1 = 0.44, a_2 = 0.47, a_3 = 0.49 \text{ y } a_4 = 0.5 \quad (D.8)$$

En el caso estatal, cuando se estiman las probabilidades de fallecer entre 1 y 5 años de edad ${}_4q_1$ (véase el capítulo 7), se usaron las fórmulas para el modelo Oeste de Coale y Demeny (1983):

$${}_4a_1 = \left\{ \begin{array}{ll} 1.6533 - 3.013 q^* & \text{para hombres} \\ 1.5237 - 1.627 q^* & \text{para mujeres} \end{array} \right. \quad \text{con} \quad q^* = \left\{ \begin{array}{ll} q_0 & \text{si } q_0 < 0.1 \\ 0.1 & \text{si } q_0 \geq 0.1 \end{array} \right. \quad (D.8')$$

A partir de cinco años de edad, se usó la fórmula de crecimiento exponencial para edades individuales

$$q_x = 1 - \exp \{-m_x\} \quad (D.9)$$

Para los grupos quinquenales 5–9 y 10–14 años de edad se usaron los factores de separación sugeridos por Coale y Demeny (1983):

$${}_5q_5 = \frac{{}_5{}_m_5}{1 + 2.75 {}_5{}_m_5} \quad y \quad {}_5q_{10} = \frac{{}_5{}_m_{10}}{1 + 2.5 {}_5{}_m_{10}} \quad (D.10)$$

y a partir de 15–19 años la conocida fórmula de Reed y Merrell (1939):¹

$${}_5q_x = 1 - \exp \{-5 {}_5m_x - {}_5m_x^2\} \quad (D.11)$$

¹La fórmula general de Reed y Merrell es:

$${}_nq_x = 1 - \exp \{-n {}_n{}_m_x - 0.008 n^3 {}_5m_x^2\}$$

y si $n = 5$, entonces $0.008 \times 125 = 1$.

En el caso de intervalos anuales, al despejar en (D.9) la tasa es:

$$m_x = -\ell n \{1 - q_x\} \quad (\text{D.12})$$

para los grupos 5–9 y 10–14, al despejar en (D.10):

$${}_5m_5 = \frac{{}_5q_5}{5 - 2.75 {}_5q_5} \quad \text{y} \quad {}_5m_{10} = \frac{{}_5q_{10}}{5 - 2.5 {}_5q_{10}} \quad (\text{D.13})$$

y a partir de 15–19, al despejar en (D.11):

$${}_5m_x = \frac{\sqrt{25 - 4 \ell n \{1 - {}_5q_x\}} - 5}{2} \quad (\text{D.14})$$

Los años-persona vividos se pueden obtener también despejando en (D.5):

$${}_nL_x = \frac{{}_n d_x}{{}_n m_x} \quad (\text{D.4''})$$

T_x Años-persona vividos a partir de la edad x . Su valor está dado por:

$$T_x = \sum_{y=x,n}^{\omega-n} {}_nL_y \quad (\text{D.15})$$

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:

$$e_x = \frac{T_x}{\ell_x} \quad (\text{D.16})$$

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:

$${}_n m_x = {}_n M_x$$

donde ${}_n M_x$ es la tasa observada de mortalidad. Con las tasas observadas y las fórmulas (2.25) o (2.26) se obtienen las probabilidades ${}_n q_x$ y con ellas se elabora la tabla, para lo cual se fija arbitrariamente un valor para el radix ℓ_0 , generalmente uno, cien mil o un millón.

Cuando se dispuso de una tabla abreviada de mortalidad (0, 1–4 años y grupos quinquenales), el paso a edades simples se hizo mediante el modelo parametrizado de Heligman y Pollard (1980):

$$q_x = A^{(B+x)^c} + D \exp \left\{ -E \left[\ln \left\{ \frac{x}{F} \right\} \right]^2 \right\} + \frac{GH^x}{1 - GH^x} \quad (\text{D.17})$$

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).

Coale y Kisker (1990) encontraron que los patrones teóricos de la mortalidad por edad en la senectud, incluida la ley de Gompertz (GH^x) en el último elemento de (D.17), no son adecuados; concluyendo que el logaritmo del cociente de dos tasas de mortalidad sucesivas — aquí adoptamos la probabilidades de fallecer — sigue una pauta decreciente aproximadamente lineal:

$$n\kappa_{z+in} = n\kappa_{z-n} - \rho i \quad \text{con} \quad \kappa_x = \ln \left\{ \frac{nq_x}{nq_{x-n}} \right\} \quad i = 0, 1, 2, \dots, j \quad (\text{D.18})$$

donde z es una edad avanzada a partir de la cual deja de ser adecuada la ley de Gompertz y $j = \frac{\omega-z}{n}$ es el número de intervalos de n años comprendidos entre z y ω . Si sumamos sobre los j intervalos de n años de edad en (D.18):

$$\sum_{i=1}^j n\kappa_{z+in} = \ln \left\{ \frac{nq_{\omega-n}}{nq_{z-n}} \right\} = j n\kappa_{z-n} - \rho \frac{j(j+1)}{2}$$

de donde,

$$\rho = \frac{2}{j+1} \left[n\kappa_{z-n} - \frac{1}{j} \ln \left\{ \frac{nq_{\omega-n}}{nq_{z-n}} \right\} \right] \quad \text{con} \quad j = \frac{\omega-z}{n} \quad (\text{D.19})$$

En este documento, en todos los casos tomamos $z = 85$, $\omega = 110$. Tanto para el conjunto del país como para las entidades federativas, al ajustar el modelo de Heligman y Pollard, disponemos de los cocientes de mortalidad q_x por edad desplegada. Así, el valor de j es:

$$j = \frac{\omega-z}{n} = \frac{110-85}{1} = 25$$

de donde, como $q_{109} = 1$:

$$\rho = \frac{2}{26} \left[\kappa_{84} - \frac{1}{25} \ln \left\{ \frac{1}{q_{84}} \right\} \right] = \frac{1}{13} \left[\ln \left\{ \frac{q_{84}}{q_{83}} \right\} + \frac{\ln \{q_{84}\}}{25} \right] \quad (\text{D.20})$$

No es posible asignar un valor a m_{109} , pues no está definido el logaritmo de cero y, por ende, no se puede valorar la tasa con (D.12). En realidad, bajo el modelo exponencial (D.9) la tasa tiende a infinito conforme la edad se acerca a ω , es decir,

$$q_x = 1 - \lim_{x \rightarrow \infty} (\exp \{-m_x\}) = 1 - 0 = 1$$

Para poder calcular los años-persona vividos de 109 años, recuperamos el modelo lineal de Coale y Kisker con tasas de mortalidad:

$$\kappa_{109} = 2 \kappa_{108} - \kappa_{107} \quad \kappa_x = \ln \left\{ \frac{m_x}{m_{x-1}} \right\}$$

Dado que conocemos las probabilidades hasta 108 años y del modelo exponencial las tasas de mortalidad de 106 a 108, podemos evaluar κ_{107} y κ_{108} , de donde,

$$\kappa_{109} = \ln \left\{ \frac{m_{109}}{m_{108}} \right\} = 2 \kappa_{108} - \kappa_{107}$$

tomado exponencial en ambos lados y despejando:

$$m_{109} = m_{108} \exp \{2 \kappa_{108} - \kappa_{107}\}$$

Bibliografía

- Anzaldo, C. (2003), “Anexo B. Delimitación de las zonas metropolitanas y las conurbaciones” (en) Virgilio Partida, *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, 2003: 143–154.
- Aparicio, R. (2004), *Índice absoluto de marginación 1990–2000*. Consejo Nacional de Población, México.
- 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.
- Benítez, R. y G. Cabrera (1966), *Proyecciones de la población de México 1960–1980*. Banco de México, Investigaciones Industriales, 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.
- Brass, W. (1978) “Screening Procedures for Detecting Errors in Maternity History Data”, *Technical Paper*, No. 810, World Fertility Survey, Londres.
- Brass, W. y A. J. Coale (1968), “Methods of analysis and estimation”, en: Brass et al. *The demography of Tropical Africa*. Princeton University Press, Princeton, N.J: 88–139.

- Brass, W. y H. Rashad (1980) “Exploratory Demographic Analysis of Imperfect Maternity Histories to Determine Levels and Trends of Fertility”, documento presentado en el Seminario *Analysis of Maternity Histories*, IUSSP / CPS / WFS, Londres, Abril 9-11.
- 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).
- Coale, A.J. y E.E. Kisker (1990), “Defects in data on old-age mortality in the United States”. *Asian and Pacific Population Forum* 4(1): 1–31.
- CONAPO (2001), *Índices de marginación 2000*. Consejo Nacional de Población, México.
- CONAPO (2006), *Índices de marginación 2005*. Consejo Nacional de Población, México.
- 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.
- Figueroa, 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.
- Figueroa, B. 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, Carmen 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.
- Gómez de León, J. y V. Partida (2001), “Niveles, tendencias y diferenciales de la mortalidad” (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: 81–108.
- 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. (1987), “Estimating census and death registration completeness.” *Asian and Pacific Population Forum* 1(3): 8–23.
- Hill, K. (1991), “Apporaches to the measurement of chilhood 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 methos and materials of Demogrphy. 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.
- INEGI (1989), *Cuaderno de población No. 1*. Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática, México.
- INEGI (1992), *Cuaderno de población No. 2*. Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática, México.
- INEGI (1996), *I Conteo de Población y Vivienda, 1995 Chiapas*. Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática, México.
- INEGI (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 Geografía e Informática, México.
- INEGI 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), “Conteos independientes garantizan veracidad”. *Excelsior* 11 de agosto de 1990.
- Keyfitz, N. (1985), *Applied mathematical demography. Second 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.
- 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. Rutherford (1988), “Consistent correction of census and vital registration data.” *Mathematical Population Studies* 1(1): 1–20.
- 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 (1972), Manual VI. *Métodos de medición de la migración interna*. Naciones Unidas, Nueva York. (ST/SOA/SER.A/47).
- 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.
- Partida, V. (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.
- Partida, V. (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.
- Partida, V. (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.
- Partida, V. y R. Aparicio (2003), *Índices de desarrollo social en las etapas del curso de vida, 2000*. Consejo Nacional de Población, México.
- Partida, V., 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.

- Potter, J. E. (1975), *The validity of measuring change in fertility by analysing birth histories obtained in surveys*. PhD. Thesis, Princeton University.
- Potter, J. E. (1977), “Problems in using birth-history analysis to estimate trend in fertility.” *Population Studies* 31: 335–364.
- Preston, Samuel, Asnel J. Coale, James Trussell y Maxine 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.
- Rogers, A. (1975), *Introduction to multiregional mathematical demography*. John Wiley, New York
- Rogers, A. (1995), *Multiregional demography. Principles, methods and extensions*. John Wiley, New York.
- Rogers, A. 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*. Comité Técnico para la Medición de la Pobreza. 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.
- SRE (1997), *Estudio binacional México- Estados Unidos sobre migración*. Secretaría de Relaciones Exteriores, 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.
- Tuirán, R. (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.
- United Nations (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.

