



PROYECCIONES

DE LA POBLACIÓN DE MÉXICO Y DE LAS ENTIDADES FEDERATIVAS

2016-2050

PROYECCIONES

DE LA POBLACIÓN DE MÉXICO Y DE LAS ENTIDADES FEDERATIVAS

2016-2050

DOCUMENTO METODOLÓGICO

La Secretaría General del Consejo Nacional de Población agradece a El Colegio de México por su valiosa colaboración técnica y al Fondo de Población de las Naciones Unidas por su invaluable apoyo en este proyecto.

Asimismo, agradece la participación de funcionarios(as) de las instituciones que forman parte del Consejo Nacional de Población, así como de académicos(as) expertos(as) en la dinámica demográfica que asistieron a los talleres para elaborar las proyecciones de la población de México:

Guillermo Bali Chávez (CDI); Alejandro Mina Valdés, Beatriz Figueroa Campos, Francisco Alba Hernández, Gabriela Mejía Paillé, Julieta Quilodrán Salgado, Manuel Ordóñez Mellado, María Adela Angoa Pérez, Natalia Mezatl Ochoa Manríquez y Víctor Manuel García Guerrero (El colmex); Eduardo Lucero Hernández, Ivonne Sambrano Soriano, Karla Orozco Torres, Mariza González González y Silvia Gómez Merino (Sistema Nacional DIF); Alba Mercedes Miranda Leyva, Jazmín Eréndira Vicario Marín, Leonor Paz Gómez y Edgar Vielma Orozco (INEGI); Luis Miguel Sánchez Lira y Jesús Manuel Martínez Rivera (INM); Graciela González Zetina y María Eugenia Medina Domínguez (INMUJERES); Daniela Bergmann Soto y Oscar Torre Alba (SEDESOL); Pedro Martínez Estrada (SEGOB/SPMAR); Graciela Martínez Caballero, Luis Felipe Ramos Martínez, María Elena Guzmán López y Roberto Lara Caravantes (UPM); Carlos Fuentes Villalba y Lorenzo Vergara López (SEP); Alfonso Zerón Marmolejo y Valeria Serrano Cote (SHCP); Yolanda Varela Chávez (SS/CNECSR); Gaspar Nino Ibarra Espinoza y Marco Aurelio García Domínguez (SS/DGIS); Antonio Amerlinck Asereto, José Miguel Moreno Calderón, Ahidé Rivera Vázquez y Maricela Fragoso González (STPS); José Eliud Silva (UA Campus Norte); Zoraide Ronzón Hernández (UAEM); Rosario Cárdenas Elizalde (UAM-Xoch.); Frida González Díaz (UAM); Selene Gaspar Olvera (UAZ); Arie Hoekman e Iván Castellanos Nájera (UNFPA); Luis Javier Castro Castro (consultor independiente); Jesús Zimbrón Guadarrama, Matías Jaramillo Benítez, Abraham Rojas Joyner, Alejandra Reyes Miranda, Alexei Gómez Eguiarte, Alfonso Jesús Mendoza Ramírez, Alma Rosa Nava Pérez, Angélica Verónica Segura Ramírez, Bárbara Stella Miranda Delgado, Juan Carlos Alva Dosal, Gerardo Vera Zamora, Israel Benítez Villegas, Javier González Rosas, Juan Bermúdez Lobera, Mónica Velázquez Isidro, Raúl Romo Viramontes, Schwars Coulange Mérioné, Noé Valdiviezo Villanueva, Eloína Meneses Mendoza, María Felipa Hernández López, María Reyna Dionisio Pérez, Miguel Sánchez Castillo, Mitzi Ramírez Fragoso, Virginia Muñoz Pérez, Dora Alicia Herrera Vidal, Norma Hernández Sánchez, Yolanda Téllez Vázquez, María Lorena Aguilar Castillejo y Raúl Gutiérrez Hernández (SG del CONAPO)

Coordinación:

Patricia Chemor Ruiz, Secretaria General del Consejo Nacional de Población
Silvia Elena Giorguli Saucedo, Presidenta de El Colegio de México

Comisión Técnica de Seguimiento:

María de la Cruz Muradás Troitiño, Directora General de Estudios Sociodemográficos y Prospectiva (SG del CONAPO)
Carlos Javier Echarri Cánovas, Profesor Investigador de El Colegio de México
Luis Jaime Sobrino Figueiroa, Director del Centro Estudios Demográficos, Urbanos y Ambientales de El Colegio México

© Consejo Nacional de Población

Dr. José María Vértiz 852, Col. Narvarte
C. P. 03020, Ciudad de México
<http://www.gob.mx/conapo>

**Proyecciones de la población de México
y de las entidades federativas 2016-2050**

Coautores:

Virgilio Partida Bush
Víctor Manuel García Guerrero

Diseño de portada:

Maricela Márquez Villeda

Fotografías:

Banco de imágenes del Consejo Nacional de Población

Primera edición: junio 2018

ISBN: 978-607-427-307-6

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

Hecho en México.

**PROYECCIONES DE LA POBLACIÓN DE MÉXICO
Y DE LAS ENTIDADES FEDERATIVAS, 2016-2050**

DOCUMENTO METODOLÓGICO

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	11
Índice de gráficas	11
Presentación	13
Introducción	15
1 La mortalidad	17
1.1 El modelo de proyección	17
1.2 El método de pronóstico	19
1.3 La mortalidad nacional, 2016-2050	20
1.4 La mortalidad estatal, 2016-2050	21
2 La fecundidad	25
2.1 La fecundidad nacional, 2016-2050	26
2.1.1 La fecundidad estatal, 2016-2050	27
3 La migración interna	31
3.1 El procedimiento de la proyección	32
3.2 Primer ajuste temporal	43
3.3 Segundo ajuste temporal	44
4 La migración internacional	63
4.1 El pronóstico	63
5 El método de proyección	73
5.1 El modelo uniregional de los componentes demográficos	73

5.2	El modelo multiregional de los componentes demográficos	76
6	Principales resultados de las proyecciones	81
6.1	La población nacional	81
6.2	La población estatal	91
Anexos		
A	El algoritmo de asignación biproporcional iterativa	105
B	La tabla de vida	107
C	Siglas de las entidades federativas	111
Bibliografía		113

Índice de cuadros

2.1	Modelos de series de tiempo para el parámetro temporal de la estructura por edad y el de la transformación logística de la tasa global de fecundidad, por estado.	29
3.1	Parámetros de los modelos ajustados a la tendencia temporal de la tasa bruta de emigraproducción total	53
4.1	Modelos de series de tiempo ajustados a los parámetros temporales de inmigración y emigración por sexo	71

Índice de gráficas

1.1	Parámetros de cambio por edad y variación temporal de la mortalidad por sexo, para el total nacional	22
3.1	Edades y componentes del patrón típico de las tasas de migración interna	33
3.2	Tasas de emigración total por edad y sexo de cada estado, 1995-2000 y 2010-2015	34
3.3	Trayectoria temporal de las tasas brutas de emigraproducción interna total ajustada y proyectada con una función exponencial y dos funciones doble exponenciales, por estado de origen 1972-2050	45
3.4	Trayectoria temporal de las tasas brutas de emigraproducción interna total ajustada y proyectada con una función exponencial negativa, por estado de origen, 1972-2050	55
6.1	Población media y tasa de crecimiento, 2016-2050	82
6.2	Tasas brutas de natalidad y mortalidad, 2016-2050	82
6.3	Tasas brutas de inmigración y emigración internacional 2016-2050	84
6.4	Tasas de los componentes del crecimiento poblacional, 2016-2050	84
6.5	Tasas de mortalidad por edad y sexo, 2016 y 2050	86
6.6	Esperanzas de vida por sexo y tasa de mortalidad infantil, 2016-2050	86
6.7	Tasa global de fecundidad, 1970-2050	87
6.8	Tasas de fecundidad por edad para años seleccionados	87
6.9	Pirámides de población, 2016-2050	88
6.10	Participación de tres grandes grupos de edad en la población total, 2015-2050	90

6.11	Índices de dependencia demográfica de envejecimiento, 2016-2050	90
6.12	Pirámides de población, 2016 y 2050	91
6.13	Transición demográfica para cuatro estados, 2016-2050	92
6.14	Tasas medias anuales de crecimiento natural y total por estado, 2016-2050	93
6.15	Esperanza de vida al nacer por sexo, para el total del país y cuatro estados, 2016-2050	95
6.16	Reducción global del riesgo de fallecer de 2016 a 2050 en todas las edades por sexo y estado	96
6.17	Tasa de mortalidad infantil por estado, 2016 y 2050	96
6.18	Tasa global de fecundidad por estado, 2016-2050	97
6.19	Tasas de migración internacional para cinco estados, 2016-2050	99
6.20	Pirámides de población para cuatro estados, 2016-2050	100

Presentación

La prospectiva demográfica es una herramienta fundamental para la planeación del desarrollo económico y social del país. Las proyecciones de población son una referencia fundamental de todas las acciones de gobierno y sirven de base para calcular las futuras demandas de empleo, educación, salud y vivienda, entre otras. Además, constituyen un instrumento de la política de población, ya que permiten construir y evaluar los posibles escenarios futuros que se derivarán de alterar o mantener las tendencias actuales de los factores demográficos que inciden sobre el volumen, la dinámica y la estructura de la población.

El Consejo Nacional de Población (CONAPO) tiene entre sus responsabilidades, como establece el artículo 37, fracción II, del Reglamento de la Ley General de Población, analizar, evaluar, sistematizar y producir información sobre los fenómenos demográficos, así como elaborar proyecciones de población. El CONAPO a través de La Secretaría del Consejo Nacional de Población (SGCONAPO) da cuenta del nivel y tendencia de los fenómenos de fecundidad, mortalidad y migración en el país, considerando la información demográfica pasada y reciente a través de censos, encuestas y registros administrativos.

En el último mes de 2015, el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) dio a conocer los resultados de la Encuesta Intercensal levantada en ese mismo año, motivo por el cual fue necesario revisar las estimaciones y el ejercicio previo de prospectiva para considerar los cambios recientes en la dinámica demográfica del país. Para iniciar con el trabajo de prospectiva fue necesario establecer la población base de 2015, que resultó de un ejercicio previo de conciliación demográfica realizado en 2016, con la participación de El Colegio de México (El COLMEX), la Sociedad Mexicana de Demografía (SOMEDE), el Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA), además de representantes de las instituciones que forman el CONAPO, así como personas de la academia expertas en la materia.

Durante 2017, para realizar el trabajo de proyecciones, se contó nuevamente con la asistencia técnica de El COLMEX y el apoyo del UNFPA, en adición a ello se logró la participación de expertos(as) en los diferentes fenómenos demográficos para presentar y discutir los trabajos recientes sobre las fuentes, estimaciones y tendencias para cada una de las componentes demográficas considerando la información generada en la conciliación demográfica, 1970-2015. Asimismo, al contar con la presencia de especialistas de la dinámica demográfica, así como de representantes de algunas instituciones (Secretaría de Salud, INEGI, Secretaría del Trabajo y Previsión Social, Secretaría de Educación Pública, etc.) que forman parte del Consejo Nacional de Población, se pudo llegar a consensos para establecer hipótesis que ayudaran a llevar a buen término las proyecciones de población.

Esta publicación tiene el objetivo de dar a conocer la metodología utilizada para la elaboración de las proyecciones de población 2016–2050, así como los supuestos o tendencias que fueron consideradas para obtener los resultados finales.

El CONAPO espera que el libro sea de utilidad para una mejor comprensión de los procedimientos y supuestos empleados en la elaboración de las previsiones demográficas.

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.

Los ejercicios de prospectiva demográfica no pretenden adivinar, predecir o profetizar el futuro, más bien pretenden imaginar escenarios posibles, probables o deseables si ocurriesen una serie de condiciones específicas.

Un mayor grado de certeza se tiene si las proyecciones demográficas se actualizan cada vez que surge nueva evidencia acerca de los niveles y tendencias de los factores del cambio demográfico (la fecundidad, la mortalidad y la migración). Los resultados de la Encuesta Intercensal de 2015 hacen necesario revisar las proyecciones generadas previamente por el Consejo Nacional de Población. Las previsiones demográficas que se presentan aquí reemplazan a las publicadas en 2010 por esa misma institución.

Los pronósticos de población que se presentan en este documento se elaboraron con el método de los componentes demográficos. En este procedimiento, primero se establecen las premisas sobre el futuro comportamiento de los factores del cambio demográfico; y después, se sobreponen esas previsiones a la población inicial, de tal manera que los sobrevivientes durante cada año de la proyección se van reproduciendo para generar las nuevas cohortes que se incorporan a la población residente.

A diferencia de los ejercicios anteriores de prospectiva, de corte determinista, donde se establecían metas específicas para los niveles de fecundidad y mortalidad, y se mantenían invariables las tasas de migración interna e internacional, en esta nueva versión se utilizan procedimientos de tipo probabilístico. En la proyección de la mortalidad, la fecundidad y la migración internacional por edades simples y sexo se utilizaron variantes del modelo de Lee y Carter (1992), que se detallan en los capítulos 1, 2 y 4. Este modelo es de tipo estadístico-demográfico, y permite extraer las tasas específicas de los fenómenos demográficos de acuerdo a su información histórica; no contiene variables exógenas, sino más bien combina un modelo demográfico con métodos estadísticos de series de tiempo; y, por ello, provee una base estocástica al pronóstico de la mortalidad, la fecundidad y la migración. El modelo se basa en la descomposición en valores singulares.

Existen dos variantes del modelo, una para series históricas completas y otra para datos incompletos (Li, Lee y Tuljapurkar, 2004). En este trabajo se utilizará la versión

original, ya que se cuenta con la serie histórica de los eventos y la población expuesta al riesgo de 1950 al 2015, obtenida en la conciliación demográfica de 1950 a 2015 de Partida (2017). Aquí solo se describen los pronósticos; al lector interesado en los procedimientos llevados a cabo en la estimación histórica previa a 2015, se le remite a la fuente original.

Una vez obtenidas las previsiones de los fenómenos demográficos, se hace primero la proyección nacional, y después las estatales, cuidando que la suma de las poblaciones y eventos (nacimientos, defunciones y migrantes), previstos para las entidades federativas, satisfagan los totales nacionales. Con el fin de que los ajustes a los totales del país sean menores, al hacer las previsiones de los factores del cambio demográfico, se busca que los pronósticos nacionales se ubiquen aproximadamente a la mitad del rango de variación de los valores estatales.

Los primeros cuatro capítulos se dedican a la descripción de los procedimientos llevados a cabo para las proyecciones de la mortalidad, la fecundidad, la migración interna y la migración internacional, respectivamente. En el capítulo 5 se describe el procedimiento de proyección por componentes, tanto nacional como estatal, y en el capítulo 6 se hace un breve análisis de los resultados. El horizonte de proyección abarca de 2016 a 2050.

1. La mortalidad

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.

Estimaciones recientes de la mortalidad, tanto del país como de las entidades federativas (Partida, 2017), muestran algunos años donde el descenso del riesgo de fallecer se detuvo (1942, 1944, 1951, 1953, 1970 y 1990), debido principalmente a enfermedades del aparato respiratorio, incluso con una reducción en la esperanza de vida al nacer en 1970.

La tendencia descendente de largo plazo se ha visto mermada de 2005 a 2015, presumiblemente debido más a la delincuencia organizada y a su combate, que a los magros avances en la detección y atención opórtuna de padecimientos crónicos y degenerativos, como la diabetes mellitus, los tumores malignos y las afecciones cardiovasculares.

Los pronósticos descritos en este capítulo, se hacen solo para la mortalidad total, pues pretender hacerlo para casusas específicas se tornaría en enfoques deterministas, los cuales —en el mediano y largo plazo— fantasearían con el avance en la investigación médica.

A diferencia de la perspectiva determinista de la proyección de la mortalidad, que predice un descenso continuo del riesgo de fallecer, o si se quiere, aumento permanente de la esperanza de vida, en el modelo probabilístico de series de tiempo, que se usa aquí, se retiene algún tiempo la tendencia reciente, antes de pronosticar un descenso continuo de la mortalidad.

En las primeras dos secciones del capítulo, se describe el modelo general de proyección de las tasas de mortalidad específicas por edad, el cual se replica —con algunas variantes— en las previsiones de la fecundidad y la migración en los capítulos 2 y 4, respectivamente. Las dos secciones restantes presentan la aplicación particular de las predicciones nacional y estatal de las tasas de mortalidad por edad y sexo.

1.1 El modelo de proyección

El modelo de Lee y Carter (1992) (LC) parte del supuesto de que existe una relación lineal entre el logaritmo natural de las tasas específicas de mortalidad $M_x(t)$ y dos factores que las determinan: la edad x y el tiempo t . El modelo matemático se expresa como:

$$\ln \{M_x(t)\} = a_x + b_x^1 \times k_t^1 + b_x^2 \times k_t^2 + b_x^3 \times k_t^3 + \cdots + b_x^n \times k_t^n \quad (1.1)$$

donde a_x es un parámetro de forma, b_x^i son parámetros de cambio que varían con cada edad y k_t^i cambian con el tiempo para $i = 1, 2, \dots, n$, donde cada i se refiere a la i -ésima componente principal del modelo. Por parsimonia, el modelo original LC propone utilizar una sola componente principal, reduciendo la ecuación (1.1) a:

$$\ln \{M_x(t)\} = a_x + b_x \times k_t + \varepsilon_{x,t} \quad (1.2)$$

donde $\varepsilon_{x,t} \approx b_x^1 \times k_t^1 + b_x^2 \times k_t^2 + \dots + b_x^n \times k_t^n$. El factor e^{a_x} es el patrón etario general de las tasas de mortalidad. El parámetro b_x^i señala en cuáles edades las tasas disminuyen más rápido y en cuáles más lento, en función de los cambios en k_t^i para cada $i = 1, 2, \dots, n$. Esto significa que:

$$\frac{d \ln \{M_x(t)\}}{dt} = \sum_{i=1}^n b_x^i \times \frac{d k_t^i}{dt}$$

En particular, b_x^1 es el ritmo al que disminuye la tasa de mortalidad de cada edad ante los cambios en k_t^1 . También se puede interpretar como la intensidad del cambio del índice k_t^1 para cada edad a lo largo del tiempo (González y Guerrero, 2007). Para ciertas edades,¹ b_x puede ser negativo, indicando que las tasas de mortalidad en esas edades tienden a incrementarse cuando disminuyen en edades restantes. Si k_t es lineal respecto del tiempo, el logaritmo de la tasa de mortalidad cambia en cada edad conforme a su propia tasa constante a_x . A medida que k_t tiende a menos infinito, cada tasa específica tiende a cero; pues como las tasas se transforman de manera logarítmica, no es posible obtener tasas negativas.

El primer paso para el pronóstico de las tasas de mortalidad por edad —de acuerdo con el modelo LC— es ajustar los datos brutos al modelo. Para ello, Lee y Carter sugieren restringir el modelo (1.2), de tal manera que satisfagan las condiciones:

$$\sum_{x=0}^{\omega-1} b_x = 1 \quad \text{y} \quad \sum_{t=1}^T k_t = 0$$

con el fin de establecer la unicidad en la solución del sistema, donde ω es el límite de la vida humana, es decir, una edad extrema avanzada a la cual nadie sobrevive, y T es el número de observaciones temporales. Estas restricciones implican que:

$$a_x = \frac{\sum_{t=1}^T \ln \{M_x(t)\}}{T}$$

es decir, que a_x se estima como el promedio aritmético simple del logaritmo de las tasas específicas a lo largo del tiempo. De esta manera se tiene que:

$$\ln \{M_x(t)\} - a_x = b_x \times k_t + \varepsilon_{x,t} \quad (1.3)$$

Lee y Carter proponen utilizar la descomposición en valores singulares (DVS) para obtener los vectores b_x y k_t . Formalmente, la factorización DVS indica que para toda matriz $\mathbf{A} \in \mathbb{R}^{m \times n}$

¹De aquí en adelante, para simplificar la notación, nos referiremos a la ecuación (1.2).

de rango r , existen matrices ortogonales $\mathbf{U}_{m \times m}$ y $\mathbf{V}_{n \times n}$ y una matriz diagonal $\mathbf{D}_{r \times r} = \text{diag}(\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_r)$ tales que:²

$$\mathbf{A} = \mathbf{U} \bullet \begin{pmatrix} \mathbf{D} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}_{m \times n} \bullet \mathbf{V}^t \quad \text{con} \quad \sigma_1 \geq \sigma_2 \geq \dots \geq \sigma_r$$

Las σ_i son los valores singulares de \mathbf{A} . Cuando $r < p = \min\{m, n\}$, se dice que \mathbf{A} tiene $p - r$ valores singulares iguales a cero. En la factorización anterior, a las columnas de \mathbf{U} y \mathbf{V} se les denomina vectores singulares de \mathbf{A} izquierdos y derechos, respectivamente.

En este contexto, si se aplica la DVS al lado izquierdo de la ecuación (1.3), los valores de b_x se obtienen tomando la primera componente de la matriz \mathbf{U} (el primer vector singular o primera columna), y el valor de k_t como la primera componente de la matriz resultante del producto $\mathbf{D}\mathbf{V}^t$, es decir, el primer renglón de esta última matriz.

1.2 El método de pronóstico

Después de haber realizado la DVS, el siguiente paso es el pronóstico de los índices k_t^i , o de k_t para el caso de una sola componente. Esto se hace al modelarlos como procesos estocásticos de series de tiempo. En su artículo, Lee y Carter (1992) proponen que el índice se modele como una caminata aleatoria con deriva; no obstante, es pertinente probar distintos modelos para elegir el más indicado. En la actualidad, esto ya no es un procedimiento complicado, pues muchos paquetes estadísticos de cómputo ofrecen pruebas que se realizan de manera automática, y en un tiempo computacional muy corto.³

Se requiere seguir una serie de pasos, para identificar el modelo de series de tiempo que mejor se ajusta a los datos: observar gráficamente la serie, y calcular y analizar las funciones de autocorrelación total y parcial (Chatfield, 1995; Box y Jenkins, 1976). Hoy es posible obviar estos pasos o complementarlos, utilizando criterios de información. La función *auto.arima()*, de la biblioteca *forecast* (Hyndman, 2017), emplea diversos criterios de información para determinar el modelo que mejor se ajusta a los datos. Entre esos criterios, está el de información de Akaike (AIC) el cual se define como:

$$AIC = \ln \left\{ L(\hat{\Theta}, \hat{x}_0) \right\} + 2q$$

donde L es la función de verosimilitud, q es el número de parámetros en Θ más el número de grados de libertad en x_0 , y $\hat{\Theta}$ y \hat{x}_0 denotan la estimación de Θ y x_0 , respectivamente.⁴

Si k_t se modela como un proceso autoregresivo integrado de promedios móviles (ARIMA) de orden (p, d, q) , se sigue la siguiente ecuación:

$$\phi(B)(1 - B)^d k_t = \theta(B)e_t \tag{1.4}$$

²El símbolo \bullet indica el producto simple de matrices.

³En este trabajo se utilizó un paquete en lenguaje R (R Core Team, 2017), el cual por medio de la función *auto.arima()* de la biblioteca *forecast* (Hyndman y Khandakar, 2008; Hyndman, 2017), permite determinar el mejor modelo de series de tiempo que se ajusta a los datos históricos.

⁴Para más detalles consultar Hyndman y Khandakar (2008).

donde $\phi(B)$ y $\theta(B)$ son polinomios de grados p y q , respectivamente, de donde:

$$(1 - B)^d k_t = \phi_1 (1 - B)^d k_t + \dots + \phi_p (1 - B)^d k_{t-p} + Z_t + \dots + \theta_q Z_{t-q}$$

A B se le conoce como operador de retardo y cumple con $B^j k_t = k_{t-j}$; e_t se define como un proceso puramente aleatorio. Un proceso puramente aleatorio consiste de una secuencia de variables aleatorias, independientes e idénticamente distribuidas (Chatfield, 1995: 31, 42 y 43) con media cero y varianza constante σ^2 .

Box y Jenkins (1976: 91–92) recomiendan considerar la tendencia en el modelo (1.4) como una función determinística del tiempo. Esto se debe a que al incluir esa constante de manera automática, se permite una tendencia determinística polinomial. Por ejemplo, considérese a $z_t = (L + K t) + M \sum_{j=1}^{t-1} e_j + e_t$, entonces $\nabla z_t = K + (M - 1) e_{t-1} + e_t$; por lo tanto, $K = \theta_0$ y $M - 1 = \theta_1$. Aquí se trata de un modelo ARIMA (0,1,1). Si en el modelo (1.4) se incluye un término constante, θ_0 , y $d = 1$, es posible estimar la tendencia determinística en presencia de ruido no estacionario. Esto es importante, pues considerar el término de tendencia determinística o *deriva* es de gran utilidad en el pronóstico de los indicadores demográficos. Así, el modelo (1.4) puede ser expresado en general de la siguiente forma,

$$\phi(B)(1 - B)^d k_t = \theta_0 + \theta(B) e_t \quad (1.5)$$

La estimación de los parámetros del modelo ARIMA (p, d, q) no es sencilla. Para ello, se requiere utilizar la función de verosimilitud condicional del proceso. Con esa función, se minimiza la suma de cuadrados de la función, por medio de un algoritmo recursivo. La explicación de esa metodología excede los propósitos de este trabajo, además que es una técnica ampliamente utilizada, de la que existe una amplia bibliografía,⁵ y varios paquetes estadísticos de cómputo que contienen librerías que automatizan los cálculos.

1.3 La mortalidad nacional, 2016–2050

La proyección de la mortalidad nacional por edades simples y sexo, inició con la modelación de la ecuación (1.2), con la matriz que incluía las tasas de mortalidad por edad para hombres y mujeres. Esta es una extensión de la propuesta de García Guerrero y Ordóñez (2012) y de Aburto y García Guerrero (2015). Se consideran 110 edades para cada sexo (de 0 a 109 años) y la matriz de tasas de mortalidad para los 66 años de (t) de 1950 a 2015, inclusive, con la cual la dimensión es 220×66 ; donde los primeros 110 renglones corresponden a la información masculina y los siguientes 110 a la femenina.

Esta forma de arreglar la información y modelarla —como se describió arriba—, permite garantizar la coherencia entre la estructura por edades y sexo (García Guerrero y Partida, en edición). En la estimación del parámetro a_x no se consideró toda la información histórica, sino solo la de los últimos 6 años de la conciliación, es decir, de 2010 a 2015, en virtud de que,

⁵Para mas información al respecto véase el capítulo 7 de Box y Jenkins (1976) y Hyndman y Khandakar (2017) para su implementación computacional.

de 1950 a 2015, la estructura por edad de la mortalidad ha cambiado considerablemente. Al considerar los últimos 6 años, se privilegia la composición etaria reciente de la mortalidad y se mejora la bondad de ajuste del modelo. De esta manera,

$$a_x = \frac{\sum_{t=2010}^{2015} \ln \{M_x(t)\}}{6}$$

Los parámetros b_x y k_t fueron estimados por medio de la DVS, descrita en el acápite anterior. Como se muestra en la gráfica 1.1, prácticamente todas las edades tienen un impacto positivo en la sobrevida de la población nacional para ambos sexos. Se perciben menores incrementos en la mortalidad juvenil alrededor de 20 años (más rejuvenecida para el caso de las mujeres), y una mortalidad infantil mayor que la observada en 1 y 2 años de edad. Asimismo, se observa una tendencia de la mortalidad conjunta para ambos sexos a la baja (parámetro k_t) hasta el año 2000, y un estancamiento entre 2001 y 2015. Ese estancamiento, en el descenso de la mortalidad, ha sido ampliamente estudiado y se ha constatado que es atribuible a diversas causas entre las que sobresalen los homicidios y las endocrinas (Canudas-Romo, García-Guerrero y Echarri, 2014; Aburto, Beltrán-Sánchez, García-Guerrero y Canudas-Romo, 2017; y Canudas-Romo, Aburto, García-Guerrero y Beltrán-Sánchez 2016)

Así, el pronóstico del índice de mortalidad para ambos sexos k_t , se calcula aplicando la ecuación (1.4). En este caso, el modelo de series de tiempo que mejor se ajustó a la información es un ARIMA (2,1,1) con tendencia determinística (deriva). El pronóstico se realiza a partir de k_{2015} , para 35 períodos en el futuro, es decir, hasta obtener el valor de k_{2050} . En términos matemáticos:

$$k_{T+h} = \theta_0 + k_{T+h-1} + \phi_1 (k_{T+h-1} - k_{T+h-2}) + \phi_2 (k_{T+h-2} - k_{T+h-3}) + Z_{T+h} + \theta_1 Z_{T+h-1} \quad (1.6)$$

donde T es el año base de la proyección (2015) y $h = 1, 2, \dots, 35$.

A partir del pronóstico del índice de mortalidad, se valoran las tasas de mortalidad por edades futuras, aplicando la ecuación (1.2) y manteniendo constantes los valores estimados de a_x y b_x . Después, se calculan las distintas funciones que componen la tabla de mortalidad para cada año, cuyo producto final es la esperanza de vida al nacimiento.⁶

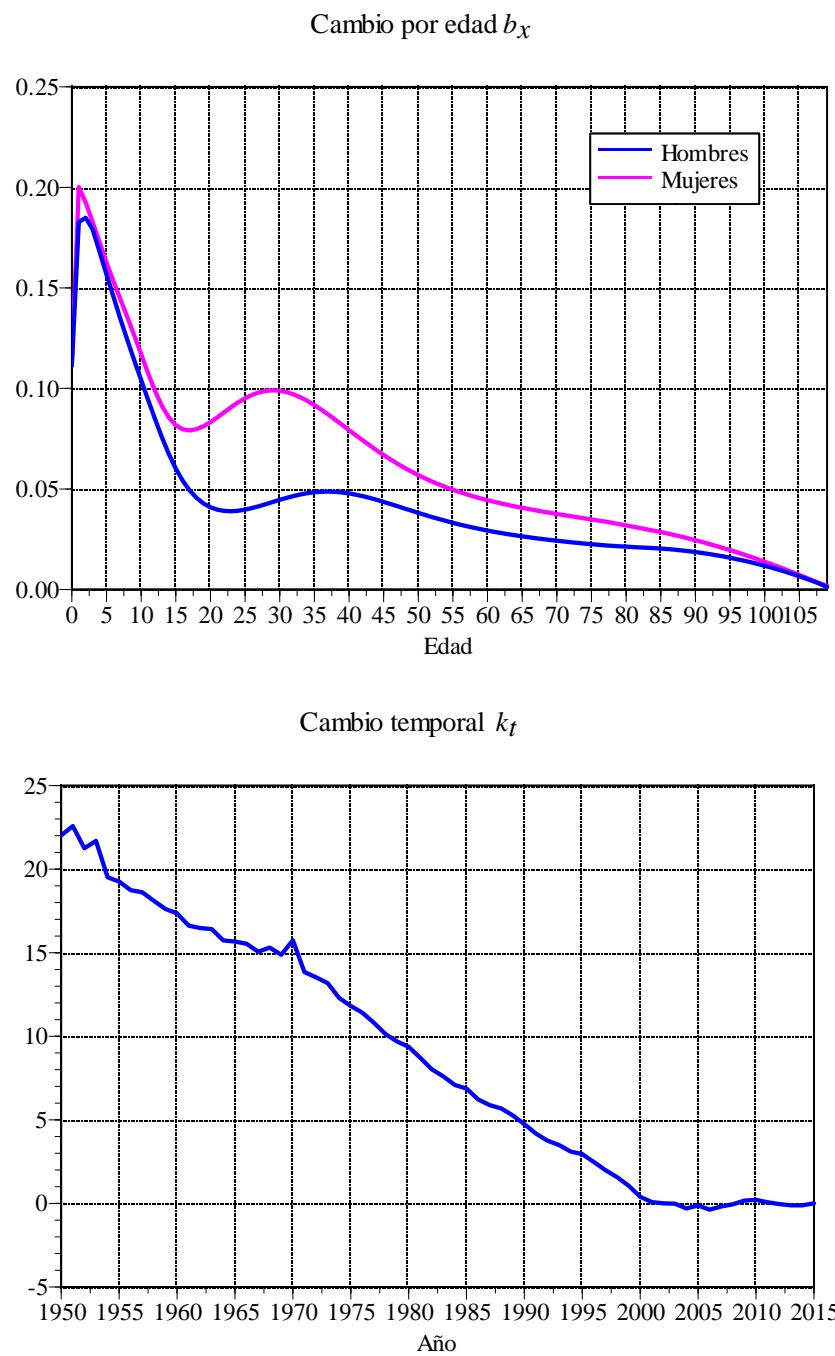
1.4 La mortalidad estatal, 2016–2050

La proyección de la mortalidad estatal se hizo de la misma manera que la nacional. Para cada una de las 32 entidades federativas, se ajustó el modelo LC con la ecuación (1.2), con base en la conciliación demográfica que inicia en 1970.⁷ La matriz de tasas de mortalidad para $t = 1970, \dots, 2015$ (46 años) es de dimensión 220×46 . De esta manera, la mortalidad para cada estado se modela como:

⁶Véase el Anexo B para el procedimiento de construcción de tablas de vida.

⁷Véase Partida (2017) para la explicación de porqué, en el caso estatal, se acorta la ventana temporal al periodo 1970-2015.

Gráfica 1.1. Parámetros de cambio por edad y variación temporal de la mortalidad por sexo, para el total nacional



$$\ln \{M_x^i(t)\} = a_x^i + b_x^i \times k_t^i + \varepsilon_{x,t}^i \quad (1.7)$$

donde $i = 1, 2, \dots, 32$ indica la entidad federativa.

En la estimación del parámetro a_x^i no se consideró toda la información histórica sino, al igual que el caso nacional, solo se tomaron en cuenta los últimos 6 años de la conciliación, es decir, de 2010 a 2015. Pues igual que para el país en su conjunto, de 1970 a 2015 la estructura etaria de la mortalidad ha cambiado considerablemente, y más aún entre las entidades federativas. Al considerar los últimos 6 años, se privilegia, otra vez, la estructura reciente de la mortalidad, y se mejora la bondad de ajuste del modelo. De esta manera,

$$a_x^i = \frac{\sum_{t=2010}^{2015} \ln \{M_x^i(t)\}}{6} \quad i = 1, 2, \dots, 32$$

Los parámetros b_x y k_t se estimaron por medio de la DVS.

El pronóstico del índice de mortalidad para ambos sexos k_t^i y cada estado se calculó con la ecuación (1.4). Para todos los estados fue necesario incorporar el término de tendencia determinística para que se tuviera un mejor ajuste. El modelo de series de tiempo que mejor se ajustó a la información de todas las entidades federativas es un ARIMA (1,1,0) con tendencia determinística, es decir, un proceso autorregresivo integrado con deriva. Aunque los parámetros del modelo (1.4) son distintos para cada estado, matemáticamente la ecuación general que sigue cada entidad i es la siguiente:

$$k_{T+h,i} = \theta_0 + k_{T+h-1}^i + \phi_1^i(k_{T+h-1}^i - k_{T+h-2}^i) + Z_t \quad (1.8)$$

donde T es el año base de la proyección (2015) y $h = 1, 2, \dots, 35$.

2. La fecundidad

El descenso de la fecundidad inició en México a mediados de los años sesenta. No obstante, fue a partir de 1974 cuando la caída comenzó a darse de manera acelerada, como respuesta a la nueva política de población que buscaba reducir el alto crecimiento poblacional. Cualquiera sea la fuente de datos que se utilice, la disminución es evidente durante los pasados 65 años, y ha traído como consecuencia una notable reducción en la tasa de crecimiento natural, de 3.51% anual en 1961 a 1.275% en 2015 (Partida, 2017). El franco descenso del monto de la descendencia de las parejas se ha debido, en gran parte, a la amplia aceptación de la planificación familiar en México.

En años recientes se advierte un freno en el ritmo de la disminución de la reproducción biológica; sin embargo, en las últimas proyecciones de la fecundidad del país, se supone que la reducción se mantendrá hasta estar por debajo del nivel de reemplazo a mediados del presente siglo.¹ Las proyecciones oficiales más recientes ubican la tasa global de fecundidad (TGF)² alrededor de 2.08 hijos por mujer de 2027 a 2050 (CONAPO, 2012); mientras las anteriores ubicaban el indicador por debajo de 1.90 hijos a partir de 2024 (Partida, 2008).

Ambas proyecciones, y la mayoría de las previas elaboradas para el país, ajustaban una función logística a la TGF a las observaciones del pasado, siguiendo el modelo de transición demográfica. Las cotas de la función logística se fijaban generalmente de manera arbitraria; y, debido al ajuste, la TGF en los años finales era muy cercana a la cota inferior. Una vez proyectado el nivel de la fecundidad, con un modelo alternativo se hacían las previsiones de la composición etaria de las tasas, que al sobreponerla a la TGF, previamente pronosticada, se obtenían las tasas de fecundidad específicas por edad.

En este capítulo, el pronóstico de la fecundidad se hace con una variante de la propuesta de Lee y Carter (LC), descrita en el capítulo anterior.³

¹El reemplazo intergeneracional consiste del nivel de la fecundidad en que cada mujer de una cohorte, sujeta a la ley de mortalidad vigente en la misma época, procrea una hija, en promedio, a lo largo de su vida reproductiva (tasa neta de reproducción unitaria), de tal manera que —en el largo plazo— la población deja de crecer y el número de personas se mantiene constante (población estacionaria).

²Promedio de hijos por mujer al final de su periodo reproductivo, si las tasas de fecundidad por edad de un periodo breve de tiempo, las experimentara una generación de mujeres a lo largo de su vida fértil.

³Se remite al eventual lector a su lectura para aclarar cualquier duda que surja de las proyecciones de la fecundidad en este capítulo.

2.1 La fecundidad nacional, 2016–2050

El modelo utilizado para ajustar las tasas específicas de fecundidad, es un poco diferente al usado para la mortalidad en el capítulo anterior. La extrapolación de las tasas específicas por edad y de la tasa global de fecundidad se basa también en el ajuste de un modelo de series de tiempo.

Después de varios ensayos por ajustar un modelo como el descrito en (1.1), optamos por dos modelos: uno que pronostique el nivel; y, el otro, que proyecte la estructura por edades de la fecundidad. Así, sea $g_x(t)$ la proporción que guarda la tasa específica de fecundidad $F_x(t)$ de edad cumplida x , respecto de la TGF en el año t , es decir, la composición etaria de la fecundidad:

$$g_x(t) = \frac{F_x(t)}{\text{TGF}(t)} \quad (2.1)$$

tal que:

$$\text{TGF}(t) = \sum_{x=15}^{49} F_x(t) \quad \text{y} \quad \sum_{x=15}^{49} g_x(t) = 1$$

De esta manera, siguiendo el modelo (LC) de la ecuación (1.2):

$$\ln \{g_x(t)\} = a_x + b_x \times g_t + \varepsilon_{x,t} \quad (2.2)$$

donde, nuevamente, a_x es un parámetro de forma, b_x del cambio con que la estructura etaria varía con cada edad y g_t cómo cambia con el tiempo. El factor e^{a_x} es el patrón general por edad de la fecundidad. El parámetro b_x señala cuáles tasas disminuyen más rápido y cuáles más lento en función de los cambios en g_t . Esto es, b_x es el ritmo con que disminuye la fecundidad de algunas edades y aumenta en otras, ante los cambios en g_t . Igual que en la mortalidad, b_x se puede interpretar como la intensidad del cambio del índice $g_x(t)$ para cada edad a lo largo del tiempo. Si g_t es lineal en el tiempo, la participación de cada edad en la TGF cambia conforme a su propia tasa constante a_x . Conforme g_t tiende a menos infinito, cada tasa específica tiende a cero; pues, debido a que las tasas se modelan de manera logarítmica, no es posible obtener tasas de fecundidad negativas.

A diferencia del modelo de LC para la mortalidad, en la estimación del parámetro a_x , no se promedió el valor del logaritmo natural de las tasas específicas, sino solo se utilizó el último valor de la serie histórica, es decir, $a_x = \ln \{g_x(2015)\}$. Esto se decidió, porque de esa manera se le da mayor peso al último año de la serie. Esto es importante en el caso de la fecundidad, ya que al utilizar el promedio de la serie histórica, el modelo capta el fuerte descenso de la fecundidad y lo extraña con la misma magnitud, proporcionando un calendario de la fecundidad muy bajo a lo largo del horizonte de proyección, y se reduce el error en el pronóstico a corto plazo (Bell, 1997; Lee y Miller, 2001).

La estimación de los vectores b_x y g_t se hizo con DVS, explicada en el capítulo 1. La estimación se realizó considerando únicamente la información de 1985 a 2015, pues la información previa contiene cambios estructurales en la fecundidad que es difícil se repliquen en el futuro. El parámetro g_t se pronosticó al ajustar un modelo ARIMA. El mejor modelo, de

acuerdo al AIC, resultó ser un ARIMA (1,1,2). Cabe destacar que en este caso no se impuso, a la serie de tiempo, una tendencia determinística, en virtud de que no es factible que la velocidad de descenso de la fecundidad de los últimos 30 años continué con el mismo ritmo. Bajo esta línea de razonamiento, la ecuación de series de tiempo que sigue el parámetro g_t es:

$$g_{T+h} = g_{T+h-1} + \phi_1 (g_{T+h-1} - g_{T+h-2}) + Z_{T+h} + \theta_1 Z_{T+h-1} + \theta_2 Z_{T+h-2} \quad (2.3)$$

donde T es el año base de la proyección (2015) y $h = 1, 2, \dots, 35$.

La proyección de la TGF, es decir, el nivel de la fecundidad, inició con una transformación logística con el objetivo de acotarla, es decir, se hizo la siguiente transformación:

$$G_t = \ln \left\{ \frac{TGF(t) - L}{U - TGF(t)} \right\} \quad (2.4)$$

donde L y U son las cotas inferior y superior de la TGF para todo año t . Luego, G_t se modela y extrae de acuerdo a un proceso ARIMA. En este caso, las cotas establecidas fueron 1.6 y 5.0 hijos por mujer, siendo esta última la máxima histórica en el periodo 1985–2015, y la primera es un valor cercano (por arriba) al mínimo estatal de dicho periodo, que corresponde a la TGF de 1.52 hijos por mujer en la Ciudad de México en 2015. El modelo que mejor se ajustó a la información fue un ARIMA (1,1,0), que corresponde a la ecuación siguiente:

$$G_{T+h} = G_{T+h-1} + \phi_1 (G_{T+h-1} - G_{T+h-2}) + Z_{T+h} \quad (2.5)$$

donde T es el año base de la proyección (2015) y $h = 1, 2, \dots, 35$.

La proyección mediana de la $TGF(T + h)$ para $h = 1, \dots, 35$, es decir, nuestro pronóstico del nivel futuro de la fecundidad, se obtuvo con la ecuación:

$$TGF(T + h) = \frac{1.6 + 5.0 \times \exp \{G_{T+h}\}}{1.0 + \exp \{G_{T+h}\}} \quad (2.6)$$

Finalmente, a partir del pronóstico mediano de las TGF en la ecuación (2.6) y de la composición etaria (2.2), al despejar en (2.1) se obtienen las tasas de fecundidad específicas por edad futuras para la población nacional:

$$F_x(T + h) = TGF(T + h) \times g_x(T + h) \quad (2.7)$$

2.2 La fecundidad estatal, 2016–2050

El ajuste de las tasas específicas de fecundidad por edad, para cada entidad federativa, se hizo con el mismo modelo desarrollado para el conjunto del país. De esta manera, se propone un modelo que pronostique por separado el nivel y la estructura por edades, ambos propios de cada entidad federativa. Así, sea $g_x^i(t)$ la proporción que guarda la tasa específica de fecundidad $F_x^i(t)$ de edad cumplida x , respecto a la TGF del año t para el estado $i = 1, 2, \dots, 32$:

$$g_x^i(t) = \frac{F_x^i(t)}{TGF^i(t)} \quad (2.8)$$

tal que:

$$TGF^i(t) = \sum_{x=15}^{49} F_x^i(t) \quad \text{y} \quad \sum_{x=15}^{49} g_x^i(t) = 1$$

Similar al modelo de la ecuación (1.3):

$$\ln \{g_x^i(t)\} = a_x^i + b_x^i \times g_t^i + \varepsilon_{x,t}^i \quad (2.9)$$

donde los parámetros a_x^i , b_x^i y g_t^i se definieron arriba.

Igual que para el caso nacional, el parámetro a_x^i de cada estado no se estimó como el promedio del logaritmo natural de las composiciones etarias, sino que también se utilizó el último valor de la serie histórica de cada entidad federativa, es decir, $a_x^i = \ln \{g_x^i(2015)\}$. Nuevamente, se optó por esta alternativa, porque el promedio de la serie histórica del modelo capta el fuerte descenso de la fecundidad y lo extrapola con la misma magnitud, resultando un calendario de la fecundidad muy bajo a lo largo del horizonte de proyección; además que se reduce el error en el pronóstico a corto plazo (Bell, 1997; Lee y Miller, 2001).

Los vectores b_x^i y g_t^i se obtuvieron también con DVS. Igual que en el caso nacional, y para mantener la consistencia, la estimación se realizó considerando únicamente la información del periodo 1985–2015. El pronóstico de g_t^i se estimó ajustando un modelo ARIMA. Los mejores modelos resultantes, de acuerdo al AIC, para cada entidad federativa se muestran en el cuadro 2.1. Cabe destacar, igual que en el caso nacional, que en ninguna entidad federativa se permitió a la serie tener una tendencia determinística, pues no es factible que la velocidad de descenso de la fecundidad de los últimos tres decenios prevalezca en los años venideros.

Se identificaron cinco modelos distintos para el pronóstico del parámetro g_{ti} ; la mayoría (24 estados) se ajustó a un proceso ARIMA (1,1,0):

$$g_{T+h}^i = g_{T+h-1}^i + \phi_1^i (g_{T+h-1}^i - g_{T+h-2}^i) + Z_{T+h}^i \quad (2.10)$$

donde T es el año base de la proyección (2015) y $h = 1, 2, \dots, 35$. Las veinticuatro entidades se pueden identificar mediante el ARIMA en el cuadro 2.1.

A la información de Morelos, Oaxaca y Zacatecas se le ajusta un modelo ARIMA (1,1,1):

$$g_{T+h}^i = g_{T+h-1}^i + \phi_1^i (g_{T+h-1}^i - g_{T+h-2}^i) + Z_{T+h}^i + \theta_1^i Z_{T+h-1}^i \quad (2.11)$$

En Jalisco, Michoacán y Yucatán se ajusta a una caminata aleatoria o modelo ARIMA (0,1,0):

$$g_{T+h}^i = g_{T+h-1}^i + Z_{T+h}^i \quad (2.12)$$

Guanajuato y Estado de México requieren de un modelo ARIMA (2,1,0):

$$g_{T+h}^i = g_{T+h-1}^i + \phi_1^i (g_{T+h-1}^i - g_{T+h-2}^i) + \phi_2^i (g_{T+h-2}^i - g_{T+h-3}^i) + Z_{T+h}^i \quad (2.13)$$

Finalmente, la información de Aguascalientes es la única que se ajusta a un modelo ARIMA (0,1,2):

Cuadro 2.1. Modelos de series de tiempo para el parámetro temporal de la estructura por edad y el de la transformación logística de la tasa global de fecundidad, por estado.

Estado	Estructura por edad	Tasa global de fecundidad
Aguascalientes	ARIMA (0,1,2)	ARIMA (1,1,0)
Baja California	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (2,1,0)
Baja California Sur	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (2,1,0)
Campeche	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Coahuila	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,1)
Colima	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Chiapas	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Chihuahua	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (2,1,0)
Ciudad de México	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (2,1,0)
Durango	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (2,1,0)
Guanajuato	ARIMA (2,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Guerrero	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Hidalgo	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Jalisco	ARIMA (0,1,0)	ARIMA (2,1,0)
México	ARIMA (2,1,0)	ARIMA (2,1,0)
Michoacán	ARIMA (0,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Morelos	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (1,1,0)
Nayarit	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Nuevo León	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Oaxaca	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (1,1,0)
Puebla	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Querétaro	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Quintana Roo	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (2,1,0)
San Luis Potosí	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Sinaloa	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Sonora	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Tabasco	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Tamaulipas	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Tlaxcala	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Veracruz	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Yucatán	ARIMA (0,1,0)	ARIMA (1,1,0)
Zacatecas	ARIMA (1,1,1)	ARIMA (1,1,0)

$$g_{T+h}^i = g_{T+h-1}^i + Z_{T+h}^i + \theta_1^i Z_{T+h-1}^i + \theta_2^i Z_{T+h-2}^i$$

La proyección del nivel de la fecundidad de las entidades federativas, también inició con la transformación logística de la TGF::

$$G_t^i = \ln \left\{ \frac{TGF^i(t) - L}{U - TGF^i(t)} \right\} \quad (2.14)$$

donde L y U son las cotas inferior y superior establecidas para todos los estados. La modelación y extrapolación de G_t^i se efectuó con un proceso ARIMA. En este caso, las cotas establecidas fueron 1.4 y 8.0, la última es algo superior a la máxima histórica de todas las entidades federativas en el periodo 1970–2015, que corresponde a Oaxaca con 7.78 hijos por mujer en 1970; y la primera es menor al mínimo estatal de ese periodo y fue de 1.52 hijos en la Ciudad de México en 2015.

En la última columna del cuadro 2.1, se listan los modelos de series de tiempo que mejor se ajustaron a la información de cada entidad federativa. La información de 23 estados se ajusta de manera satisfactoria, igual que en el caso nacional, a un modelo ARIMA (1,1,0):

$$G_{T+h}^i = G_{T+h-1}^i + \phi_1^i (G_{T+h-1}^i - G_{T+h-2}^i) + Z_{T+h}^i \quad (2.15)$$

Las entidades federativas correspondientes se pueden ubicar en la última columna del cuadro 2.1.

La información de Baja California, Baja California Sur, Chihuahua, Ciudad de México, Durango, Jalisco, Estado de México y Quintana Roo se ajusta a un modelo ARIMA (2,1,0):

$$G_{T+h}^i = G_{T+h-1}^i + \phi_1^i (G_{T+h-1}^i - G_{T+h-2}^i) + \phi_2^i (G_{T+h-2}^i - G_{T+h-3}^i) + Z_{T+h}^i + \theta_1^i Z_{T+h-1}^i \quad (2.16)$$

En Coahuila el mejor ajuste se tiene con un modelo ARIMA (1,1,1):

$$G_{T+h}^i = G_{T+h-1}^i + \phi_1^i (G_{T+h-1}^i - G_{T+h-2}^i) + Z_{T+h}^i + \theta_1^i Z_{T+h-1}^i \quad (2.17)$$

Similar al conjunto del país, la proyección mediana de la TGF para cada entidad federativa y año de proyección se evaluó como:

$$TGF^i(T+h) = \frac{1.4 + 8.0 \times \exp \{G_{T+h}^i\}}{1.0 + \exp \{G_{T+h}^i\}} \quad (2.18)$$

y, a partir del pronóstico de la TGF y la composición etaria de las tasas de fecundidad de cada estado para 2016–2050, se tienen las tasas de fecundidad por edad:

$$F_x(T+h) = TGF(T+h) \times g_x(T+h) \quad (2.9')$$

3. La migración interna

La transformación del modelo económico, experimentada por México en los pasados cuarenta 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 (ISI), 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 en la actualidad (22.4% de la migración interna en 2005–2010),¹ ha cedido la primacía a los desplazamientos entre ciudades (54.3%); incluso los trasladados de las ciudades más grandes (un millón de habitantes o más) a las urbes intermedias (cien mil a menos de un millón de habitantes) comprenden poco más de la décima parte (10.5%), y entre el conglomerado de ciudades intermedias una proporción similar (11.0%). Pero no sólo la movilidad interurbana ha cobrado importancia, sino también la migración entre zonas rurales (7.3%) y, nada despreciable, de la ciudad al campo (16.0%) (Partida, 2014a).

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 el monto se redujo 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. En términos relativos, se mantiene la tendencia a la baja de largo plazo.

En el pasado, ante la falta de un modelo que permitiera postular el futuro de la dirección de los flujos interestatales, se optaba por dejar invariables las tasas más recientes, bajo la premisa de que el modelo económico dominante que determinaba el devenir del fenómeno, prevalecería a lo largo del horizonte de la proyección.

Idealmente, el modelo de previsión debiera considerar variables sociales, económicas y políticas, pues en teoría ellas determinan en gran medida el comportamiento de la movilidad territorial. No obstante, la experiencia indica que son menos inciertos los pronósticos de las tasas demográficas, que los relativos a las características sociales, económicas y políticas.

El concepto de migración muchas veces es ambiguo, debido a los distintos tipos de movilidad territorial que comprende. Desde la perspectiva de la Demografía, y como contribución al crecimiento del monto de habitantes de un territorio determinado, la migración se define como “el cambio de residencia habitual que implica quedar fuera del área de influencia de

¹Corresponde a la migración intermunicipal, pero se descuenta la que tiene lugar entre municipios conurbados; véase adelante la definición de migración.

un pueblo o de una ciudad”.

Nuestro objetivo es hacer proyecciones de la población estatal; con lo cual se reemplaza el pueblo o la ciudad, en la definición anterior, por la entidad federativa. Al hacer este cambio, estamos conscientes que buena parte de los intercambios poblacionales entre los estados, ocurren dentro de las zonas metropolitanas o conurbaciones que se ubican en dos entidades federativas,² y la movilidad residencial dentro de esas urbes no implica un cambio de ambiente vecinal, laboral, escolar, de esparcimiento, etc. Pero, el crecimiento demográfico de los estados sí incorpora a los trasladados domiciliarios, sean migraciones o cambios de residencia intraurbanos. Con el fin de simplificar la exposición, nos referiremos de manera genérica como migraciones o migrantes a toda la movilidad residencial entre dos entidades federativas, independientemente si en el traslado se sale de la zona metropolitana o conurbación, o se mantiene dentro de ella.

Igual que en la reconstrucción demográfica de Partida (2017), suponemos que 90 años es una edad suficientemente alta para que un número significativo de personas migre; así, toda la migración ocurre antes de cumplir el nonagésimo aniversario.

La propuesta es similar al pronóstico de la fecundidad: por un lado, proyectar el nivel de la migración entre estados; y, por el otro, la estructura por edad.

3.1 El procedimiento de la proyección

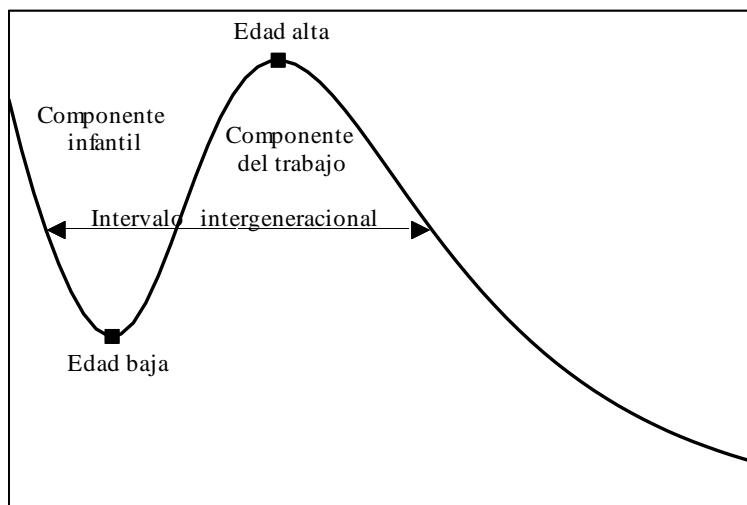
La información de base proviene de los censos de población de 1980 a 2010, el conteo de 2005 y la encuesta intercensal de 2015, información que es de tipo retrospectiva, ya que se pregunta por la entidad federativa de residencia cinco años antes; excepto en el censo de 1980, donde se preguntó por la residencia anterior (si la hubo) y el tiempo que ego tenía viviendo en el estado donde fue censado.

De esos datos, disponemos de los migrantes por edad, sexo, origen y destino para todos los quinquenios del periodo 1970–2015. El total de corrientes migratorias interestatales asciende a 992: para cada uno de los 32 estados de origen (donde inicia el desplazamiento) hay 31 posibles entidades federativas de destino (donde finaliza el traslado). El intento por pronosticar las tasas específicas por edad y sexo de cada uno de esos flujos migratorios, además de un proceso laborioso y la gran cantidad de tiempo invertido, puede resultar infructuoso, toda vez que muchas corrientes migratorias son de escaso volumen y, dado el bajo número de personas —incluso cero— en varias edades, presentan composiciones etarias erráticas, que difieren de manera significativa de la pauta típica por edad de las tasas de migración interna que se ilustra en la gráfica 3.1.

Se busca por un lado, un número manejable de corrientes migratorias para la proyección; y, por el otro, un procedimiento viable para deducir el patrón por edad y sexo de la movilidad interestatal. Bajo la premisa que el cambio en el modelo económico fue uno de los factores determinantes de la modificación de la orientación e intensidad de los flujos migratorios dentro del país de 1970 a 2015, supusimos que, para la emigración total de cada estado,

²Las zonas metropolitanas de Valle de México, Puebla-Tlaxcala, La Laguna, Puerto Vallarta, La Piedad-Pénjamo y Tampico; y las conurbaciones de Ciudad Altamirano-Riva Palacio, La Barca-Briseñas, Yurécuaro-La Ribera (véase SEDESOL y CONAPO, 2012).

Gráfica 3.1. Edades y componentes del patrón típico de las tasas de migración interna



Fuente: Adaptado de Rogers y Castro (1981)

su distribución por edad, sexo y entidad federativa de destino del quinquenio 2010–2015, captado en la encuesta intercensal de 2015, se mantendría constante a lo largo del horizonte de la proyección, y solo variaría el nivel general de la emigración.

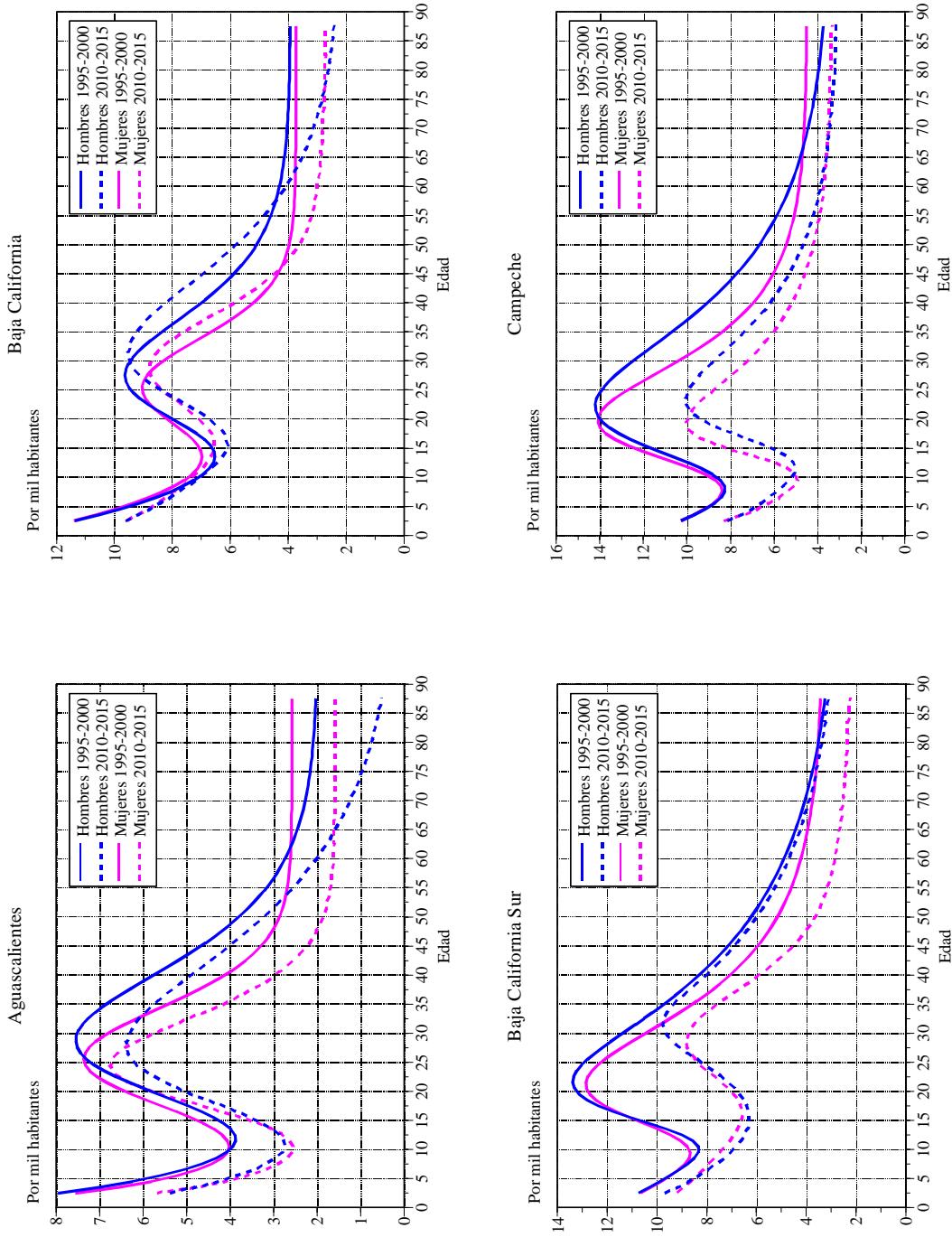
En apoyo al supuesto de invariabilidad de la distribución por edad, sexo y destino de la emigración total de los estados, en la gráfica 3.2 se reproducen las tasas correspondientes a la emigración total de cada entidad federativa para dos quinquenios seleccionados: 1995–2000, representativo de la consolidación de la economía mexicana globalizada; y 2010–2015, característico de la prevalencia de ese modelo económico.

El paralelismo aproximado en las curvas de ambos lustros, en la mayoría de los casos, sustenta nuestra premisa de una pauta etaria propia del periodo de economía globalizada; y, salvo Chihuahua y Tamaulipas, se percibe el claro descenso de la intensidad del fenómeno, patrón temporal que apuntalamos adelante.

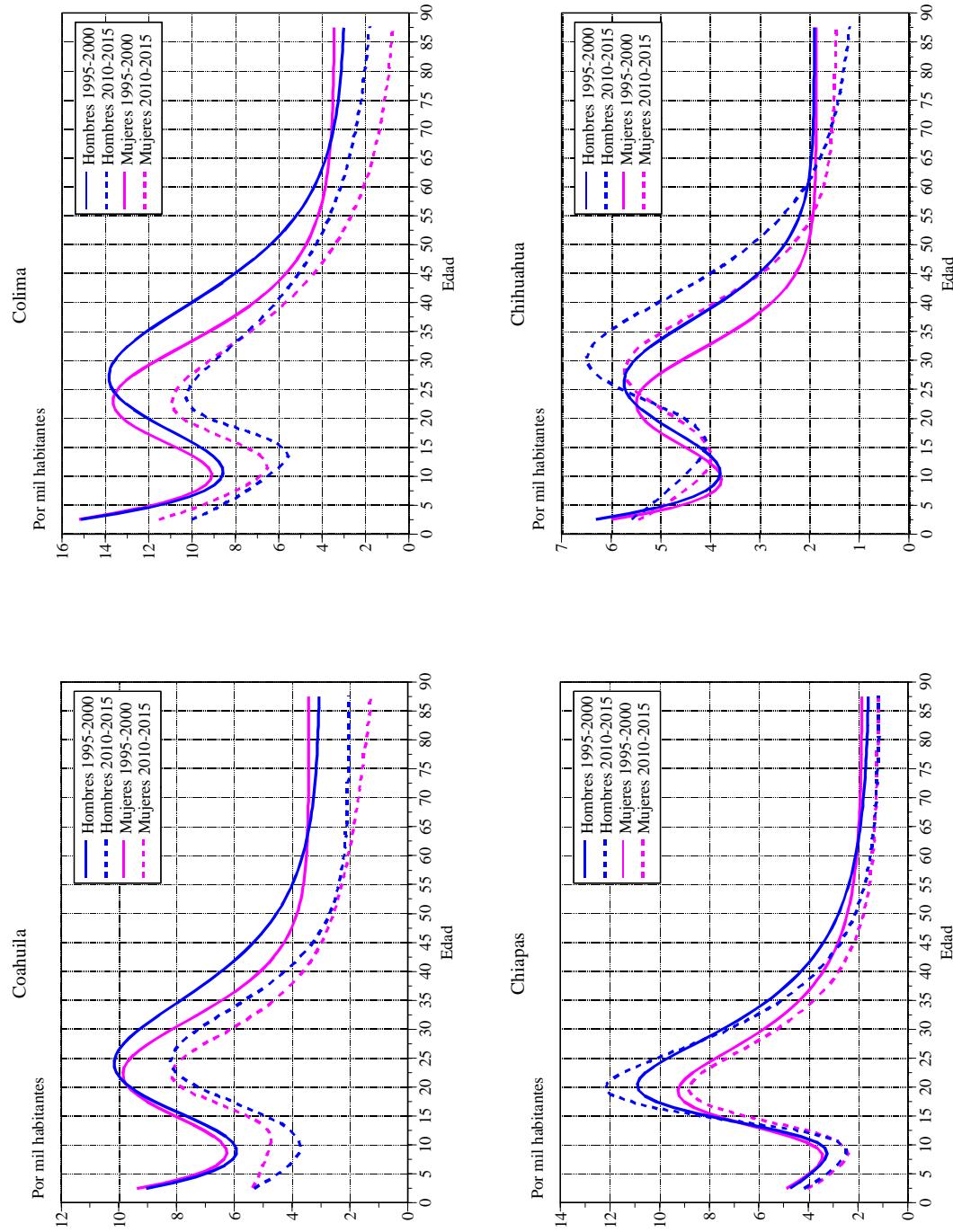
Denotemos por ${}_5O_x^{ij,s}(t-5, t)$ a los residentes de sexo s (1 para hombres y 2 para mujeres) en la entidad federativa j y en el grupo quinquenal de edades cumplidas x a $x+4$, al final del lustro —al momento t —, que vivían en el estado i al inicio del quinquenio —al tiempo $t-5$ — (nacieron en i durante el periodo), es decir, los migrantes de i hacia j durante el lustro previo al censo, conteo o encuesta. Todos estos migrantes son supervivientes al final del periodo, ya que fueron enumerados en el censo, conteo o encuesta. El monto ${}_5O_x^{ij,s}(t-5, t)$ se refiere a los no migrantes de i durante el quinquenio, es decir, quienes cinco años antes vivían en la misma entidad en que fueron contabilizados, o bien, que nacieron ahí.

Dada la condición de supervivencia, y ante la dificultad de introducir la mortalidad —posiblemente distinta— entre migrantes y no migrantes, optamos por el supuesto ordinario que el riesgo de morir no afecta sensiblemente las tasas de emigración por edad, sexo y

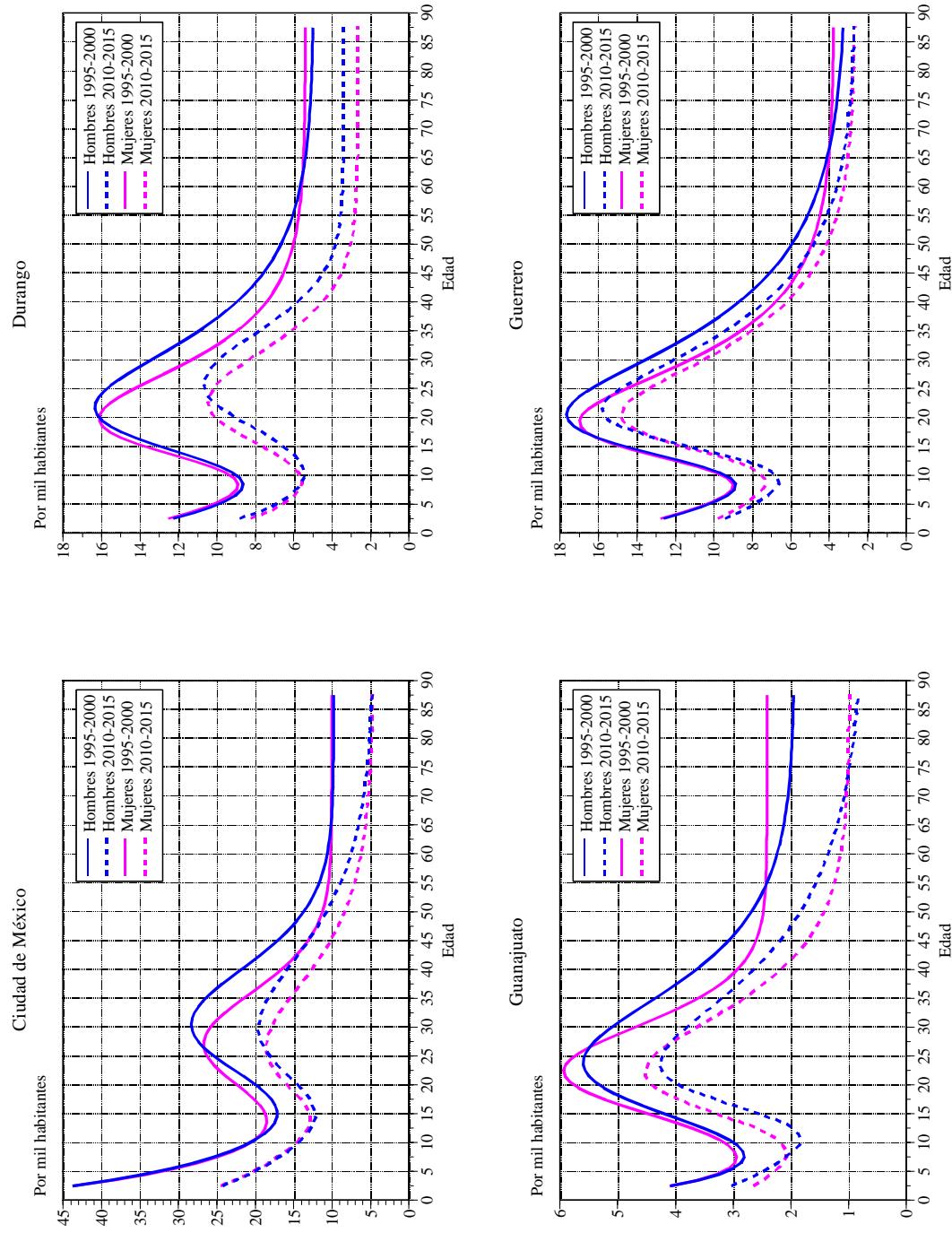
Gráfica 3.2. Tasas de emigración total por edad y sexo de cada estado, 1995-2000 y 2010-2015



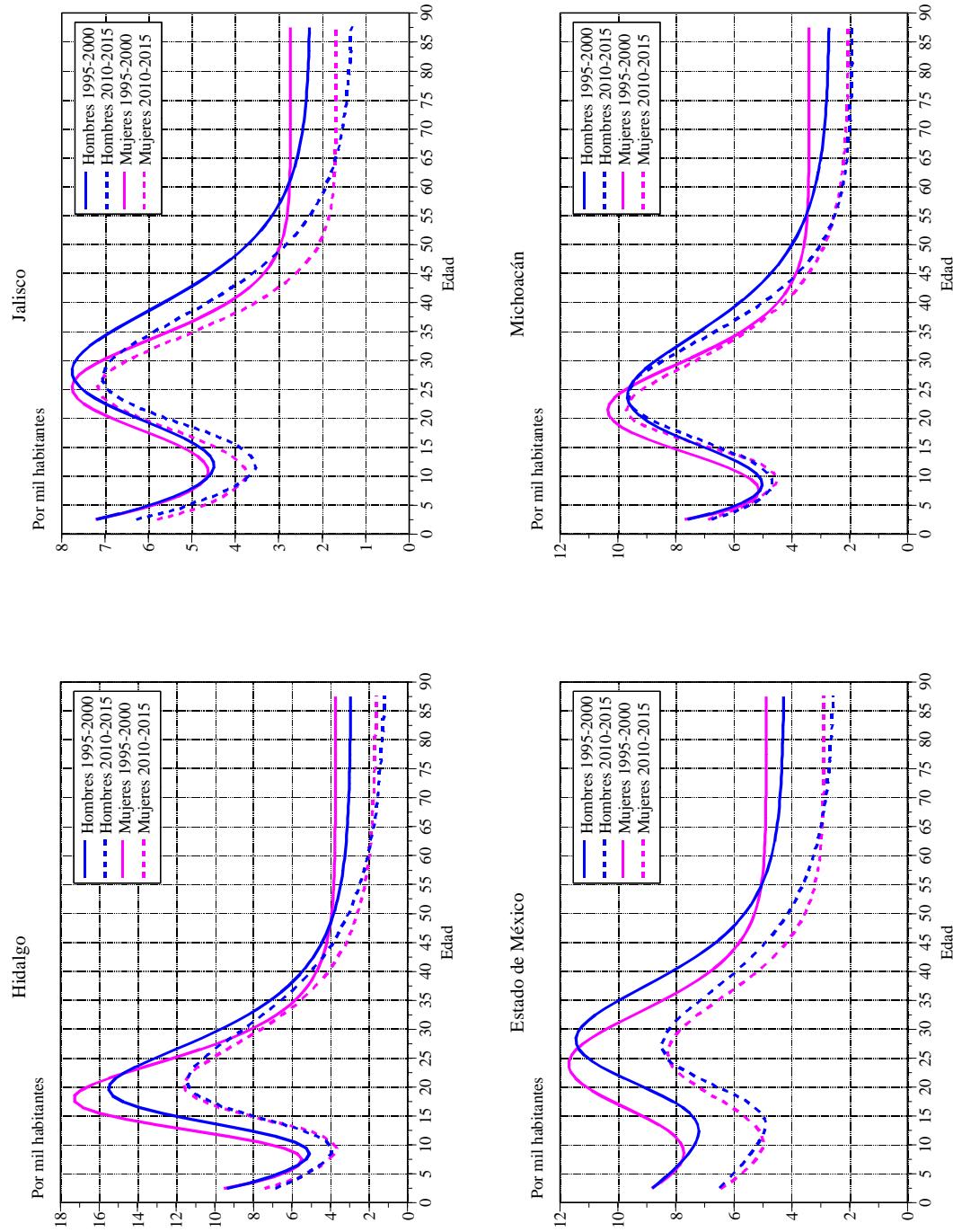
Gráfica 3.2.
(Continúa)



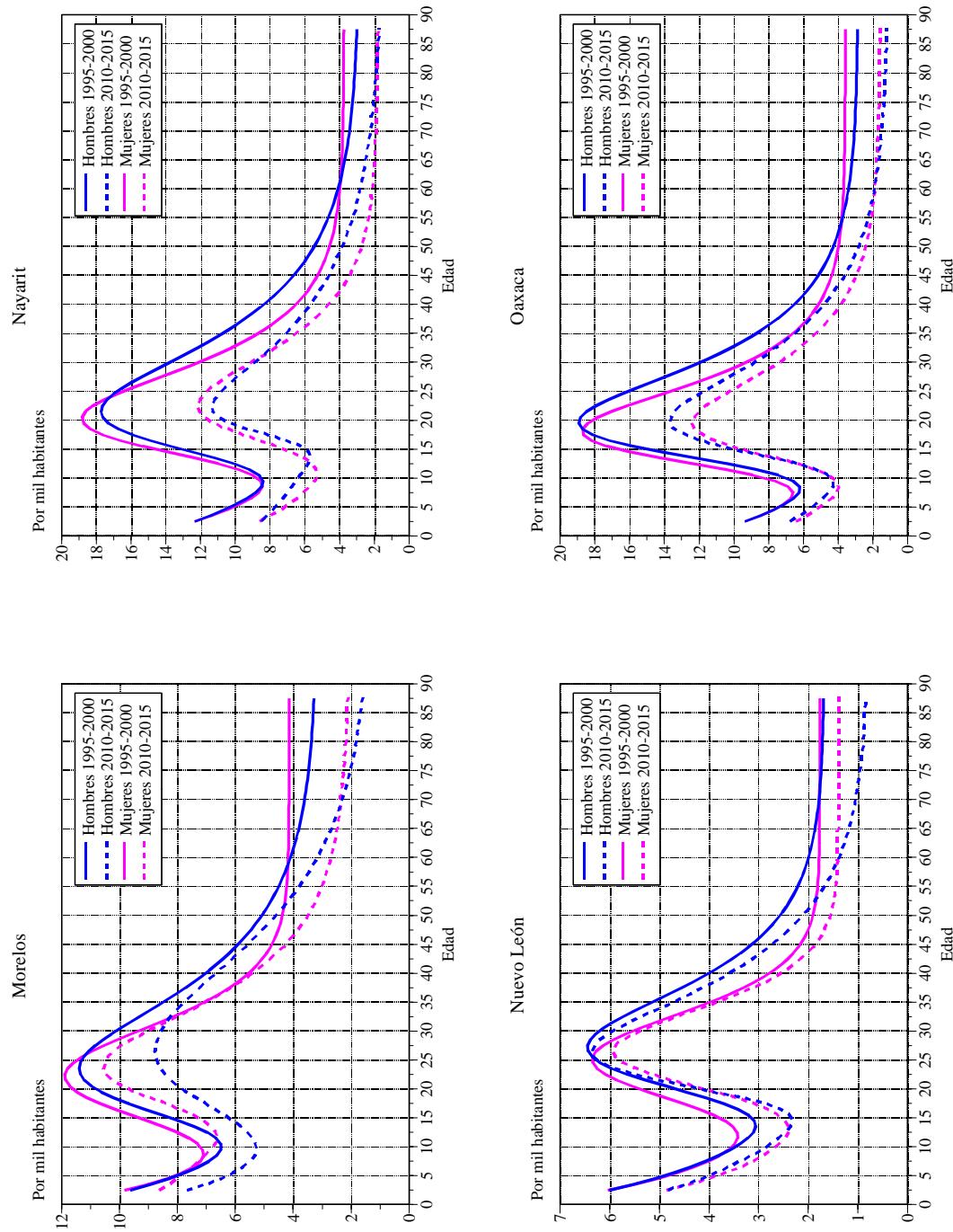
Gráfica 3.2.
(Continúa)



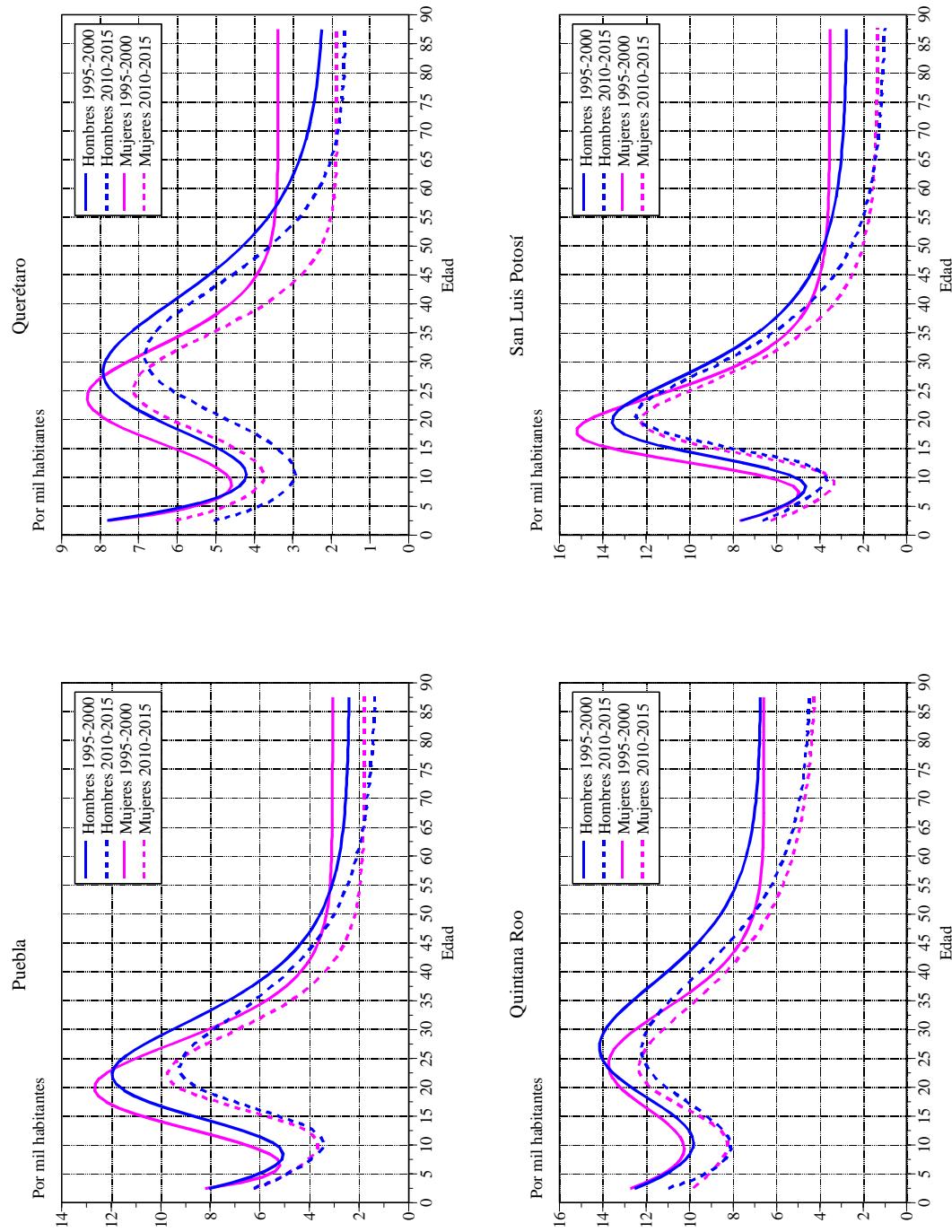
Gráfica 3.2.
(Continúa)



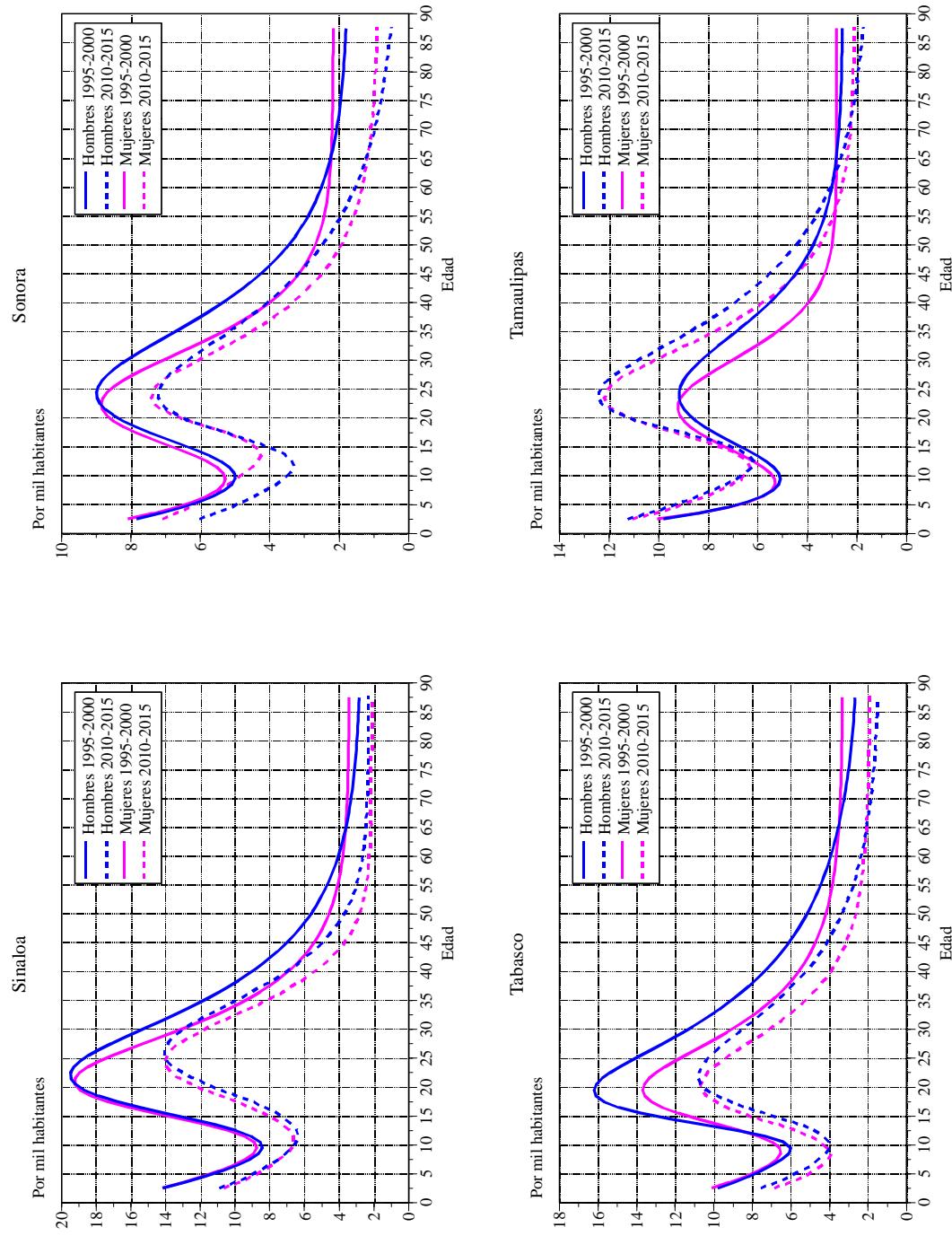
Gráfica 3.2.
(Continúa)



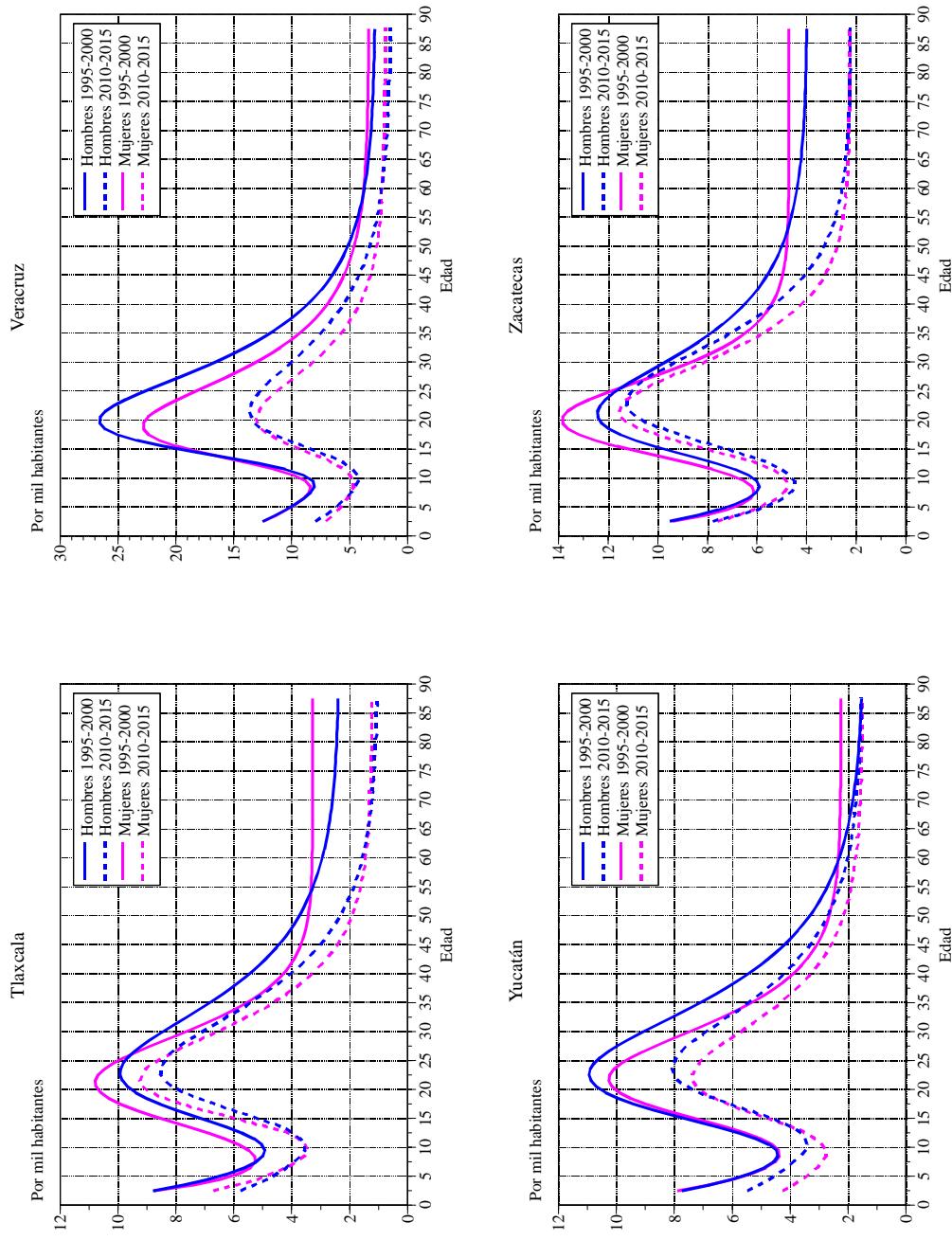
Gráfica 3.2.
(Continúa)



Gráfica 3.2.
(Continúa)



Gráfica 3.2.
(Concluye)



Fuente: Cálculos propios a partir del Censo 2010 y la Encuesta Intercensal 2015.

destino.

Definamos las proporciones ${}_5S_x^{ij,s}(t - 5, t)$ de transitar de la región i a la región j en ausencia de mortalidad durante el quinquenio como:

$${}_5S_x^{ij,s}(t - 5, t) = \frac{{}_5O_x^{ij,s}(t - 5, t)}{{}_5O_x^{i\bullet,s}(t - 5, t)} \quad \text{con} \quad {}_5O_x^{i\bullet,s}(t - 5, t) = \sum_{j=1}^{32} {}_5O_x^{ij,s}(t - 5, t) \quad (3.1)$$

Debido a que las proporciones ${}_5S_x^{ij,s}(t - 5, t)$ son positivas, menores que uno, y su suma sobre todos los destinos es igual a uno, es que a menudo se les llama *probabilidades*. Decimos de “transitar” y no de “emigrar”, porque sólo sabemos que al inicio del periodo estaban en i y al final en j , pero no sabemos si efectivamente llegaron directamente a j procedentes de i , o en el ínter vivieron en otro estado.

En Demografía, una tasa expresa un promedio anual per cápita de eventos; sin embargo, sólo aquellas tasas que se refieren a toda la población expuesta al riesgo de experimentar el evento, se pueden convertir en probabilidades y viceversa. A ese tipo de tasas se les denomina de primera categoría (Leguina, 1976: 39–41). Es claro que mientras todas las personas de una región están expuestas a emigrar, ninguna está expuesta a inmigrar, ya que si alguien está adentro no puede entrar. Así, son las proporciones de emigración las que se pueden convertir en tasas.

Denotemos por ${}_5\varepsilon_x^{ij,s}(t - 5, t)$ a la tasa de emigrar del estado i hacia el estado j durante el lustro de $t - 5$ a t . Con el fin de simplificar la notación, retiremos provisionalmente la referencia al tiempo.

Si definimos la matriz de proporciones de transición como:

$${}_5\mathbf{S}_x^s = \begin{pmatrix} {}_5S_x^{1,1,s} & {}_5S_x^{2,1,s} & \cdots & {}_5S_x^{32,1,s} \\ {}_5S_x^{1,2,s} & {}_5S_x^{2,2,s} & \cdots & {}_5S_x^{32,2,s} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ {}_5S_x^{1,32,s} & {}_5S_x^{2,32,s} & \cdots & {}_5S_x^{32,32,s} \end{pmatrix} \quad (3.2)$$

y la matriz de tasas como

$${}_5\boldsymbol{\varepsilon}_x^s = \begin{pmatrix} {}_5\varepsilon_x^{1,1,s} & -{}_5\varepsilon_x^{2,1,s} & \cdots & -{}_5\varepsilon_x^{32,1,s} \\ -{}_5\varepsilon_x^{1,2,s} & {}_5\varepsilon_x^{2,2,s} & \cdots & -{}_5\varepsilon_x^{32,2,s} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -{}_5\varepsilon_x^{1,32,s} & -{}_5\varepsilon_x^{2,32,s} & \cdots & {}_5\varepsilon_x^{32,32,s} \end{pmatrix} \quad \text{con} \quad {}_5\varepsilon_x^{i,i,s} = \sum_{j \neq i} {}_5\varepsilon_x^{i,j,s} \quad (3.3)$$

Nour y Suchindran (1984: 326) encontraron la siguiente relación matricial:

$${}_5\mathbf{S}_x^s = \exp \{-5 {}_5\boldsymbol{\varepsilon}_x^s\} \quad (3.4)$$

o

$${}_5\boldsymbol{\varepsilon}_x^s = -\frac{1}{5} \ln \{{}_5\mathbf{S}_x^s\} \quad (3.5)$$

donde (Gantmacher, 1959: 113):

$$\begin{aligned} e^{\mathbf{A}} &= \sum_{i=0}^{\infty} \frac{1}{i!} \mathbf{A}^i = \mathbf{I} + \mathbf{A} + \frac{1}{2!} \mathbf{A}^2 + \frac{1}{3!} \mathbf{A}^3 + \dots \\ \ln \{\mathbf{A}\} &= \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(-1)^{i-1}}{i} (\mathbf{A}-\mathbf{I})^i = (\mathbf{A}-\mathbf{I}) - \frac{1}{2} (\mathbf{A}-\mathbf{I})^2 + \frac{1}{3} (\mathbf{A}-\mathbf{I})^3 + \dots \end{aligned} \quad (3.6)$$

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

$$e^{\ln\{\mathbf{A}\}} = \ln\{e^{\mathbf{A}}\} = \mathbf{I}$$

En todos los casos se utilizó la fórmula (3.5) para estimar las tasas de emigración, 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:

$${}_5\varepsilon_0^s = -\frac{1}{2.5} \ln \{{}_5S_0^s\} \quad (3.5')$$

Similar a la tasa bruta de reproducción en fecundidad, Rogers y Castro (1981) definieron la *tasa bruta de emigraproducción* (TBEM) como la suma de las tasas de emigración por edad:

$$TBEM^{ij}(t-5, t) = 2.5 \times [{}_5\varepsilon_0^{ij}(t-5, t) + {}_5\varepsilon_{90}^{ij}(t-5, t)] + \sum_{k=1}^{17} 5 \times {}_5\varepsilon_{5 \times k}^{ij}(t-5, t)$$

donde suponemos que a partir de 90 años de edad nadie migra entre estados. Si incorporamos el sexo y agrupamos los 31 posibles destinos, tenemos la TBEM a pronosticar:

$$TBEM^{i\bullet}(t-5, t) = \sum_{s=1}^2 \sum_{j \neq i} \left\{ 2.5 \times [{}_5\varepsilon_0^{ij,s}(t-5, t) + {}_5\varepsilon_{90}^{ij,s}(t-5, t)] + \sum_{k=1}^{17} 5 \times {}_5\varepsilon_{5 \times k}^{ij,s}(t-5, t) \right\} \quad (3.7)$$

Al trabajar con la TBEM total en (3.7), como estipulamos arriba, suponemos que la distribución por edad, sexo y destino de 2010–2015 permanece invariable en el futuro, es decir:

$${}_5\varepsilon_x^{ij,s}(t) = {}_5\varepsilon_x^{ij,s}(2010, 2015) \times \frac{TBEM^{i\bullet}(t)}{TBEM^{i\bullet}(2010, 2015)} \quad 2016 \leq t \leq 2050 \quad (3.8)$$

para toda s , x y j .

3.2 Primer ajuste temporal

Disponemos de nueve observaciones en el tiempo, las correspondientes a cada lustro natural de 1970 a 2015. Originalmente, disponemos solo de 7 de ellas, ya que no se tienen datos

para 1980–1985 ni para 1990–1995, pues no hubo conteo de población en 1985 y el de 1995 no recogió información alguna sobre migración. Para *rellenar* ese hueco temporal, tomamos la media aritmética de las tasas de 1975–1980 y 1985–1990 y de 1985–1990 y 1995–2000, respectivamente. Con el fin de tener un número suficientemente grande de observaciones, interpolamos los datos quinquenales de la TBEM mediante una función *spline cúbica* (Burden y Faires, 1988: 134–147), asignando el año intermedio a los valores quinquenales (1972 para 1970–1975, 1977 para 1975–1980, etc.); ahora tenemos 41 datos históricos, de 1972 a 2012. Las observaciones y la interpolación se muestran en los paneles de la gráfica 3.3.

Inicialmente se probaron distintos ajustes de series de tiempos de la TBEM de cada estado; no obstante, ninguno fue satisfactorio, ya que la predicción reproducía los altibajos del pasado.

De la inspección visual de la tendencia temporal de la TBEM de cada entidad federativa, seleccionamos el siguiente modelo doble exponencial:

$$TBEM^{i\bullet}(t) = a_1 e^{-\alpha_1 t} + a_2 \exp\{-\alpha_2(t - \theta_2) - e^{-\lambda_2(t - \theta_2)}\} + a_3 \exp\{-\alpha_3(t - \theta_3) - e^{-\lambda_3(t - \theta_3)}\} \quad (3.9)$$

donde los parámetros a, α, λ y θ son propios de cada estado de origen i , y se reproducen en el cuadro 3.1. La trayectoria temporal suavizada y extrapolada se muestra en los diferentes paneles de la gráfica 3.3. Con el fin de dar mayor significación numérica a los parámetros, recorrimos el tiempo como $t = \text{año} - 2012$, de tal forma que el inicio ($t = 0$) se ubica en 2012, nuestra última observación.

El ajuste es realmente satisfactorio en todas las entidades, en algunos casos como en Zacatecas es casi perfecto; no obstante, la extrapolación se rige casi totalmente por la segunda función doble exponencial, esto es, $a_3 \exp\{-\alpha_3(t - \theta_3) - e^{-\lambda_3(t - \theta_3)}\}$ y, debido al valor de α_3 (la pendiente de descenso), en poco tiempo la migración interna sería mínima, lo cual no es un escenario sensato.

3.3 Segundo ajuste temporal

Nuestro objetivo es mantener la pauta secular descendente de largo plazo, general a todos los estados. Para eso, elegimos el modelo exponencial simple para el pronóstico de las TBEM:

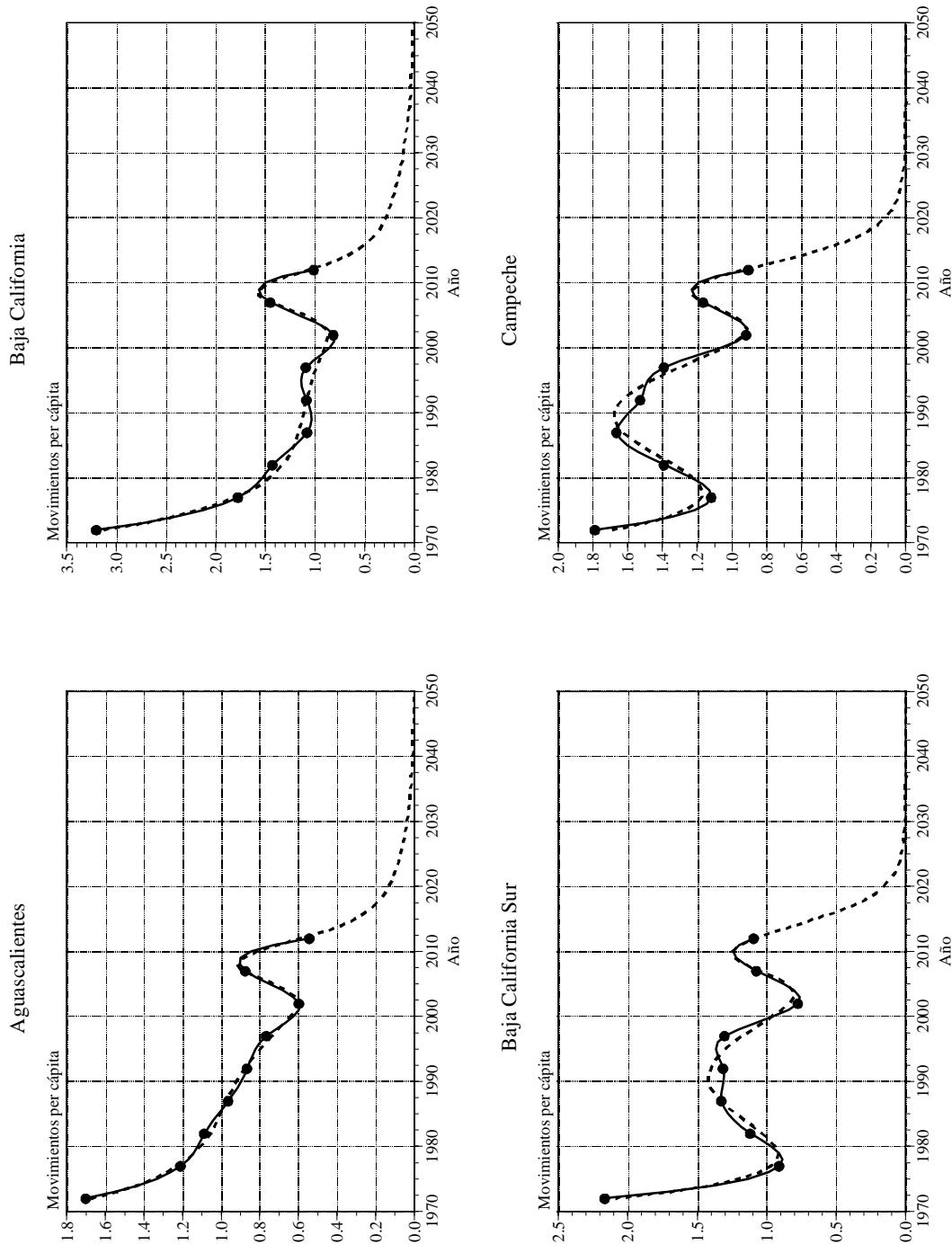
$$TBEM^{i\bullet}(t) = \exp\{a + bt\} \quad (3.10)$$

Al tomar logaritmo natural en ambos lados:

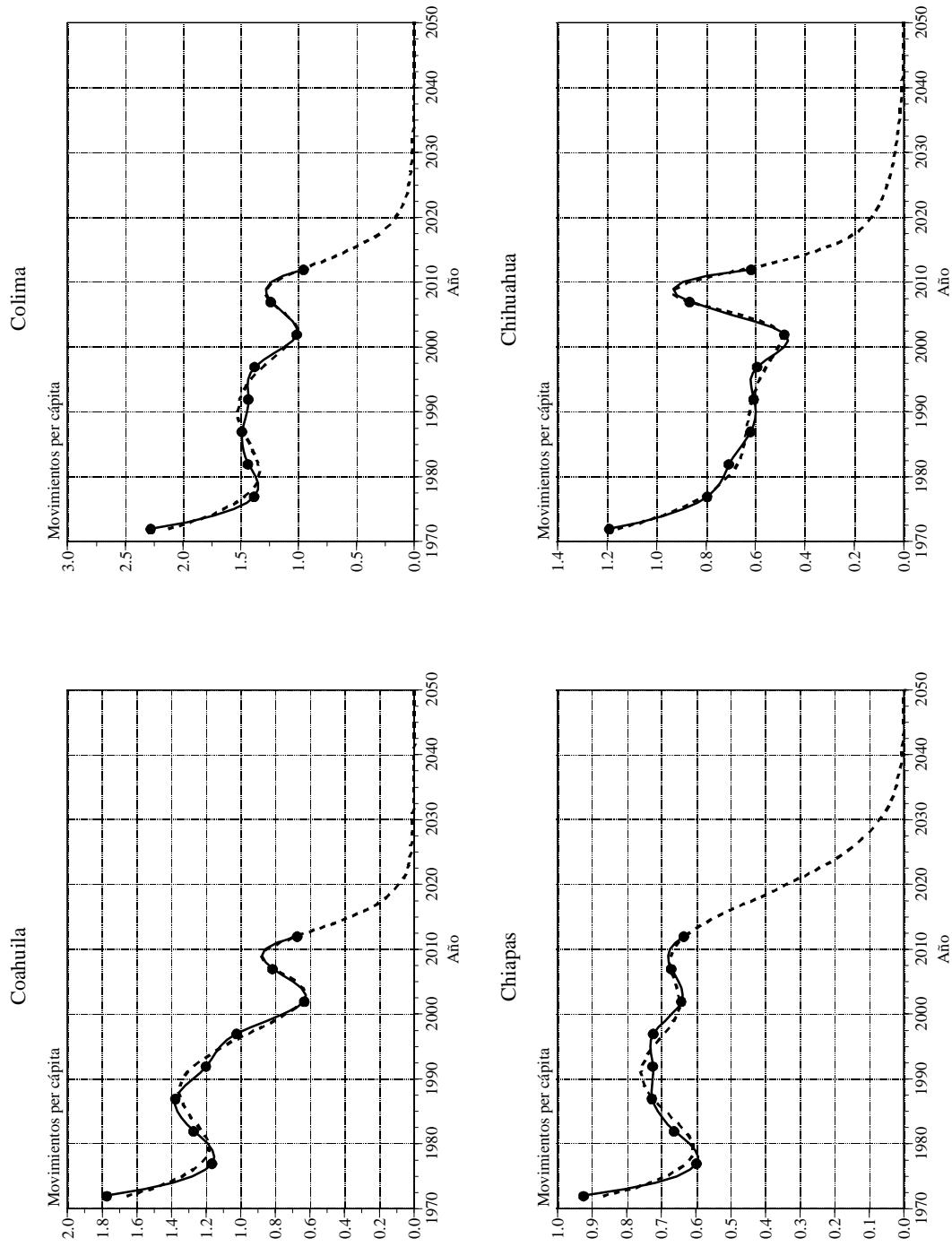
$$y(t) = \ln\{TBEM^{i\bullet}(t)\} = a + bt \quad (3.11)$$

se estimaron a y b mediante una regresión ordinaria de mínimos cuadrados. Con el fin de retener en la mayor medida de lo posible el patrón descendente, la estimación se hizo con una regresión robusta de mínimos cuadrados (STATA, 2003: 440–446), reteniendo las nueve observaciones originales, es decir, se dejó de lado la interpolación spline sobre el tiempo. En Chiapas y Quintana Roo el coeficiente b fue positivo; así, optamos por retirar las TBEM de 1975–1980 y 1980–1985 al valorar la regresión robusta de ambos estados. Los coeficientes

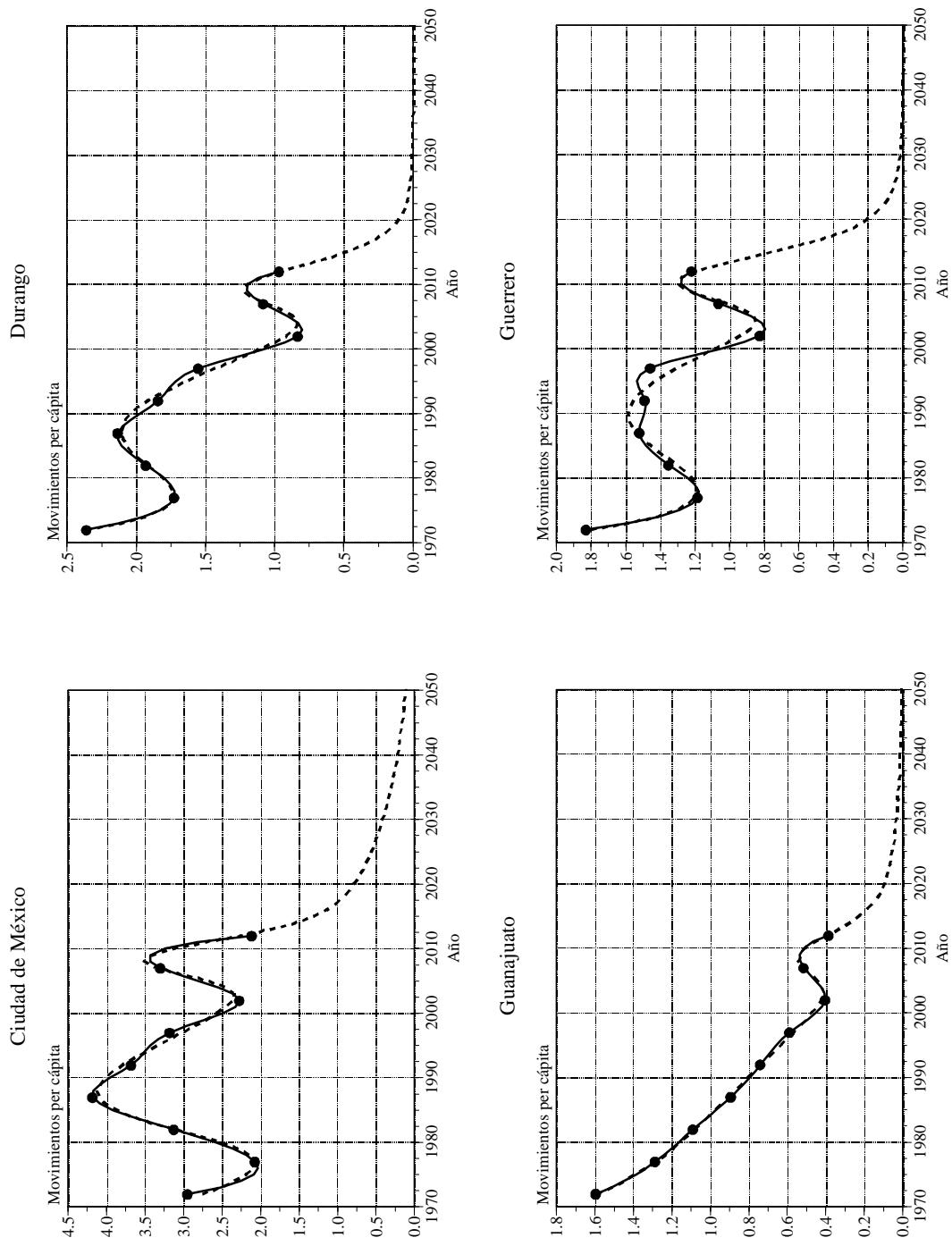
Gráfica 3.3. Trayectoria temporal de las tasas brutas de emigraproducción interna total ajustada y proyectada con una función exponencial y dos funciones doble exponenciales, por estado de origen 1972-2050



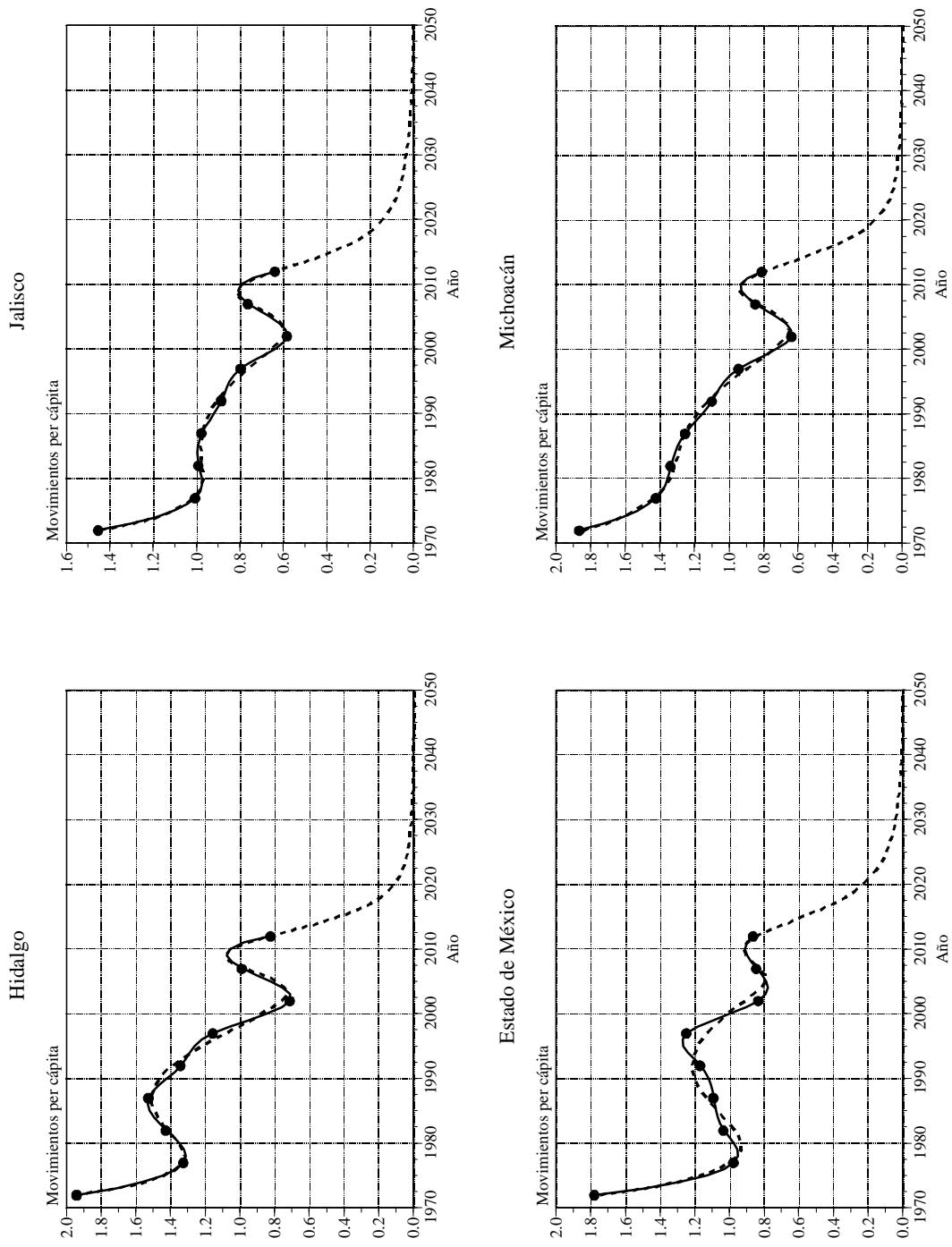
Gráfica 3.3.
(Continúa)



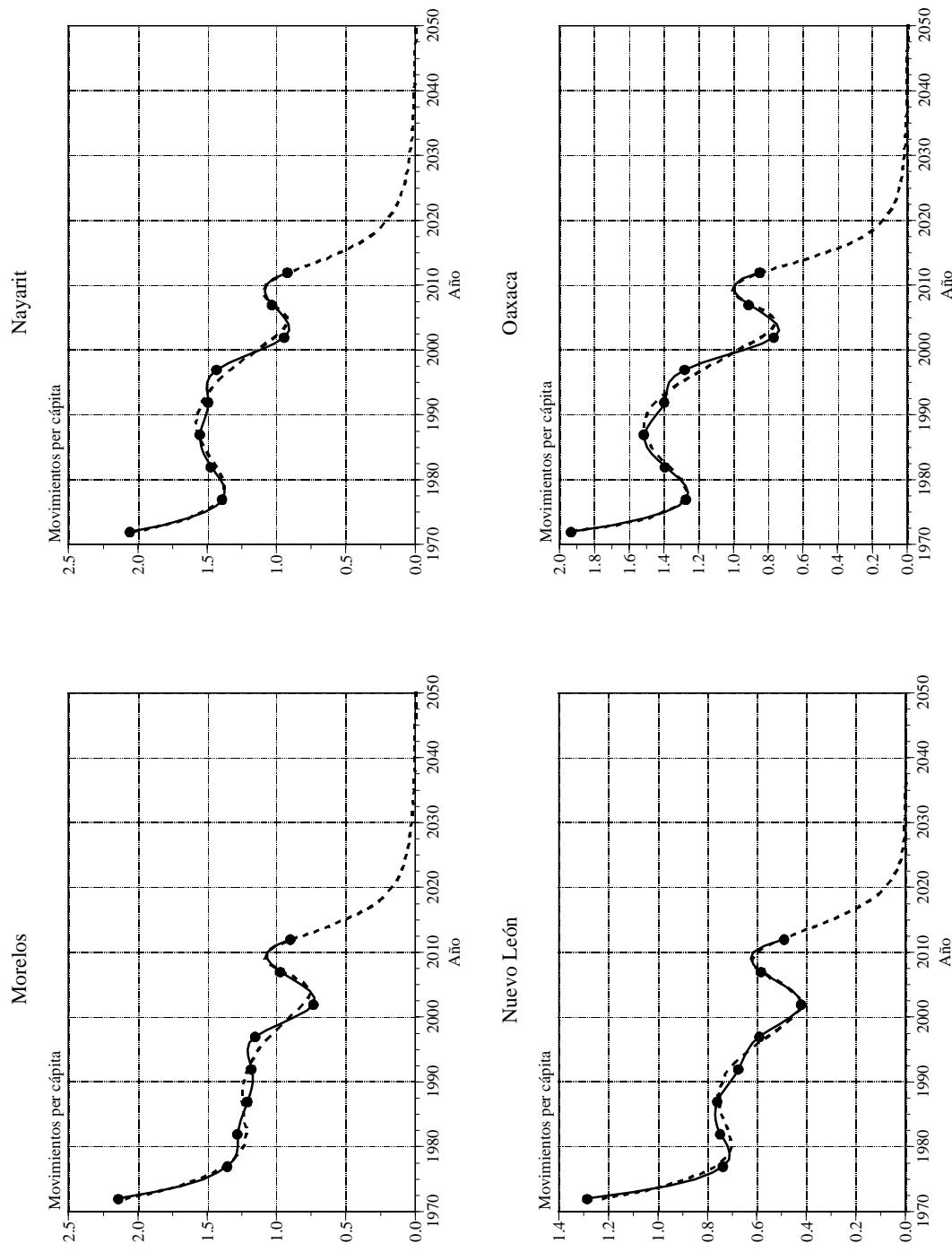
Gráfica 3.3.
(Continúa)



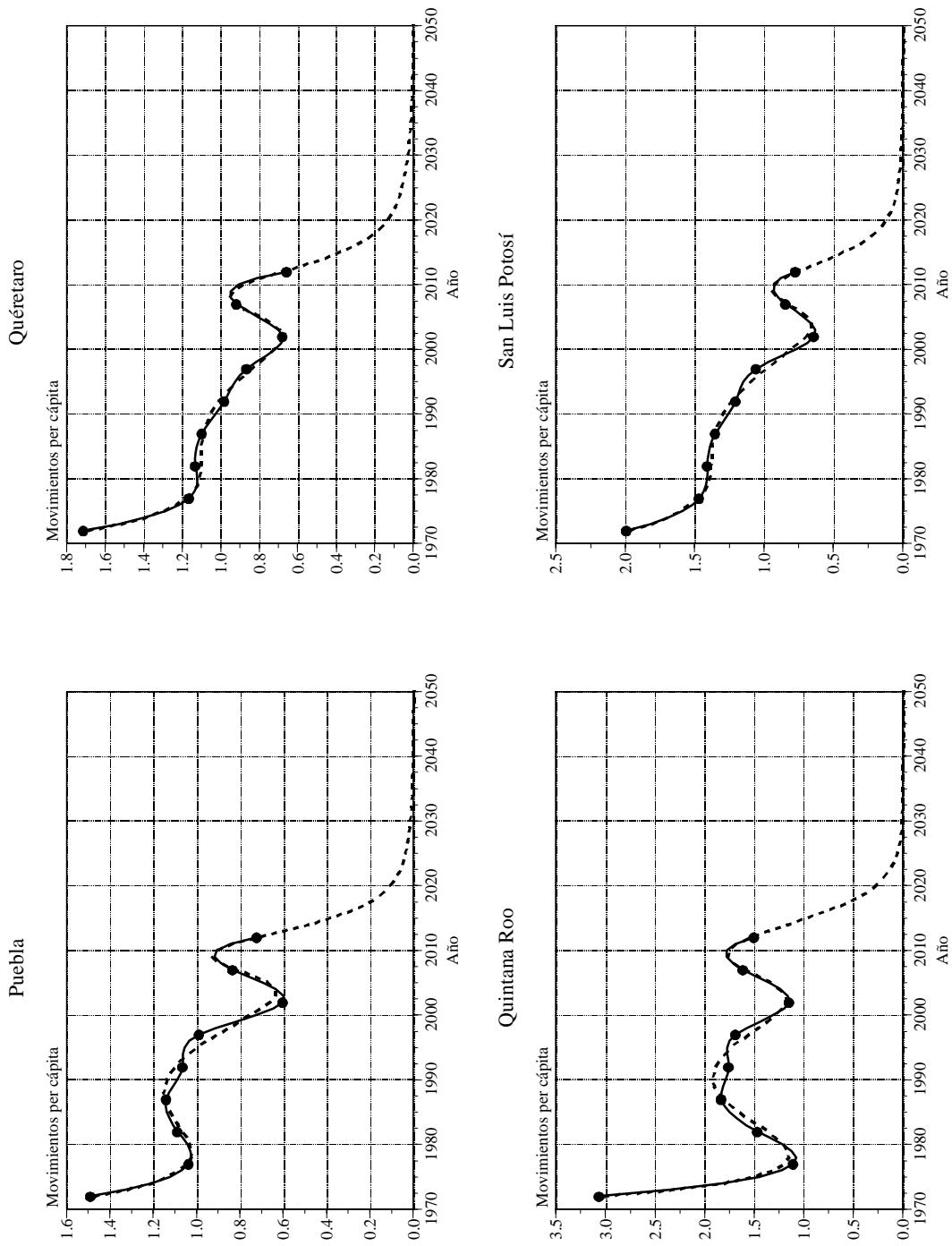
Gráfica 3.3.
(Continúa)



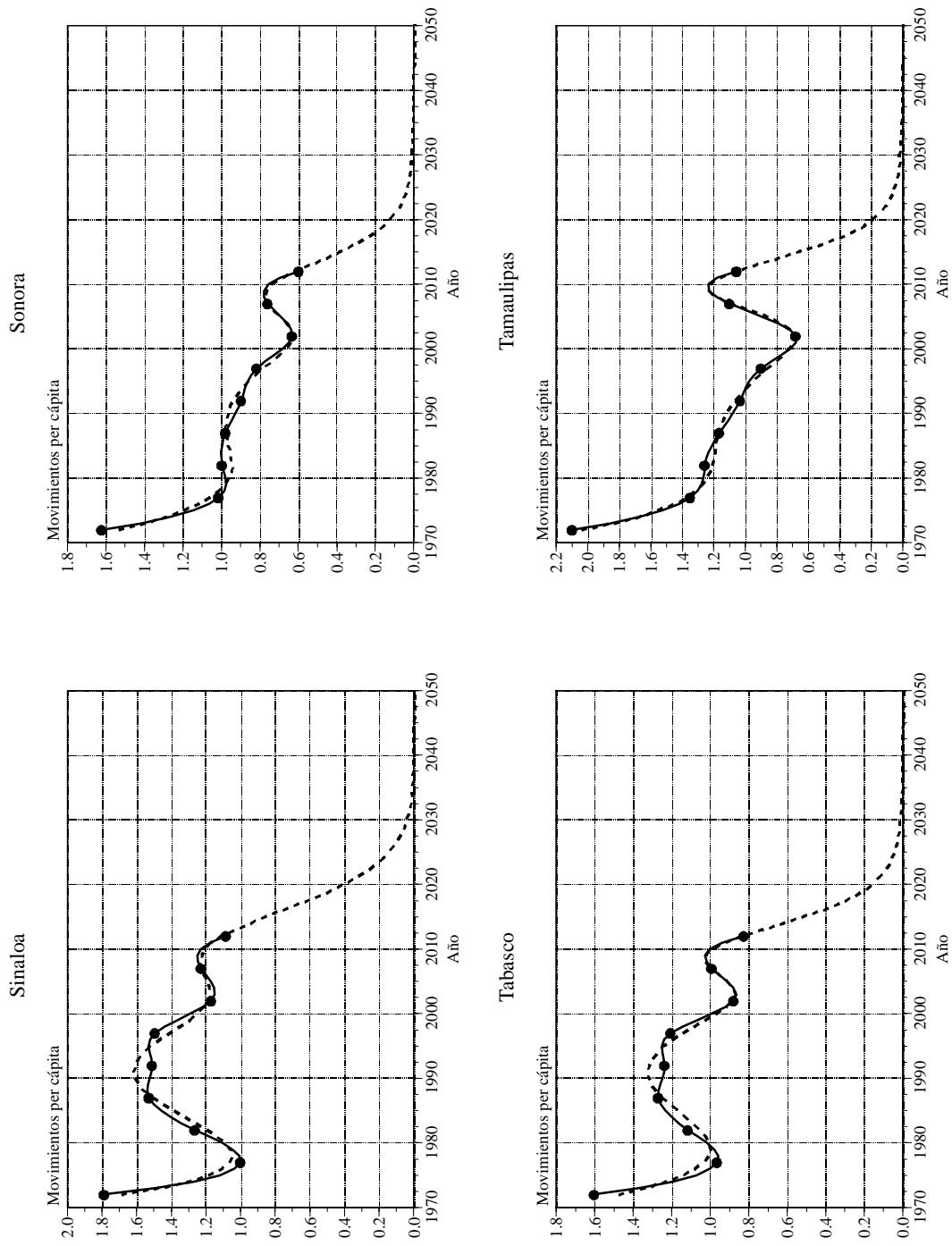
Gráfica 3.3.
(Continúa)



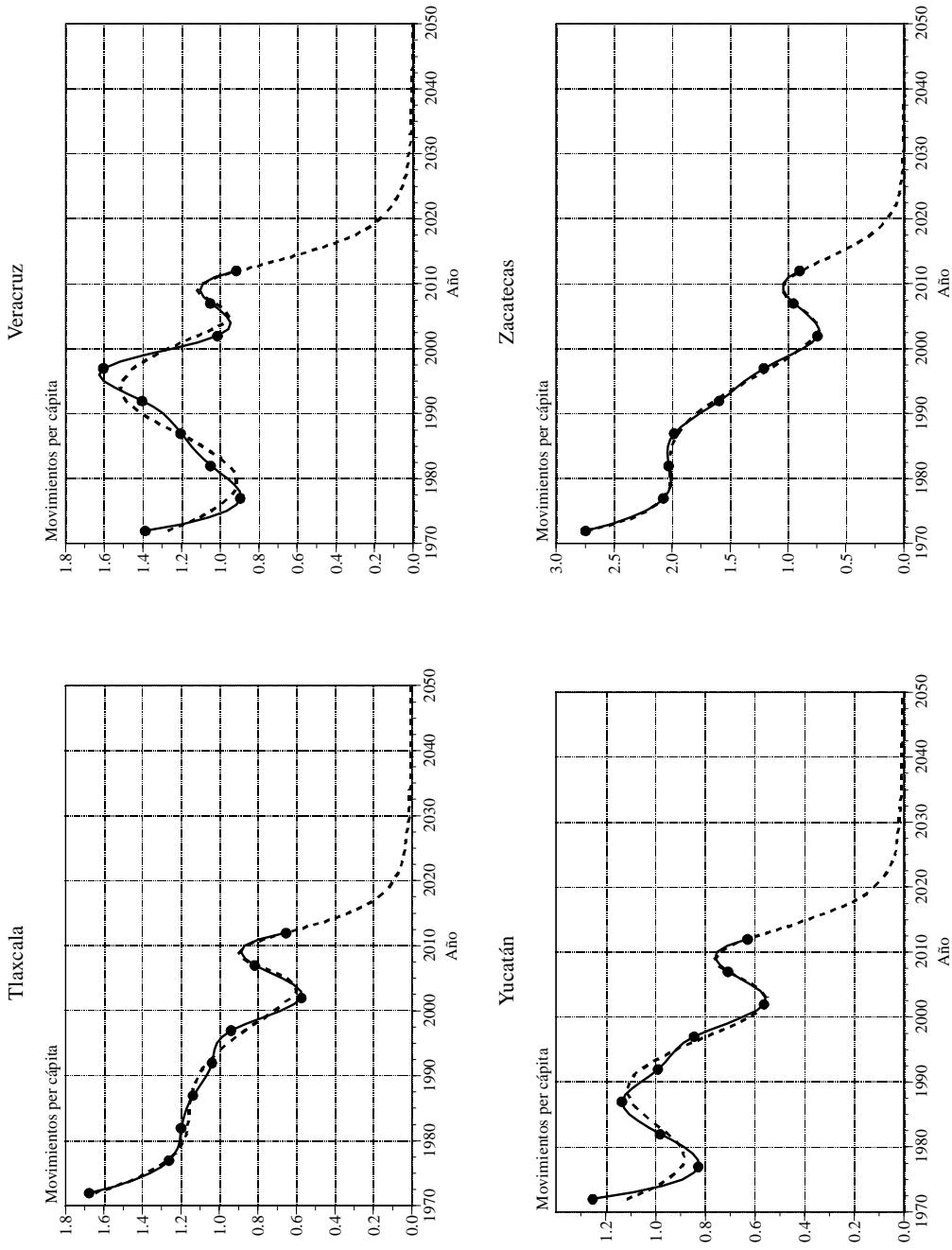
Gráfica 3.3.
(Continúa)



Gráfica 3.3.
(Continúa)



Gráfica 3.3.
(Concluye)



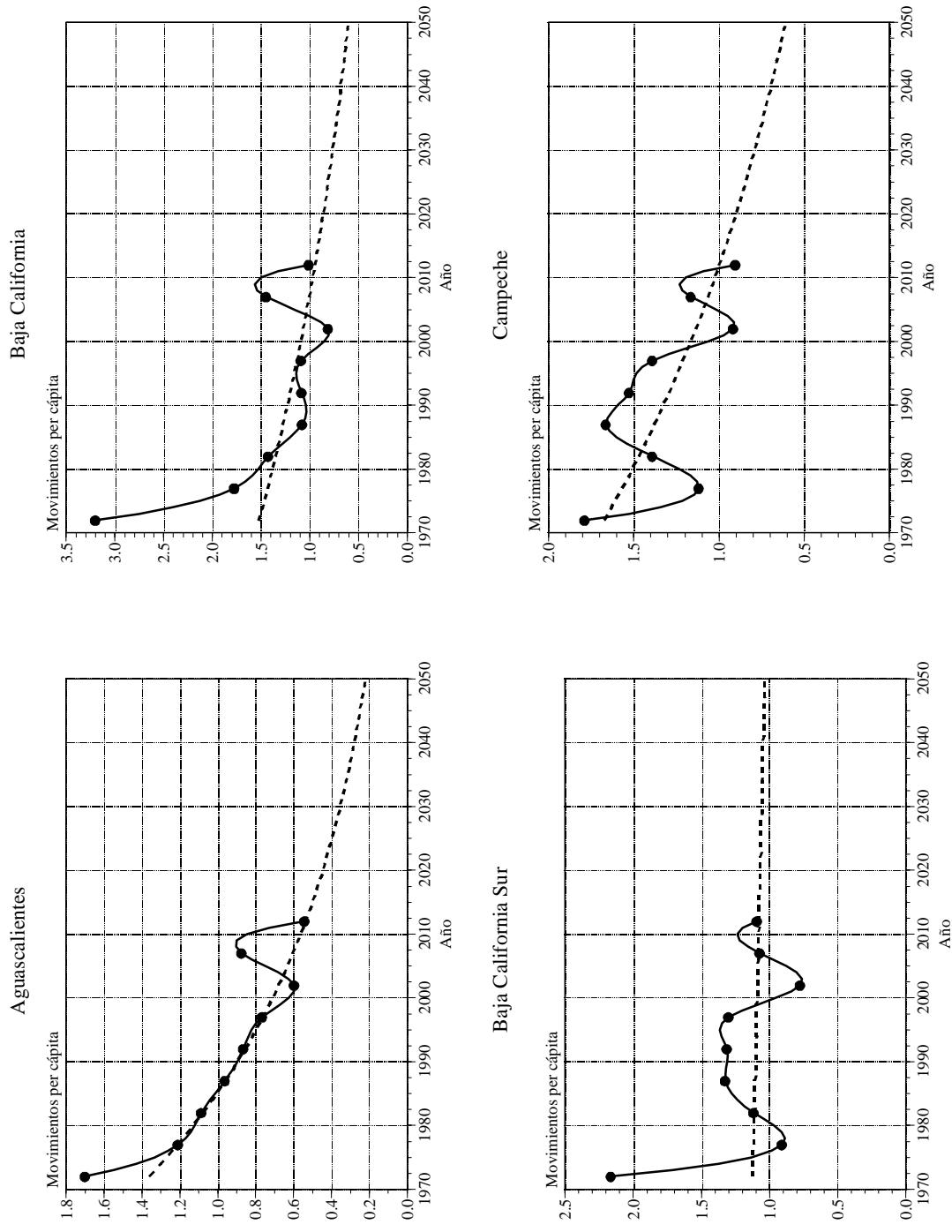
Fuente: Cálculos propios a partir de los censos de 1980 a 2010, conteo de 2005 y encuesta intercensal de 2015.

Cuadro 3.1. Parámetros de los modelos ajustados a la tendencia temporal de la tasa bruta de emigración total

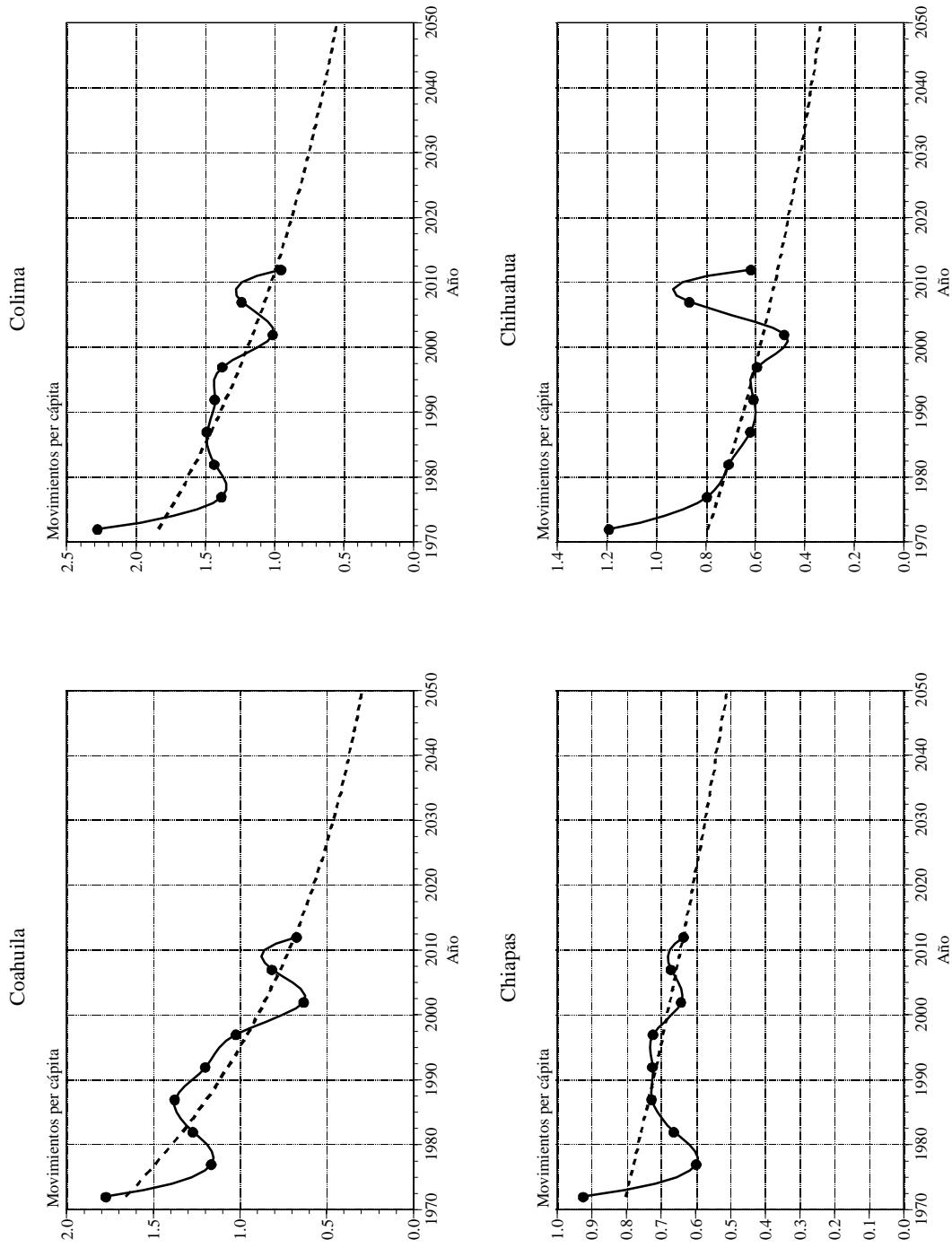
Estado	a_1	α_1	a_2	α_2	λ_2	θ_2	Función exponencial y dos dobles exponentiales			Exponencial negativa		
							a_3	λ_3	θ_3	a	b	
Aguascalientes	0.00799	0.12857	0.09236	0.16672	0.03137	30.4860	0.00097	0.83578	0.12198	12.2562	-0.61351	-0.02308
Baja California	0.00420	0.16224	0.00197	0.16460	0.02424	59.3181	0.00099	0.90691	0.12725	12.1784	-0.04515	-0.01175
Baja California Sur	0.00010	0.24783	0.02401	0.24319	0.04534	18.7255	0.01691	0.62222	0.11160	13.7826	0.07847	-0.00104
Campeche	0.00305	0.15607	0.05016	0.24062	0.04585	14.5876	0.01211	0.63174	0.11037	13.2192	0.00286	-0.01285
Coahuila	0.03384	0.09661	0.03383	0.26345	0.05027	11.3853	0.01289	0.61736	0.11173	12.8473	-0.36737	-0.02188
Colima	0.02594	0.10942	0.02226	0.23802	0.04246	21.2066	0.01300	0.60973	0.10794	13.4406	0.00027	-0.01528
Chiapas	0.00809	0.11556	0.02332	0.21911	0.04218	19.5380	0.02155	0.29589	0.05917	27.1590	-0.44781	-0.00578
Chihuahua	0.01331	0.10973	0.00811	0.17867	0.03165	36.6462	0.00373	0.76278	0.12299	11.6195	-0.66741	-0.01095
Ciudad de México	0.10015	0.08291	6.43186	0.05900	0.21230	-28.9391	0.00100	0.95327	0.12750	12.2821	1.00841	-0.00302
Durango	0.00147	0.18061	0.03898	0.23841	0.04308	16.0122	0.08902	0.63348	0.14051	8.5587	-0.02910	-0.02267
Guanajuato	0.09248	0.06835	0.00249	0.19458	0.03149	33.2748	0.01153	0.69528	0.13565	9.1332	-0.98231	-0.03531
Guerrero	0.00094	0.18589	0.01122	0.23272	0.03820	25.8983	0.22901	0.54524	0.14026	8.5604	0.14958	-0.00989
Hidalgo	0.00024	0.21973	0.05496	0.20743	0.04033	16.5621	0.02424	0.66977	0.12805	10.4583	-0.14169	-0.01850
Jalisco	0.00028	0.20609	0.04472	0.16747	0.03354	23.8001	0.01252	0.64511	0.12035	11.4608	-0.43432	-0.01518
México	0.00046	0.20310	0.00962	0.20427	0.03383	33.7846	0.50118	0.46314	0.17842	4.4939	-0.12748	-0.00648
Michoacán	0.02129	0.10806	0.02719	0.19772	0.03720	22.2729	0.04210	0.56831	0.11888	11.2954	-0.25445	-0.01807
Morelos	0.00495	0.14857	0.00908	0.20657	0.03423	31.7746	0.14325	0.59594	0.14952	7.2104	-0.08644	-0.01139
Nayarit	0.00068	0.19469	0.02521	0.19414	0.03447	28.2315	0.17201	0.57863	0.15539	6.5958	-0.06337	-0.01744
Nuevo León	0.00287	0.15015	0.02715	0.23266	0.04566	13.6877	0.01107	0.54626	0.10079	14.3738	-0.66023	-0.01199
Oaxaca	0.00026	0.21780	0.02854	0.21092	0.03806	22.0127	0.11728	0.59715	0.14590	7.7940	-0.18061	-0.01892
Puebla	0.00142	0.16947	0.01838	0.21090	0.03755	23.6252	0.06193	0.64284	0.14256	8.2517	-0.29289	-0.01703
Querétaro	0.00094	0.18115	0.05167	0.17395	0.03509	21.8980	0.00475	0.68036	0.11279	12.8091	-0.44280	-0.01910
Quintana Roo	0.00001	0.30826	0.03192	0.24389	0.04336	18.3346	0.01812	0.55677	0.09680	16.2137	0.40424	-0.00791
San Luis Potosí	0.01582	0.11766	0.01585	0.21700	0.03802	23.3961	0.08788	0.59616	0.13892	8.4267	-0.27690	-0.02254
Sinaloa	0.00099	0.18399	0.03643	0.22817	0.04198	19.9264	0.01687	0.39833	0.07276	22.3876	0.12523	-0.01067
Sonora	0.01862	0.10940	0.02373	0.22711	0.04311	18.3035	0.01126	0.52547	0.09635	15.1005	-0.46227	-0.01529
Tabasco	0.01197	0.11938	0.02626	0.23754	0.04348	19.4136	0.01320	0.55663	0.10114	14.7473	-0.13338	-0.01272
Tamaulipas	0.00587	0.14347	0.03476	0.20059	0.03870	19.9356	0.01703	0.56416	0.10109	14.9429	-0.17009	-0.01460
Tlaxcala	0.04242	0.08993	0.00602	0.23142	0.03803	26.5581	0.04274	0.67966	0.14365	8.2232	-0.37646	-0.01998
Veracruz	0.05817	0.07691	0.00091	0.29816	0.04072	31.9654	1.28576	0.39653	0.22366	0.7889	0.03975	-0.00440
Yucatán	0.06676	0.07007	0.05039	0.27174	0.05637	6.5825	0.01325	0.54861	0.10108	14.4720	-0.45065	-0.01607
Zacatecas	0.00945	0.13820	0.16028	0.21537	0.04739	7.1228	0.02239	0.56786	0.10700	13.7016	-0.15090	-0.02833

de las regresiones se presentan en las dos últimas columnas del cuadro 3.1 y el ajuste y el pronóstico en los paneles de la gráfica 3.4.

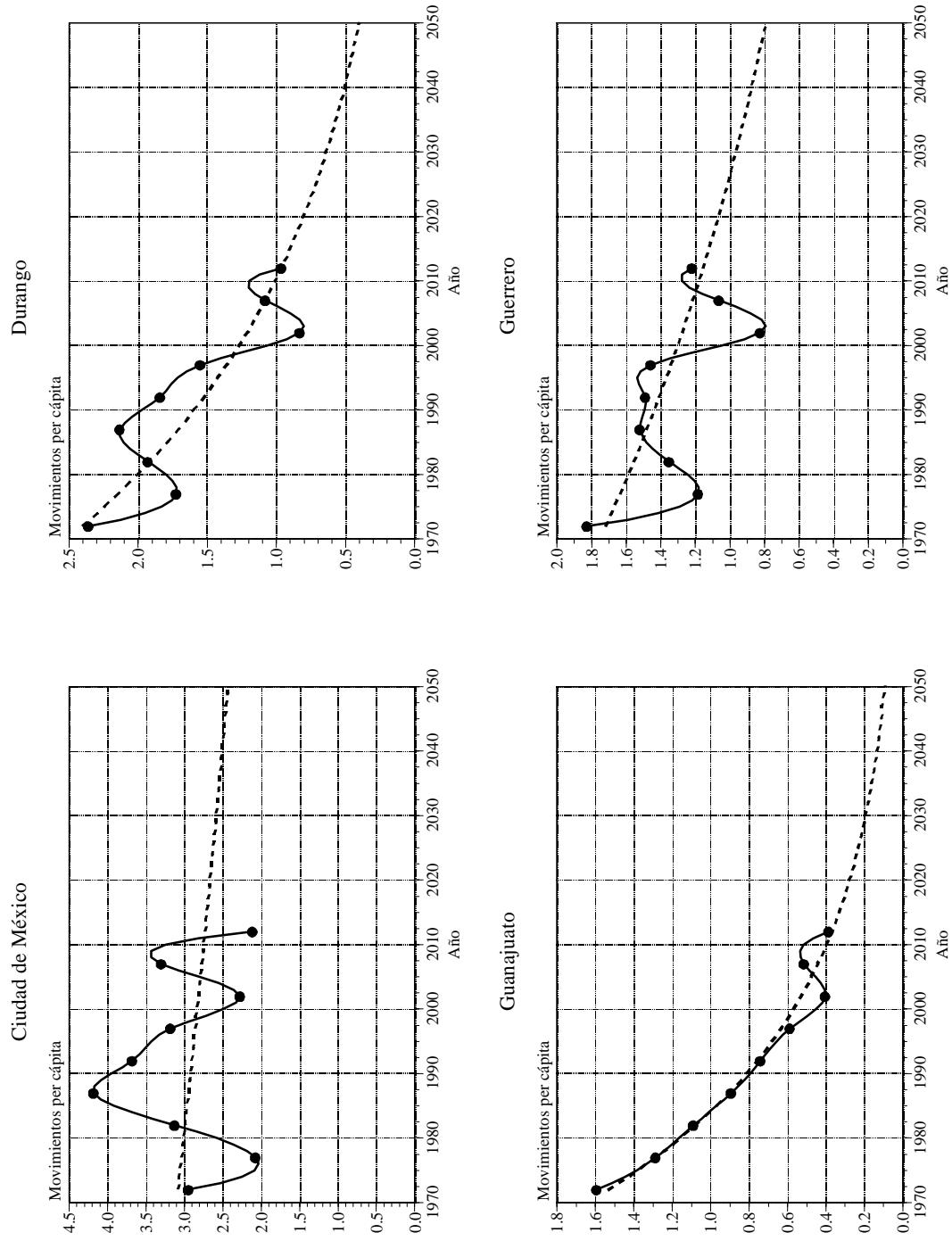
Gráfica 3.4. Trayectoria temporal de las tasas brutas de emigraproducción interna total ajustada y proyectada con una función exponencial negativa, por estado de origen, 1972-2050



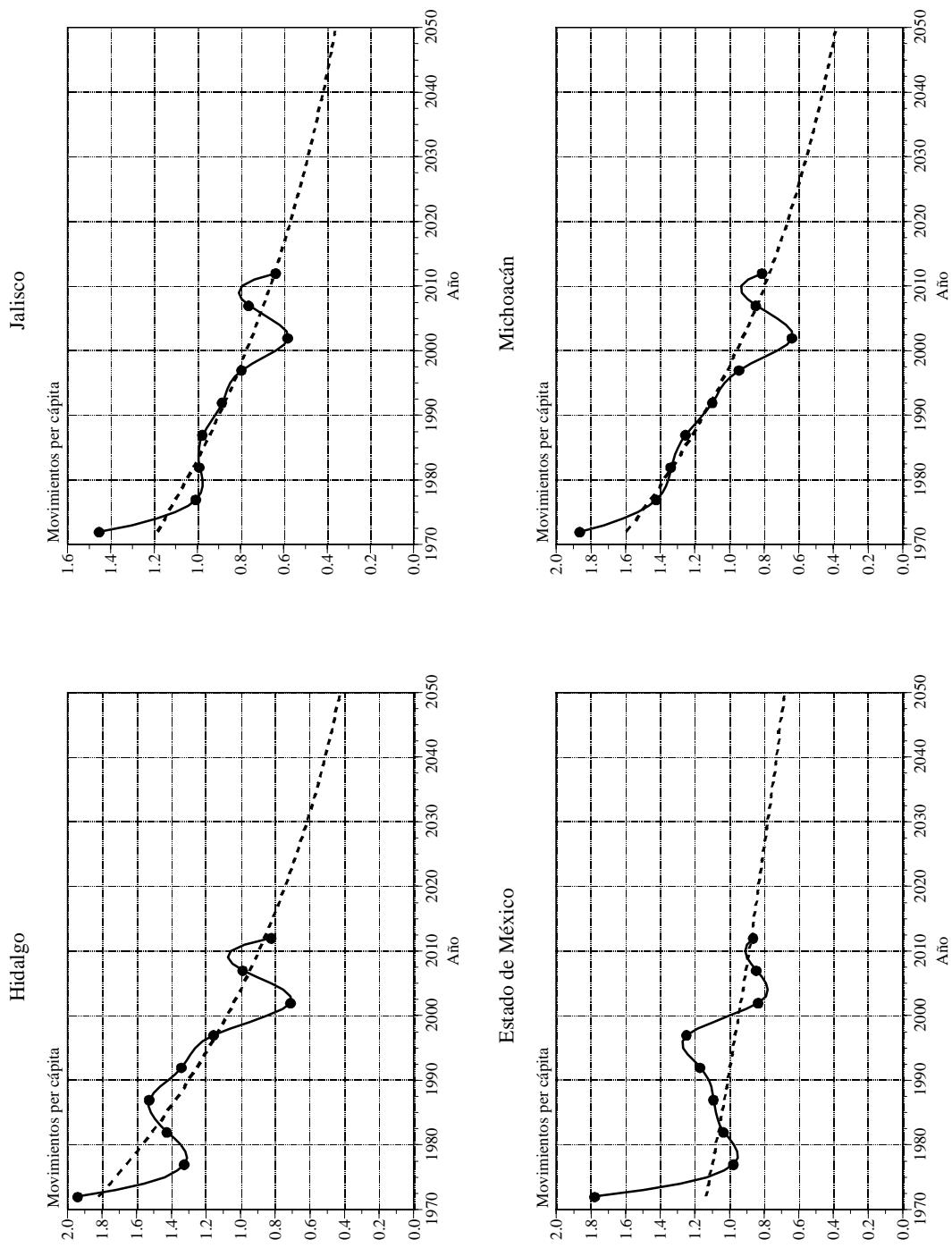
Gráfica 3.4.
(Continúa)



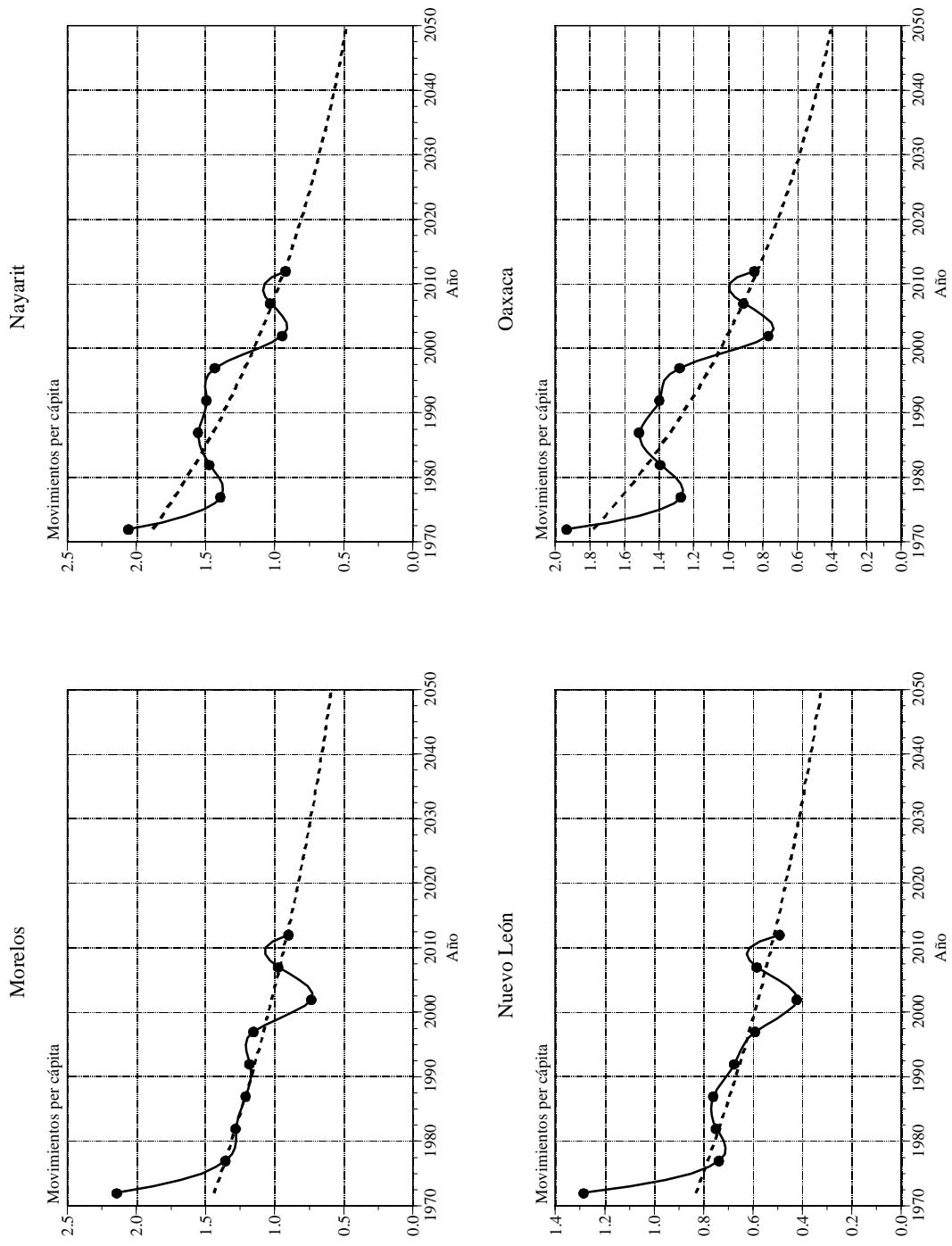
Gráfica 3.4.
(Continúa)



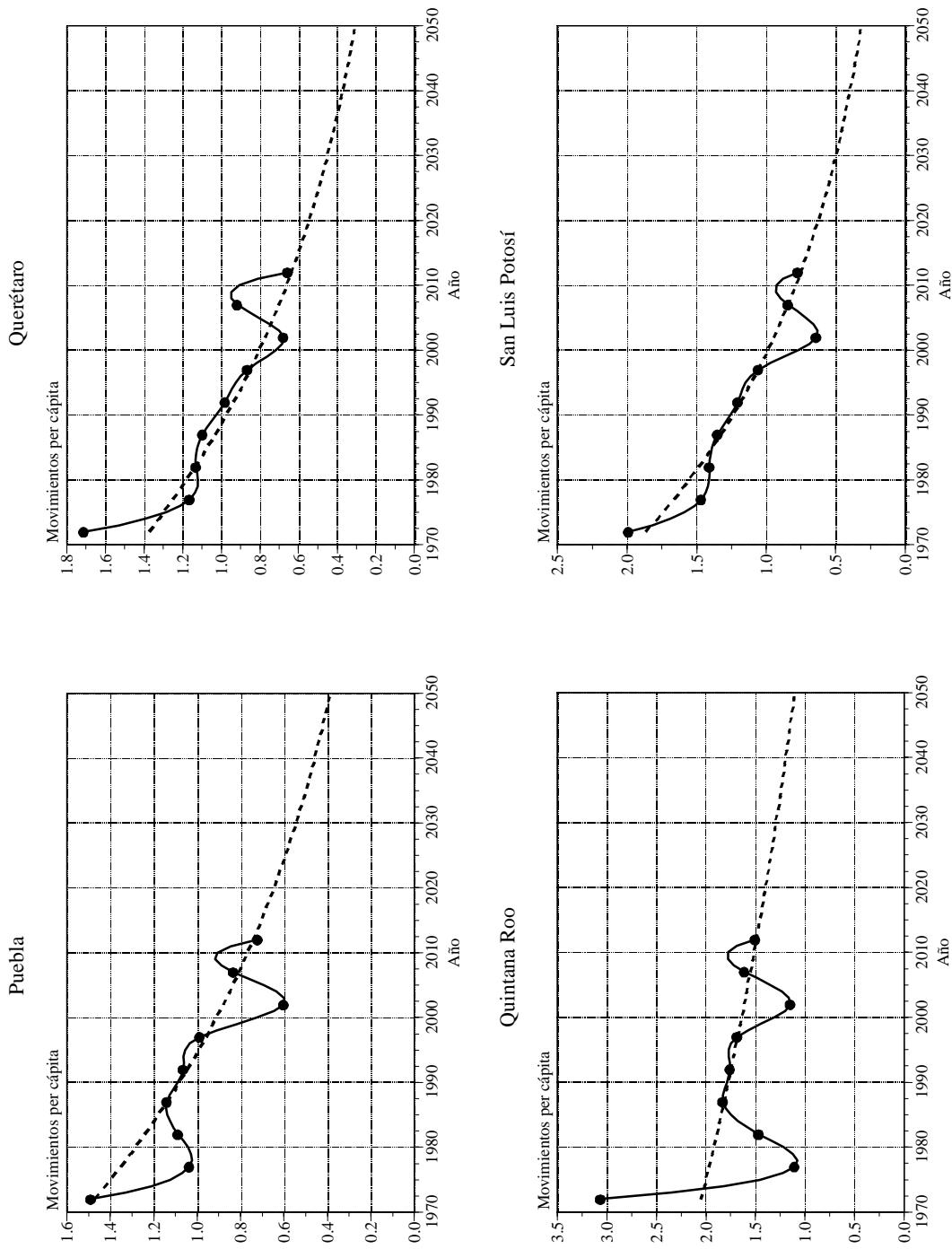
Gráfica 3.4.
(Continúa)



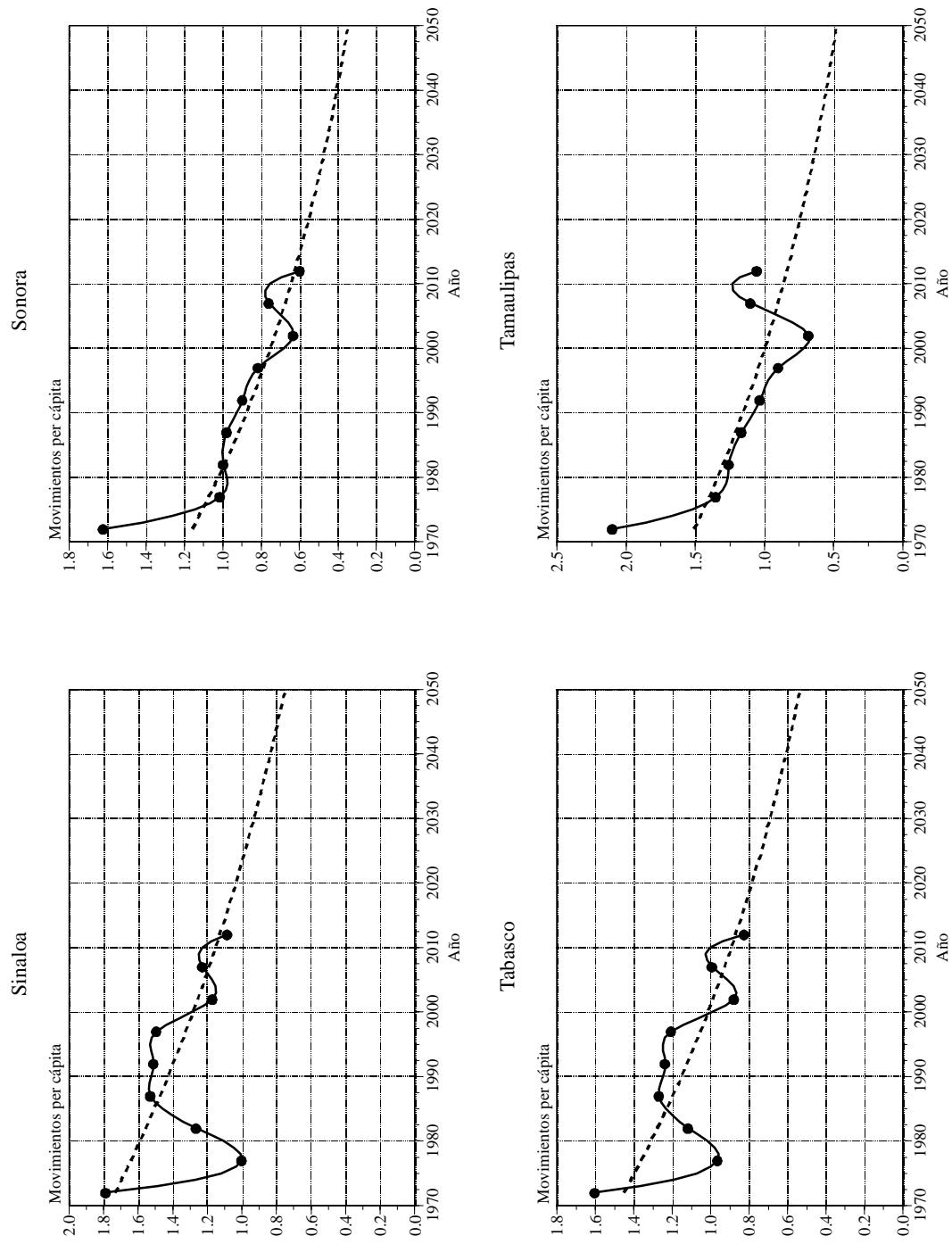
Gráfica 3.4.
(Continúa)



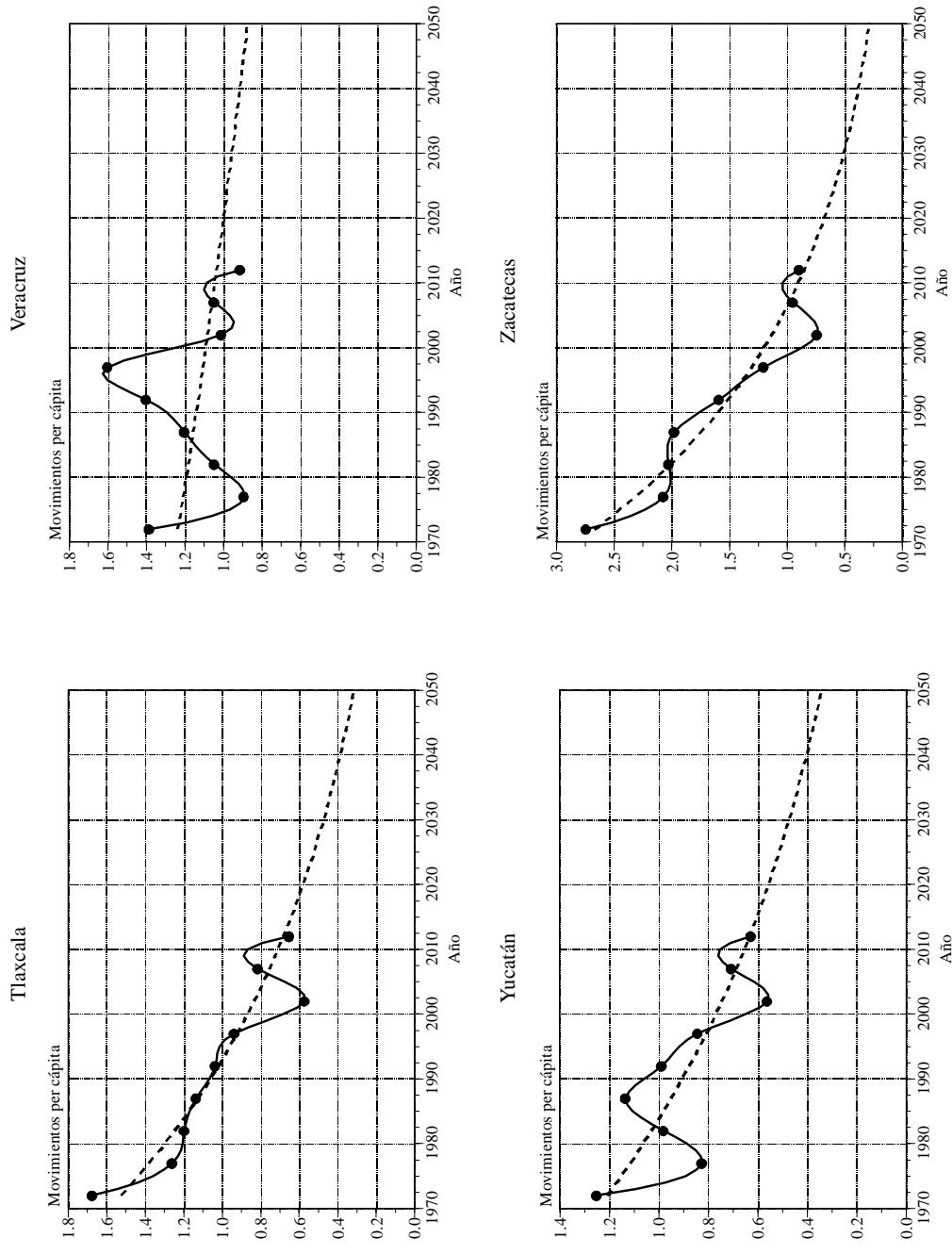
Gráfica 3.4.
(Continúa)



Gráfica 3.4.
(Continúa)



Gráfica 3.4.
(Concluye)



Fuente: Cálculos propios a partir de los censos de 1980 a 2010, conteo de 2005 y encuesta intercensal de 2015.