

# Niveles de mortalidad infantil y fecundidad en México, por entidad federativa, 1990

JOSÉ GÓMEZ DE LEÓN CRUCES  
Y VIRGILIO PARTIDA BUSH

## 1. INTRODUCCIÓN

**L**A MEDICIÓN RIGUROSA es un aspecto fundamental de los estudios de mortalidad infantil. Sin embargo, junto con la importancia que reviste esta variable como un indicador comparativo de salud, es característico enfrentarse a la dificultad de su medición. La norma casi generalizada es que las estimaciones de la mortalidad infantil a partir de datos de defunciones y de nacimientos tiendan a subestimar sensiblemente el nivel de este indicador. México no es la excepción: para 1990 el cálculo directo de la mortalidad infantil arroja una cifra de 26.6 defunciones de menores de un año por mil nacimientos, mientras que estimaciones más razonables indican una tasa de 34.8 por mil. Ello implica un subregistro del 23 por ciento.

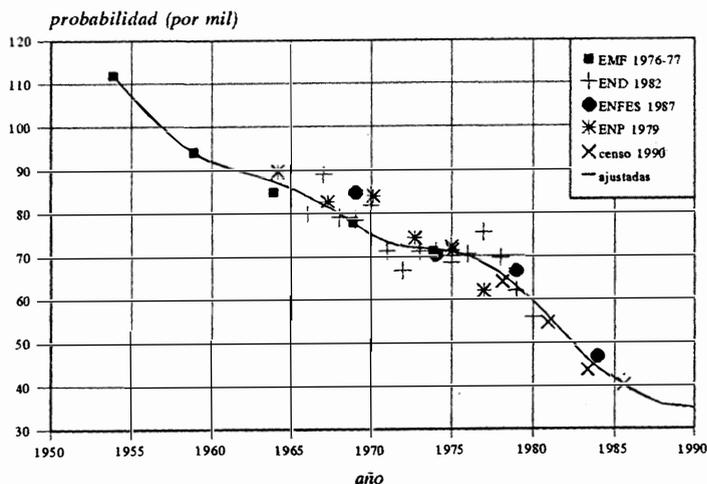
En este documento presentamos estimaciones corregidas de la mortalidad infantil en México en dos planos, uno temporal y otro espacial. Sobre el tiempo, reconstruimos la mortalidad infantil (por sexo) para el período 1950-1990; sobre el espacio, presentamos estimaciones de la mortalidad infantil por entidad federativa para 1990.

## 2. LA TENDENCIA SECULAR DE LA MORTALIDAD INFANTIL EN EL NIVEL NACIONAL PARA EL PERÍODO 1950-1990

Para el nivel nacional, la información más fidedigna de que se dispone para estimar la mortalidad infantil es la proveniente de las encuestas demográficas. Existen dos modalidades al respecto: una, donde se identifica directamente la sobrevivencia infantil a partir de la historia de alumbramientos de las madres; otra, donde la mortalidad se estima por *métodos indirectos* a partir de la proporción de hijos

fallecidos (sobre los nacidos vivos), clasificados por la edad de la madre.<sup>1</sup> Las estimaciones directas son preferibles porque no se requieren los supuestos de algún modelo intermedio para su estimación.<sup>2</sup> De este género de estimaciones se dispone en tres encuestas: la Encuesta Mexicana de Fecundidad (EMF-1976), la Encuesta Nacional Demográfica (END-1982), y la Encuesta Nacional de Fecundidad y Salud (ENFES-1987). Para calcular estimaciones indirectas, se dispone de la Encuesta Nacional de Prevalencia en el Uso de Métodos Anticonceptivos ENP-1979) y de los censos de población de 1980 y 1990.

Gráfica 1  
PROBABILIDADES DE MORTALIDAD INFANTIL  
OBSERVADAS Y AJUSTADAS, 1954-1990



FUENTE: Gómez de León y Partida (1992).

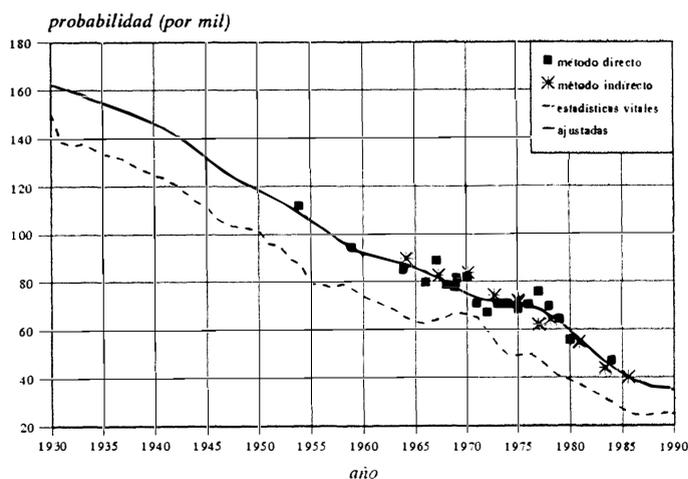
En la gráfica 1 se presentan las estimaciones que se obtienen de la probabilidad de fallecer  $q_0$  según la distintas encuestas y el censo de 1990. Como puede apreciarse, resalta un patrón de disminución secular de la mortalidad infantil desde 1954, con tres aminoraciones moderadas en la velocidad de caída: una entre 1960-65, otra entre 1970-75, y una última entre 1988-90. Estas variaciones se aprecian bien en el modelo matemático que ajustamos sobre las estimaciones puntuales de las encuestas y del censo. Es de destacar que, sobre todo en el periodo 1955-90, la disminución de la mortalidad infantil ha alcanzado casi 70 por ciento, con una tasa promedio de reducción de 3.0 por ciento al año.

<sup>1</sup> En la práctica, la proporción de hijos fallecidos — $pf$ — se calcula como  $pf(i) = 1 - [hs(i)/hmv(i)]$ , donde  $hs(i)$  es el número de hijos sobrevivientes y  $hmv(i)$  es el número de hijos nacidos vivos de las mujeres clasificadas en siete grupos de edad donde  $i=1$  se refiere al grupo 15-19,  $i=2$  al grupo 20-24, y así sucesivamente.

<sup>2</sup> Para una revisión de los supuestos implícitos en los métodos basados en *multiplicadores* para convertir  $pf(i)$  en probabilidades de fallecer  $q_p$ , véanse: Brass y Coale (1968), Sullivan (1972), Trussell (1975), Gómez de León (1978), Palloni (1980).

En seguida comparamos —en la gráfica 2— las probabilidades de fallecer en el primer año de vida ajustadas  $q_0$  con las estimaciones anuales que se obtienen de las estadísticas vitales.<sup>3</sup> Es notable el paralelismo que se aprecia entre las dos series, indicando una subcobertura prácticamente constante que oscila entre 20 y 30 por ciento. Salvo algunas irregularidades que acercan las tasas observadas con las ajustadas, sólo se nota una ligera tendencia en la reducción del subregistro a partir de 1980. El hecho de que el subregistro sea en gran medida constante permite valerse de los datos de estadísticas vitales para reconstruir hacia atrás la tendencia secular de la reducción de la mortalidad.<sup>4</sup> Esto se ilustra en la gráfica 2, donde se presentan las probabilidades de fallecer  $q_0$  observadas y ajustadas para el período más amplio entre 1930 y 1990. En el segmento extrapolado hacia atrás se aprecian dos momentos: una baja moderada durante los años treinta, seguida de una reducción más marcada entre 1940 y 1960, caracterizada por una pendiente similar a la que se aprecia entre 1975 y 1985.

Gráfica 2  
PROBABILIDADES DE MORTALIDAD INFANTIL AMBOS SEXOS,  
1930-1990



FUENTE: Gómez de León y Partida (1992)

Por último, para estimar la mortalidad infantil en 1990 recurrimos de nuevo a una extrapolación, guiada por la tendencia que se aprecia en las tasas observadas. La extrapolación consistió en proyectar con una reducción moderada el ajuste obtenido hasta 1986, apegándonos a la aminoración que se aprecia en la serie de

<sup>3</sup> Las probabilidades  $q_0$  que se derivan de estadísticas vitales se refieren a promedios trienales en los nacimientos y en las defunciones. Su cálculo se detalla en el Apéndice.

<sup>4</sup> La estimación puntual más antigua de que se dispone (no proveniente de estadísticas vitales) corresponde a 1954 y se deriva de la EMF-1976.

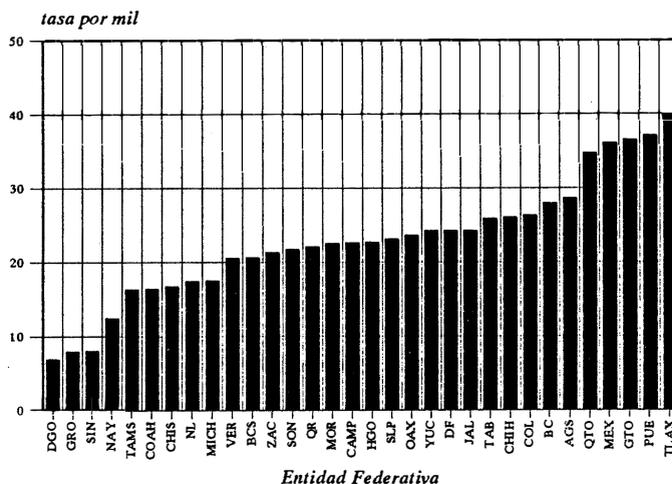
las tasas observadas a partir de 1988.<sup>5</sup> El valor que obtenemos para 1990 indica una mortalidad infantil de 34.82 por mil. Seguramente el estancamiento observado entre 1989 y 1990 es coyuntural y puede esperarse que a partir de 1991 la disminución recobre fuerza.

### 3. LAS TASAS OBSERVADAS DE MORTALIDAD INFANTIL EN 1990

Un hecho desafortunado que sigue limitando el valor de las estadísticas vitales es el significativo grado de subregistro de que adolecen. Esto es particularmente grave en el caso de las defunciones. Por su parte, el registro de nacimientos se ve también sensiblemente alterado por el reporte tardío, a tal grado que en la serie de nacimientos registrados apenas si es perceptible la disminución de la fecundidad.

En la gráfica 3 se muestran las tasas de mortalidad infantil que se obtienen de su cálculo tradicional a partir de los datos del registro civil. Para facilitar su inspección, las tasas se muestran en orden ascendente por entidad federativa. El estado con la mortalidad más baja resulta ser Durango (6.9 por mil), seguido de Guerrero y Sinaloa (8.0 y 8.1 por mil, respectivamente). En el grupo que sigue sorprende ver a Chiapas y a Michoacán con una mortalidad infantil del mismo orden de magnitud que Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas (alrededor de 17.0 por mil). Es llamativo también que Oaxaca muestre una mortalidad infantil prácticamente equivalente a la del Distrito Federal: 23.7 por mil frente a 24.2 por mil, respectivamente.

Gráfica 3  
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL OBSERVADAS  
POR ENTIDAD FEDERATIVA, 1990



<sup>5</sup> El freno que se aprecia en la reducción de la mortalidad infantil a partir de 1988 se debe fundamentalmente al repunte epidémico que registró el sarampión en 1989 y 1990.

En el otro extremo del ordenamiento, Tlaxcala aparece con la mortalidad más elevada del país (40.0 por mil), seguido por Puebla (37.1 por mil), Guanajuato (36.6 por mil), el Estado de México (36.1 por mil) y Querétaro (34.8 por mil). El ordenamiento general que se obtiene resulta inverosímil a la luz del perfil socio-económico que caracteriza a los estados, y por la marcada dependencia que existe entre la mortalidad infantil y dichas características. Más adelante abordamos con detalle esta relación. Por el momento, de la gráfica 3 queremos retener la clara evidencia que señala deficiencias serias —selectivas por estado— en los datos que normalmente se utilizan para calcular en forma directa la mortalidad infantil. En el resto de este documento, nuestras estimaciones de mortalidad infantil se hacen a partir de *métodos indirectos*.

#### 4. LOS INSUMOS BÁSICOS PARA LA APLICACIÓN DE MÉTODOS INDIRECTOS

Es de sobra conocida la utilidad de los métodos demográficos *indirectos* de estimación de la mortalidad infantil y juvenil cuando los datos del registro civil son deficientes. No juzgamos necesario repetir aquí el detalle de los principios sobre los que descansan estos métodos (véase: Naciones Unidas, 1983:73-81). Basta señalar que consisten en convertir la proporción de hijos fallecidos por mujer — $pf(i)$ — (clasificada por edad de la madre) en probabilidades de muerte  $q(x)$  según multiplicadores  $k(i)$  *ad hoc* de la forma:

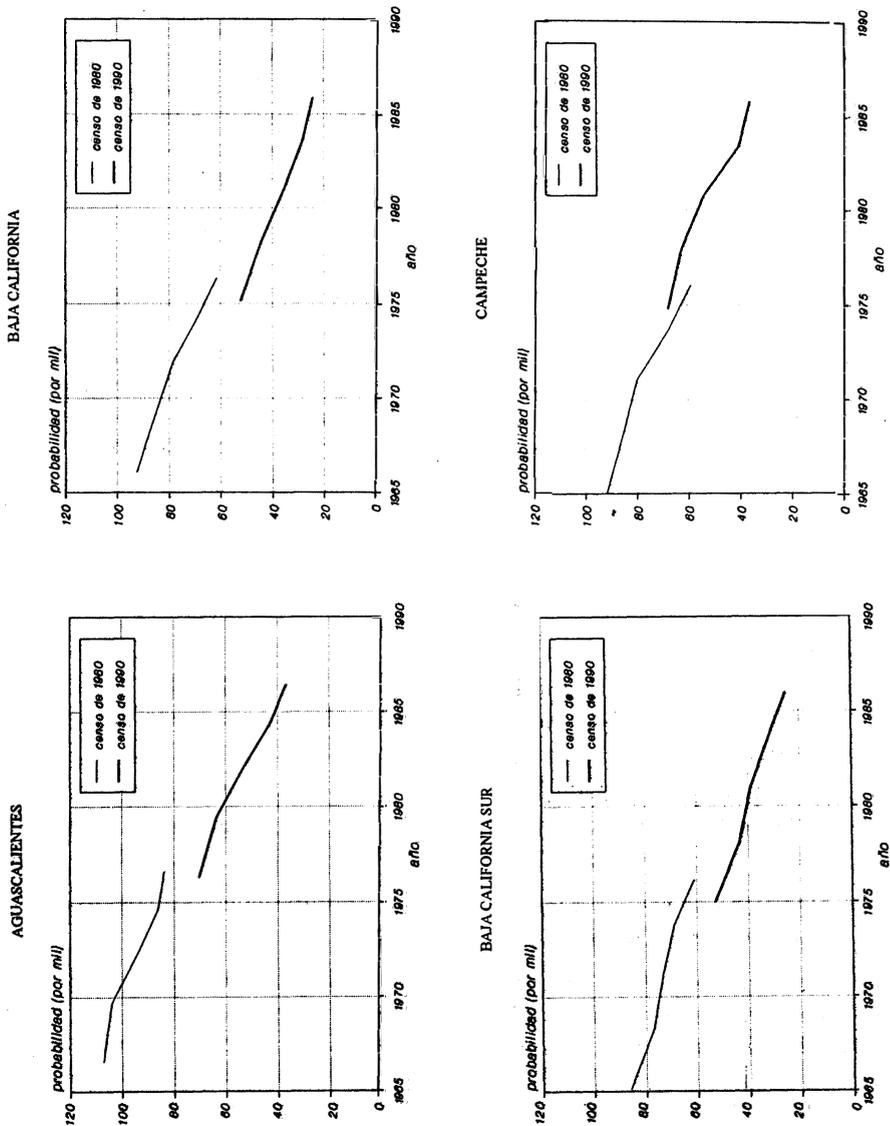
$$q(x) = k(i) \times pf(i),$$

donde:

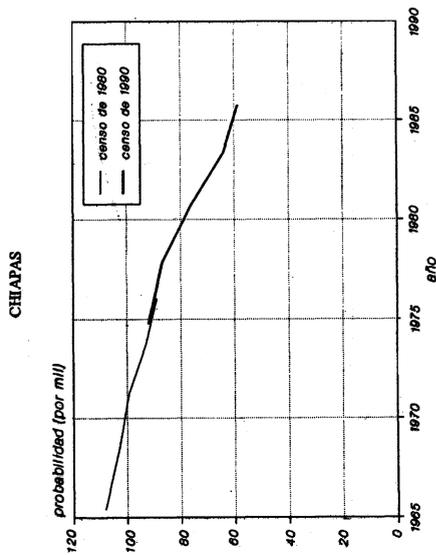
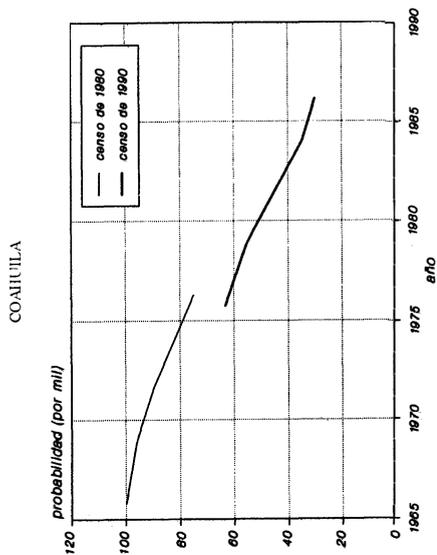
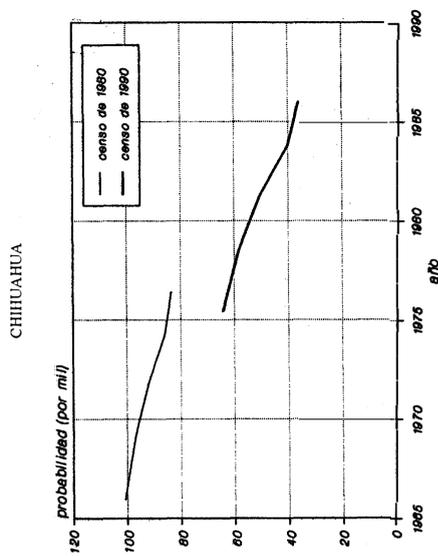
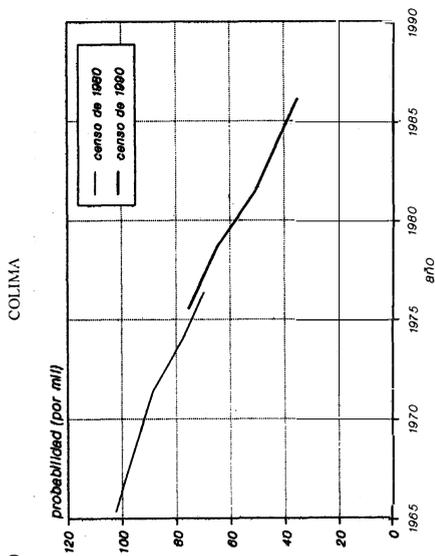
- $k(i)$  depende de la fecundidad; esencialmente de la edad a la que se inicia la vida reproductiva y de la rapidez con la que aumenta la paridad de las madres jóvenes;
- los índices  $i$  y  $x$  se relacionan según las siguientes díadas  $(i, x) = (1,1), (2,2), (3,3), (4,5), (5,10), (6,15), (7,20)$ , de tal forma que  $q(x)$  se refiere a la probabilidad de morir entre el nacimiento y las edades  $i = 1,2,3,5,\dots, 20$ ; y
- el índice  $i$  se refiere a los siete grupos quinquenales clásicos de edad reproductiva  $(x, x + 5)$ , iniciando con  $x = 15$ .

En los censos de población y vivienda de 1980 y 1990 se preguntó a todas las mujeres mayores de 12 años el número de hijos nacidos vivos y el número de hijos sobrevivientes. Las respuestas a estas dos preguntas —tabuladas por edad  $i$  de las mujeres— permite determinar el promedio de hijos nacidos vivos por mujer  $hnv(i)$  y el promedio de hijos fallecidos por mujer  $hf(i)$ . Del cociente de estos dos valores se obtiene la proporción de hijos fallecidos por mujer  $pf(j) = hf(j)/hnv(i)$ . Se dispone pues de información para estimar la mortalidad por métodos indirectos en 1980 y 1990.

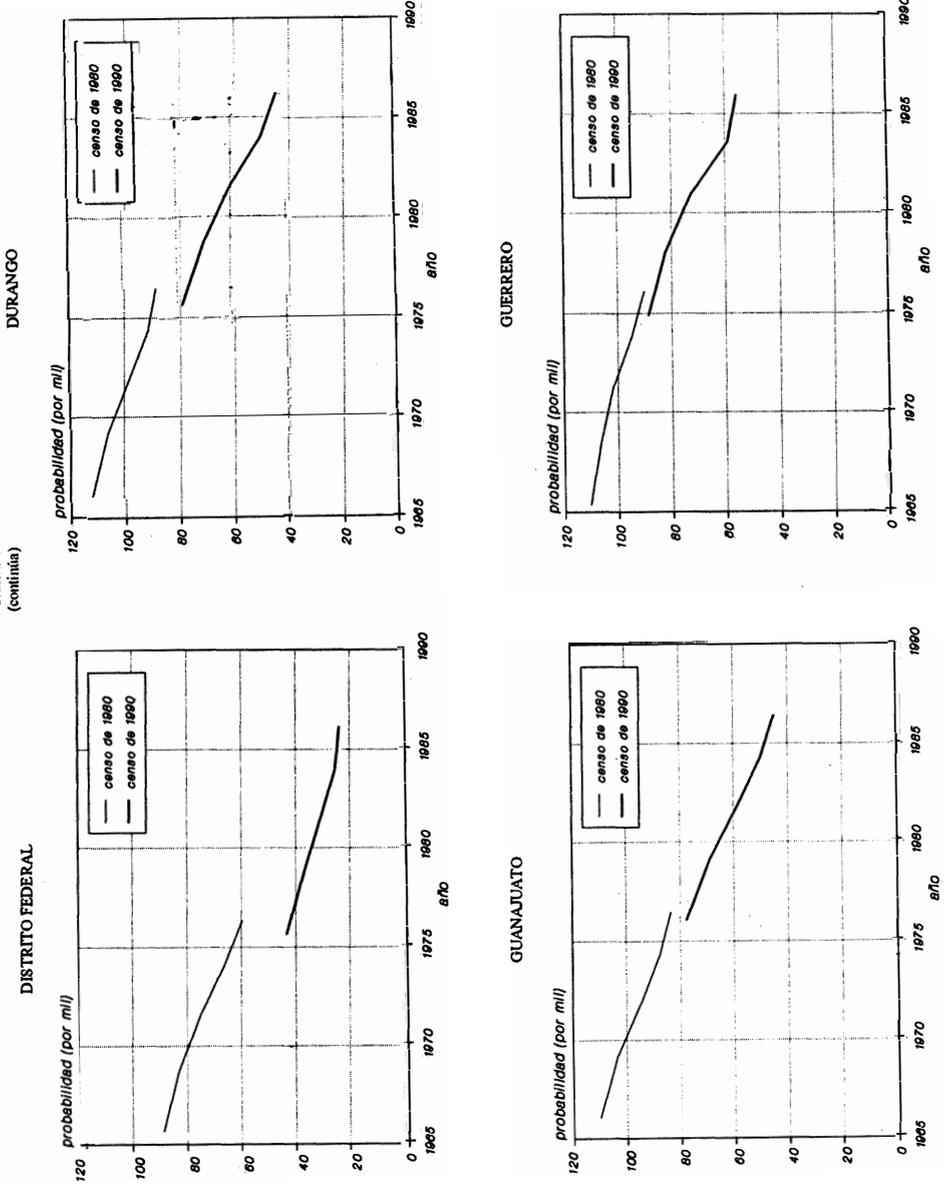
Gráfica 4  
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL DEDUCIDAS DE LOS CENSOS  
DE 1980 Y 1990



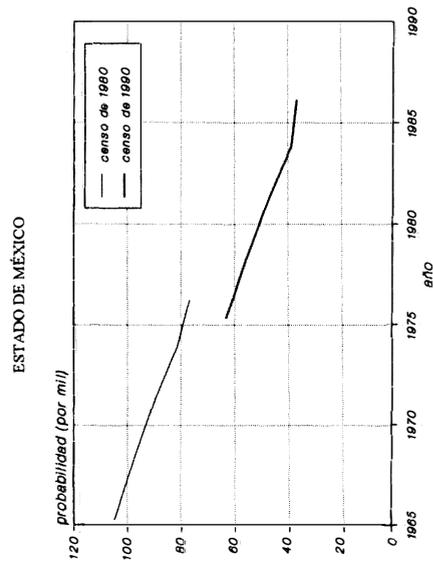
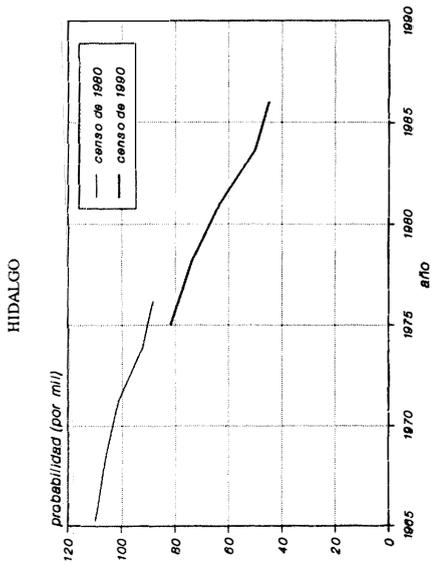
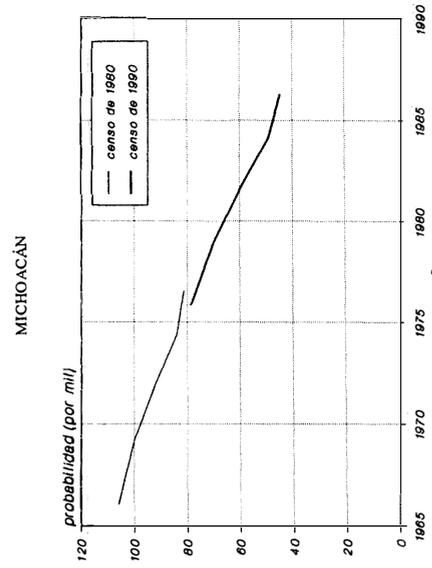
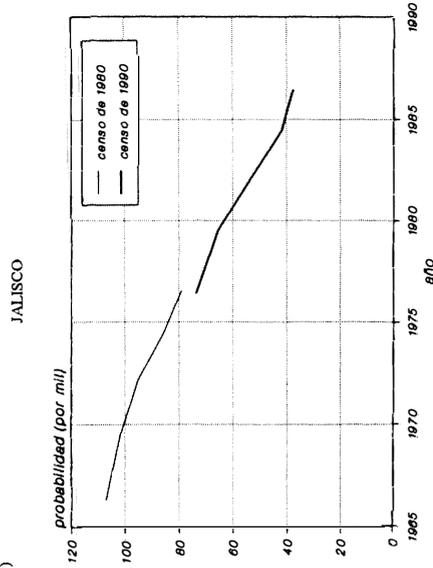
Grafica 4  
(continúa)



Gráfica 4  
(continúa)

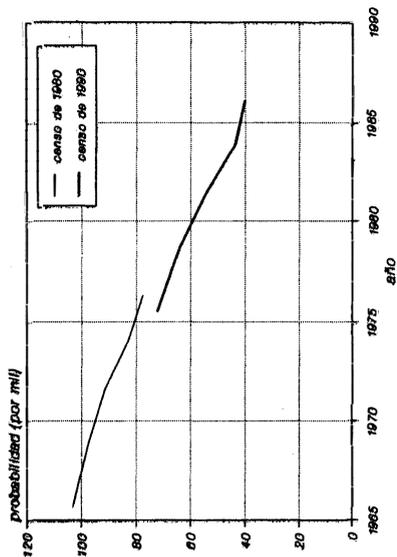


Gráfica 4  
(continúa)

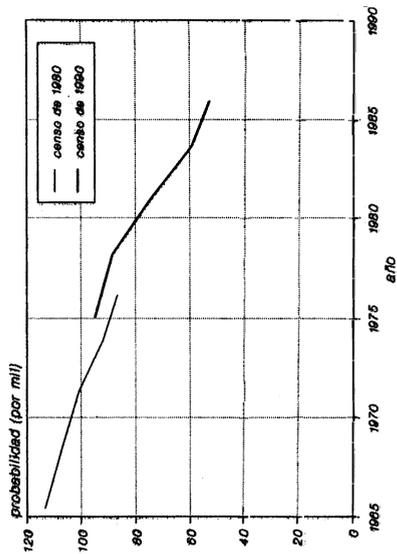


Gráfica 4  
(continúa)

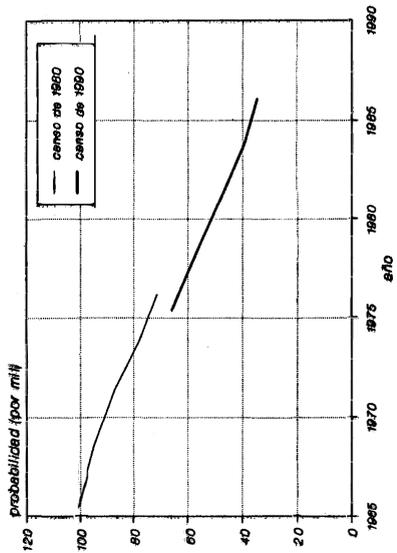
REPÚBLICA MEXICANA



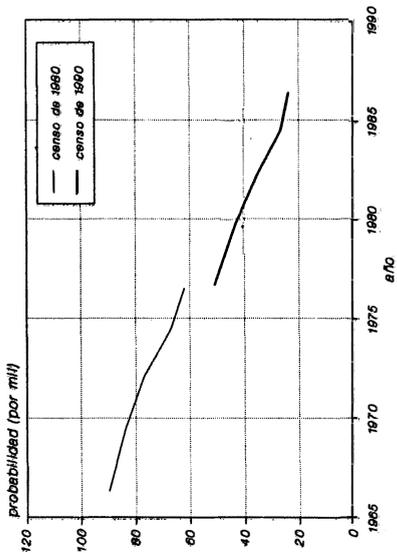
OAXACA



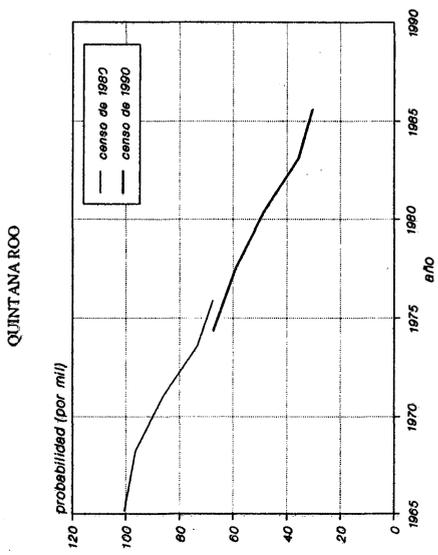
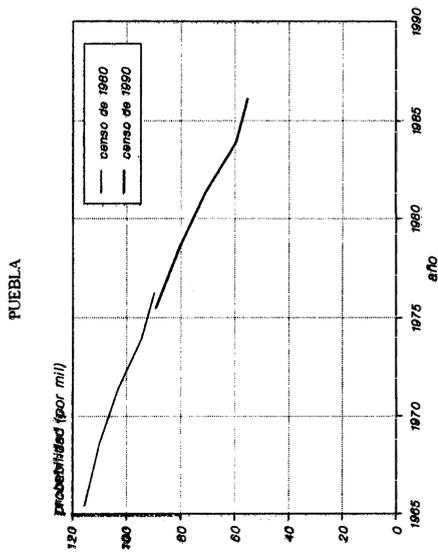
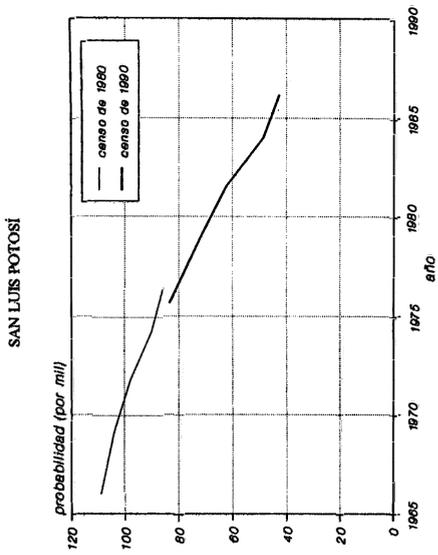
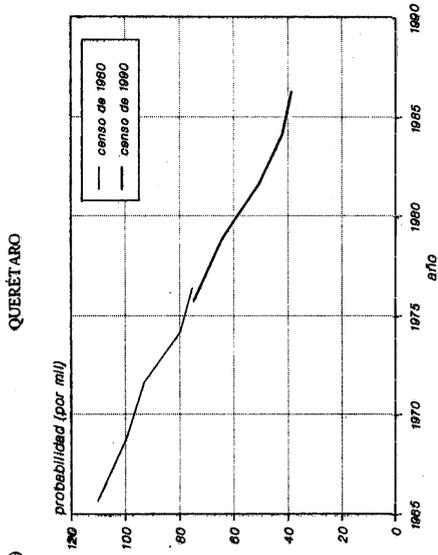
MORELOS



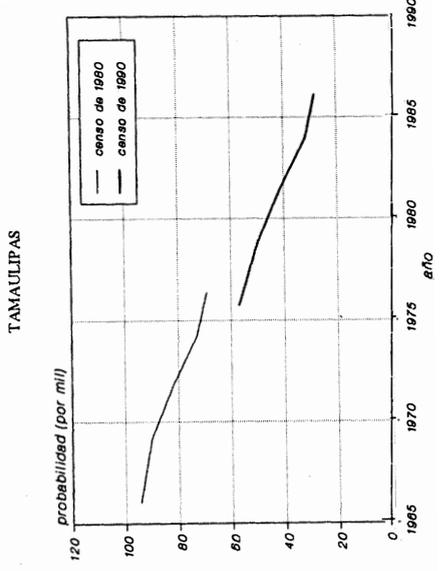
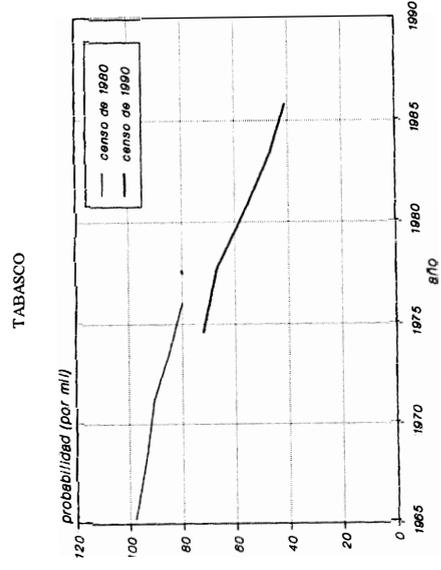
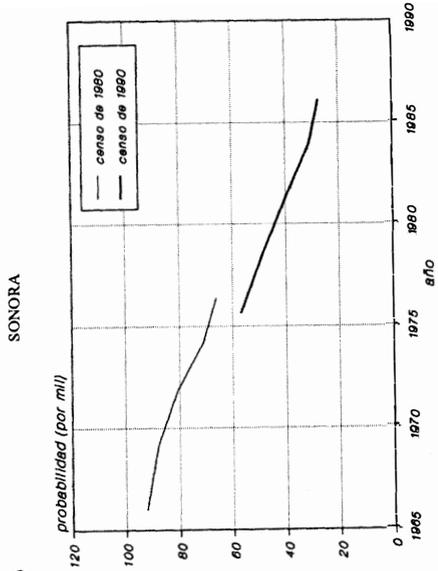
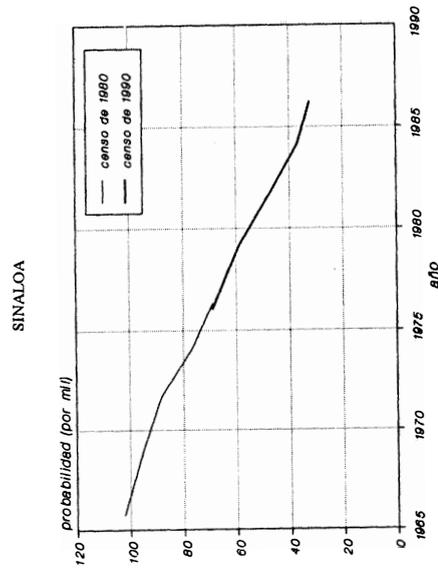
NUEVO LEÓN



Gráfica 4  
(continúa)

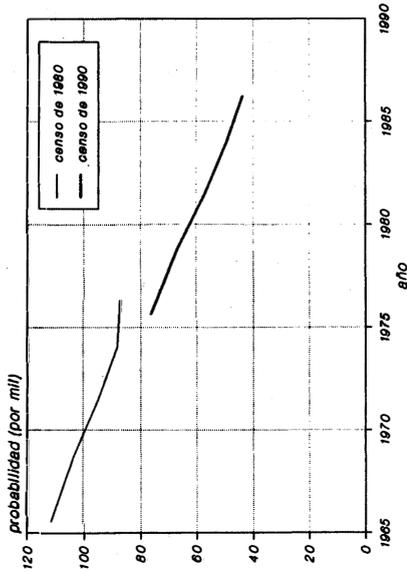


Gráfica 4  
(continúa)

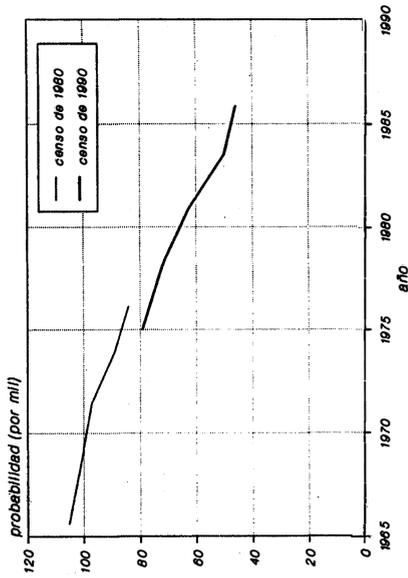


Gráfica 4  
(continúa)

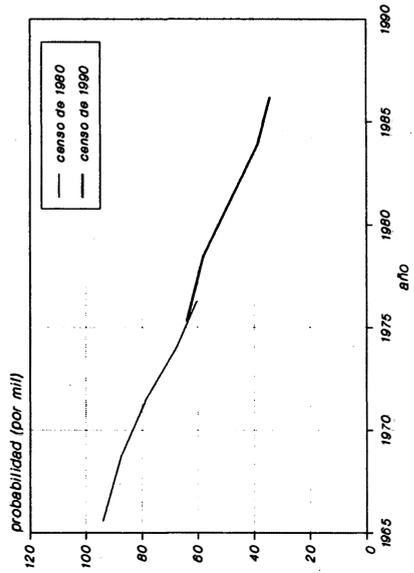
TLAXCALA



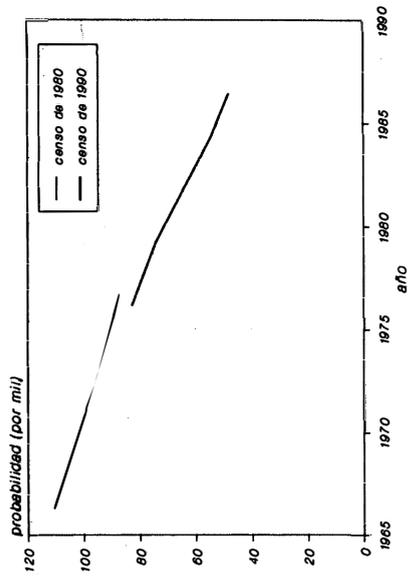
VERACRUZ



YUCATÁN



ZACATECAS



Ahora bien, puesto que las proporciones  $pf(i)$  se refieren a la experiencia acumulada de las madres hasta la edad  $i$ , los distintos grupos de edad representan distintas duraciones de "exposición al riesgo" de mortalidad. Así por ejemplo, las madres jóvenes reportan fallecimientos que ocurrieron necesariamente en un período cercano a la fecha del censo, mientras que las madres de edad elevada reportan fallecimientos que pudieron haber ocurrido con bastante anterioridad al censo. Esto hace que la mortalidad  $q(x)$  pueda situarse retrospectivamente en el tiempo (Naciones Unidas, 1983: 73-81). En la práctica, es más útil valerse de esta peculiaridad para referir un valor determinado de la mortalidad, digamos la mortalidad infantil  $q(1)$ , y seguir su evolución en el tiempo. Esto es precisamente lo señalado en la gráfica 1 para los valores correspondientes a la ENP-1979 y al censo de 1990.

##### 5. LAS TENDENCIAS DE LA MORTALIDAD INFANTIL POR ESTADOS SEGÚN LOS RESULTADOS DE LOS CENSOS DE 1980 Y 1990

En esta sección reportamos los resultados que obtenemos en cuanto a la tendencia secular de la mortalidad infantil en cada entidad federativa. La gráfica 4 señala las tendencias (y los niveles) de  $q(x)$  que se obtienen de las  $pf(i)$  respectivas para los censos de 1980 y 1990.<sup>6</sup> En términos generales se aprecia una tendencia relativamente uniforme al descenso de la mortalidad infantil. Esto es más perceptible en los casos donde los niveles que resultan de los dos censos concuerdan, como es el caso de Chiapas, Michoacán, Nayarit, Puebla, Querétaro, Quintana Roo, San Luis Potosí, Sinaloa y Yucatán. Por el momento, dejamos de lado la falta de concordancia en los niveles para explorar en más detalle las tendencias en el tiempo.

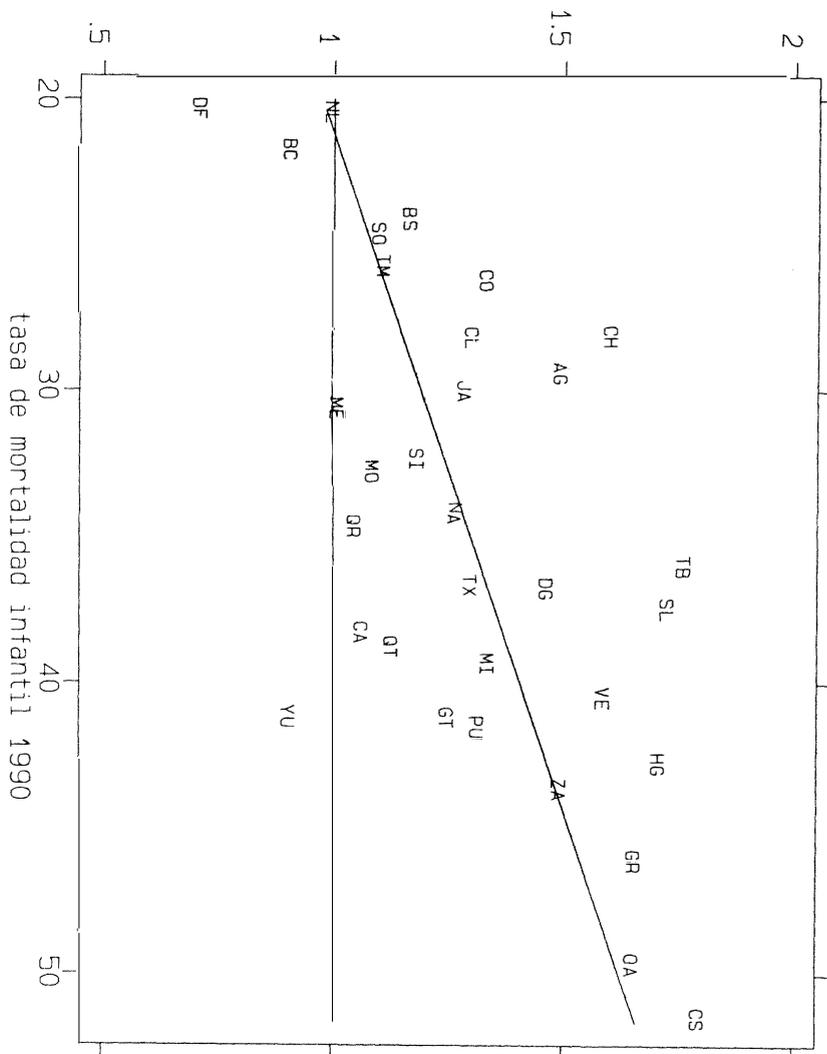
De la inspección de la gráfica 4 destacan tres patrones en cuanto a la velocidad de la disminución de la mortalidad infantil. Uno, donde los dos censos arrojan prácticamente la misma pendiente. Otro, donde la pendiente fue primero acentuada durante los años setenta para luego disminuir en los ochenta (como tipifica el caso del Distrito Federal). Y finalmente, otro donde el cambio en los setenta fue relativamente menor que el de los ochenta (como ilustra el caso de Zacatecas). Para precisar estos tres casos calculamos mediante regresión robusta la pendiente de los dos segmentos, correspondientes a los censos de 1980 y 1990.

En la gráfica 5, en el eje de las ordenadas, se contrastan estas dos pendientes. Es de notar que la mayor parte de los estados tuvieron una mayor pendiente en la década alrededor de 1980 que en la década alrededor de 1970.<sup>7</sup> Sobresalen las rápidas pendientes de cambio en Oaxaca, San Luis Potosí, Hidalgo, Chiapas,

<sup>6</sup> Se seleccionaron sólo las  $pf(i)$  correspondientes a los grupos  $i = 3, \dots, 7$  excluyéndose los primeros debido a que las mujeres entre 15 y 24 años tienen una experiencia acumulada (exposición al riesgo) muy reducida, y ello hace que los resultados del método sufran variaciones aleatorias (Hill, 1991: 376). La estimación se hizo con la tabla modelo *Sur* de Coale y Demeny (1982).

<sup>7</sup> Ello hace que la tendencia nacional se caracterice por este patrón.

pendientes 1990/1980



Gráfica 5  
CORRELACIÓN DEL COCIENTE DE LAS PENDIENTES LINEALES CON EL NIVEL DE LA MORTALIDAD INFANTIL ESTIMADA PARA 1990

Guerrero, Veracruz, Tabasco y Chihuahua, caracterizados por tener pendientes relativamente bajas en los setenta. En el caso opuesto, sólo se identifica claramente al Distrito Federal, con una notable reducción de su pendiente de cambio en los ochenta frente al cambio en los setenta. Por último, siete estados parecen no haber tenido modificaciones sustantivas en su pendiente de cambio durante las dos décadas: Quintana Roo y Campeche en el sureste; Sonora, Tamaulipas y Nuevo León en el norte; y Morelos y el Estado de México en el centro.

Ahora bien, aunque la relación de las pendientes de cambio en las décadas de 1970 y 1980 es muy sugestiva, un aspecto sumamente revelador es contrastarla con el nivel de la mortalidad infantil. En la gráfica 5 relacionamos, para cada entidad federativa, el cociente de las pendientes arriba señaladas con el nivel de la mortalidad infantil estimado para 1990.<sup>8</sup> Es evidente que se dibuja una marcada relación: los estados con mortalidad más elevada son aquellos para los cuales la velocidad de disminución de la mortalidad es más acentuada; por el contrario, los estados con mortalidad más baja —el Distrito Federal en forma muy señalada— han entrado ya en una fase de aminoración en la velocidad de reducción.<sup>9</sup>

## 6. EL NIVEL DE LA MORTALIDAD INFANTIL POR ENTIDAD FEDERATIVA EN 1990

Como se aprecia en la gráfica 4, los niveles de mortalidad infantil según los censos de 1980 y 1990 no son por lo general concordantes. Además, el ordenamiento estatal que resulta en ambos casos sugiere, en forma parecida a lo que observamos para la mortalidad directamente estimada, que subsisten algunas irregularidades, las cuales merecen un análisis más detenido. Una primera fuente de anomalías puede ser los datos mismos que sirven de insumo para los métodos indirectos. Cabe señalar aquí que las proporciones de hijos fallecidos  $pf(i)$  —así como los promedios  $hnu(i)$  y  $hf(i)$ — resultan de respectivas preguntas censales sobre hijos nacidos vivos e hijos sobrevivientes, y que, presumiblemente, pueden no tener la misma calidad de respuesta en todos los estados. En el resto de esta sección exploramos esta posibilidad. Para evitar el efecto que en la calidad de la información puede tener la edad de las madres,<sup>10</sup> nos concentramos sólo en las mujeres entre 25 y 34 años cumplidos. En lo sucesivo, evitamos la referencia al índice  $i$  de los grupos de edad y simplemente denotamos por  $pf$ ,  $hnu$  y  $hf$  la proporción y los promedios correspondientes para las mujeres en el grupo de edad 25-34.

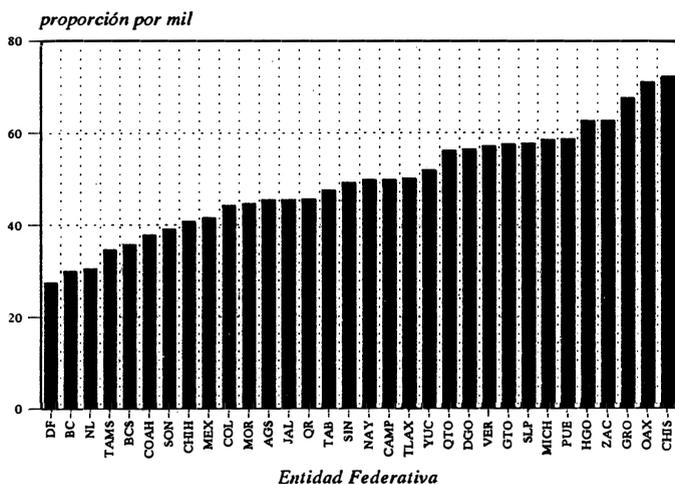
<sup>8</sup> El cálculo de la estimación para 1990 se detalla en las secciones 8 y 9. Para fines del argumento señalado en la gráfica 5, resulta prácticamente irrelevante si hubiéramos escogido como punto de referencia la mortalidad en algún otro año próximo a 1990.

<sup>9</sup> Vale la pena destacar los casos que se apartan del patrón indicado: Yucatán es claramente un caso *sui generis* pues muestra una aminoración en la disminución con una mortalidad todavía relativamente elevada. En el caso opuesto se encuentran Chihuahua y Aguascalientes, que muestran un gradiente elevado de disminución para una mortalidad intermedia-baja.

<sup>10</sup> Ya mencionamos antes en esta sección que las respuestas de madres jóvenes tienden a contener sesgos.

En la gráfica 6 mostramos la distribución que resulta de ordenar de menor a mayor las *pf* por entidad federativa. Aparece en forma bastante conspicua un marcado aterrazamiento según el cual distintos grupos de estados tienen prácticamente el mismo valor de *pf*. Es de notar, por ejemplo, el *plateau* que forman estados tan disímolos como Yucatán, Morelos, Estado de México, Campeche, Chihuahua, Jalisco, Colima, Aguascalientes y Querétaro. Un análisis por separado de los ordenamientos de *hf* y *h<sub>nv</sub>* muestra que el aterrazamiento de *pf* proviene principalmente de *hf*, puesto que la distribución de *h<sub>nv</sub>* sigue una progresión gradual, sin trazas de escalonamiento.

Gráfica 6  
PROPORCIONES DE HIJOS FALLECIDOS DEL GRUPO  
25-34 AÑOS, CENSO DE 1990



A continuación analizamos con más detalle los niveles estatales de *hf* y *h<sub>nv</sub>* en función de una serie de variables socioeconómicas seleccionadas por la relación que guardan con la mortalidad infantil y la fecundidad. Las variables en cuestión son:

- $a_1$  el porcentaje de mujeres de 15 años o más *sin primaria* completa
- $a_2$  el porcentaje de la PEA que gana hasta 2 *salarios* mínimos
- $a_3$  el porcentaje de viviendas con *piso de tierra*
- $a_4$  el porcentaje de viviendas que *cocinan con leña* o carbón
- $a_5$  el porcentaje de viviendas *sin excusado*
- $a_6$  el porcentaje de viviendas *sin agua* entubada dentro de la vivienda
- $a_7$  el porcentaje de población que vive en localidades *rurales*
- $a_8$  el porcentaje de nacimientos ocurridos en el *domicilio*

En el cuadro 1 se muestran varias medidas resumen de estas variables, así como de las variables independientes *pf*, *hf* y *h<sub>nv</sub>*. En promedio, el número de hijos

nacidos vivos para las mujeres entre 25 y 35 años es de 2.6 hijos. El mínimo observado es de 1.7 (en el Distrito Federal) y el máximo de 3.2 (en Chiapas). Por su parte el promedio de hijos fallecidos es de 0.13 hijos, con un intervalo que va desde 0.05 (en el Distrito Federal) hasta 0.25 (en Chiapas). Lo anterior hace que la proporción media de hijos fallecidos sea de aproximadamente 5.0 por ciento, con valores extremos entre 2.9 por ciento (en el Distrito Federal) hasta casi 8 por ciento (en Chiapas). Las variables socioeconómicas retenidas muestran contrastes notables: mientras en el Distrito Federal el 19 por ciento de las mujeres no llegó a completar la educación primaria, este indicador alcanza el 64 por ciento en Chiapas; mientras sólo el 6 por ciento de las viviendas de Nuevo León no disponen de excusado, esta proporción asciende a 53 por ciento en Guerrero; mientras sólo el 2 por ciento de los nacimientos en Baja California ocurren en el domicilio, el mismo índice es de 82 por ciento en Chiapas.

Cuadro 1  
MEDIDAS RESUMEN DE LAS VARIABLES SOCIOECONÓMICAS SELECCIONADAS

Variable	Media	Mínimo	Máximo		
<i>pf</i>	Proporción de hijos fallecidos (por mil)	49.49	28.85	DF	77.04 CHIS
<i>h<sub>nv</sub></i>	Promedio de hijos nacidos vivos	2.57	1.71	DF	3.19 CHIS
<i>hf</i>	Promedio de hijos fallecidos	0.1306	0.0494	DF	0.2456 CHIS
<i>a<sub>1</sub></i>	Porcentaje de mujeres sin primaria	39.61	19.51	DF	63.72 CHIS
<i>a<sub>2</sub></i>	Porcentaje de la PEA gana menos de 2 mínimos	62.72	39.96	BC	80.08 CHIS
<i>a<sub>3</sub></i>	Porcentaje de viviendas con piso de tierra	20.01	2.12	DF	51.42 OAX
<i>a<sub>4</sub></i>	Porcentaje de viviendas que cocinan con leña	22.15	0.49	DF	64.39 OAX
<i>a<sub>5</sub></i>	Porcentaje de viviendas sin excusado	26.24	6.24	NL	53.33 GRO
<i>a<sub>6</sub></i>	Porcentaje de viviendas sin agua	50.86	17.45	AGS	80.57 OAX
<i>a<sub>7</sub></i>	Porcentaje de población rural	30.88	0.27	DF	60.55 OAX
<i>a<sub>8</sub></i>	Porcentaje de nacimiento en el domicilio	26.43	1.17	BC	82.10 CHIS

En el cuadro 1 se aprecia también que diversas variables están marcadamente concentradas en algún extremo de su distribución,<sup>11</sup> lo cual sugiere que se les someta a alguna transformación para su mejor tratamiento estadístico. Así, en lugar de sus valores observados, las variables *hf*, *a<sub>3</sub>*, *a<sub>4</sub>* y *a<sub>8</sub>*, corresponden a la raíz cuadrada de las proporciones respectivas que refieren, y la variable *a<sub>5</sub>* indica el logaritmo de la proporción de viviendas sin excusado. Antes de pasar al análisis multivariado es interesante referir primero la relación bivariada que guardan las variables *a<sub>1</sub>*, ..., *a<sub>8</sub>* con la variable dependiente *hf*. Éstas se presentan —para cada variable— en la gráfica 7. A continuación referimos brevemente lo más destacado que se aprecia en estas relaciones.

<sup>11</sup> La simple inspección de la media y su relación con el centro de los valores extremos permite comprobar la asimetría de las variables *hf*, *a<sub>3</sub>*, *a<sub>4</sub>*, *a<sub>5</sub>* y *a<sub>8</sub>*.





La escolaridad femenina guarda una muy estrecha relación lineal ( $r^2 = 0.90$ ) con el número de hijos fallecidos: a mayor proporción de mujeres sin primaria completa, mayor es la proporción de hijos fallecidos. Con el mismo sentido y casi en el mismo nivel de relación se encuentra la falta de excusado ( $r^2 = 0.88$ ): a menor disponibilidad, mayor es la mortalidad. Siguen en importancia —por su correlación con  $hf$ — el índice de ruralidad del estado ( $r^2 = 0.87$ ), la proporción de partos atendidos en el domicilio ( $r^2 = 0.83$ ), y la proporción de viviendas donde se cocina con leña ( $r^2 = 0.82$ ). Las tres variables restantes muestran correlaciones menores aunque caracterizadas aún por cierta asociación lineal: piso de tierra ( $r^2 = 0.80$ ), PEA con menos de dos salarios mínimos ( $r^2 = 0.71$ ) y viviendas sin agua ( $r^2 = 0.66$ ).

Es de notar que, para las variables de más alta correlación ( $pf$  con  $a_1$ ,  $a_5$  y  $a_7$ ), existe un grupo de estados que se apartan de la regresión con cierta sistematicidad. Destacan por ejemplo Yucatán, Querétaro y Sinaloa con valores relativamente bajos de  $hf$  para las variables  $a_1$ ,  $a_5$  y  $a_7$ . En situación inversa se encuentran Puebla, Tlaxcala, Tabasco, Chiapas y Guerrero, con mayor porcentaje de  $hf$  que el correspondiente a la regresión de esas variables. Los casos que se apartan del modelo lineal están cerca de representar valores extremos (*ouliers*). Para poder identificarlos con mayor precisión, en la gráfica 8 indicamos —para todas las variables censales  $a_1, \dots, a_8$ — los denominados *added variable plots*. Éstos resultan de inspeccionar, para un modelo multivariado dado, el ajuste suplementario que aporta una variable adicional.<sup>12</sup> Belsley *et al.* (1980) y Mallows (1986) subrayan que los *added variable plots* sirven para identificar valores extremos, mas no para identificar la estructura de un modelo multivariado. Es pues en este sentido en el que los utilizamos.

En la gráfica 8 se aprecia claramente que, en efecto, Puebla, Tlaxcala y Tabasco<sup>13</sup> muestran los más altos residuos positivos para todas las variables retenidas. De igual forma, pero con residuos negativos, aparecen Yucatán, Querétaro y Sinaloa.<sup>14</sup> De estas apreciaciones se desprende la conveniencia de realizar todas nuestras estimaciones estadísticas ulteriores mediante métodos robustos-resistentes de estimación, precisamente por la protección que ofrecen frente a valores extremos (Mosteller y Tukey, 1977).<sup>15</sup> Señalado esto, es conveniente ahora

<sup>12</sup> En el caso de la gráfica 8, el modelo multivariado consistió de las ocho variables censales  $a_1, \dots, a_8$ . Es decir, los *added variable plots* se refieren, para cada caso, a una variable ya incluida en el modelo. A esta variante se le denomina en ocasiones *partial-regression leverage plots*.

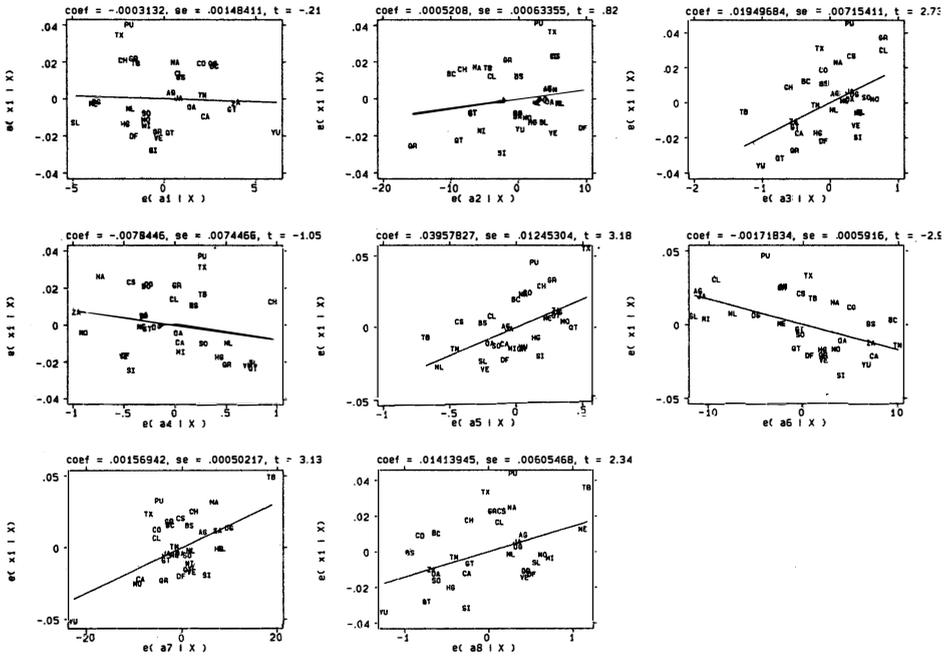
<sup>13</sup> Y en menor grado también Chiapas, Guerrero y Nayarit.

<sup>14</sup> En menor grado le siguen Hidalgo, Quintana Roo y Sonora.

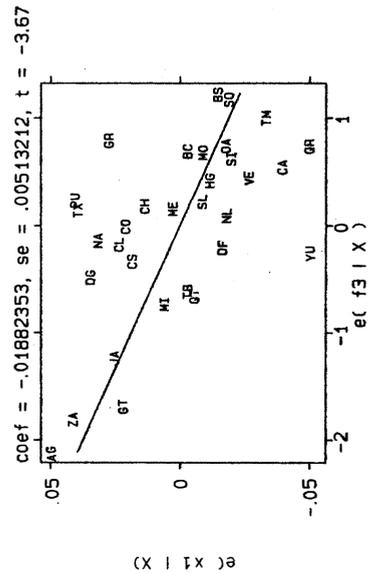
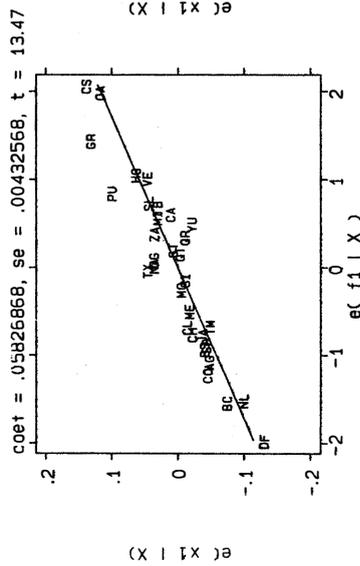
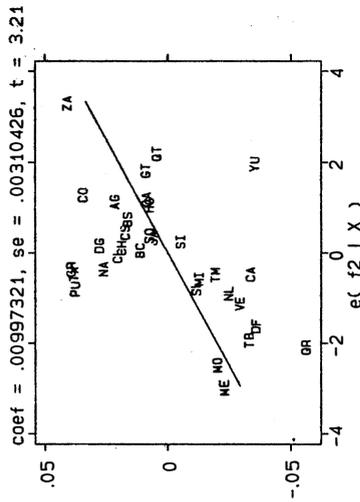
<sup>15</sup> Utilizamos la implementación que proporciona el paquete estadístico STATA, el cual itera primero con la función de ponderación de Huber hasta cierto grado de convergencia, y después itera con la función *biweight* de Tukey. El parámetro de robustez que utilizamos fue  $c=6$ . Para el caso de estimar una media robusta, con este criterio, los casos que tienen residuos  $e_i$  en valor absoluto mayores o iguales a seis veces la MAD (mediana de las desviaciones absolutas de cada residual con respecto a la mediana de todos los residuales) reciben ponderador cero (no entran a la regresión); y los restantes casos reciben ponderadores que aumentan —hasta llegar a la unidad— conforme el valor absoluto del residual disminuye (véase: STATA, 1992).

aclarar que las rectas de regresión marcadas en la gráfica 7 corresponden justamente a la regresión robusta bivariada que se obtuvo en cada caso.

**Gráfica 8**  
**ADDED VARIABLE PLOTS DE LAS VARIABLES  $a_1, \dots, a_8$**   
**EN LA REGRESIÓN MÚLTIPLE SOBRE EL PROMEDIO DE HIJOS FALLECIDOS**



Gráfica 9  
 ADDED VARIABLE PLOTS DE LAS VARIABLES FACTORIALES  $v_1, \dots, v_3$   
 EN LA REGRESIÓN MÚLTIPLE SOBRE EL PROMEDIO DE HIJOS FALLECIDOS



## 7. UN MODELO MULTIVARIADO DEL PROMEDIO DE HIJOS FALLECIDOS HF

En esta sección presentamos los resultados de un modelo de regresión múltiple donde la variable dependiente es el promedio de hijos fallecidos  $hf$  y las variables independientes son las ocho variables que acabamos de inspeccionar:  $a_1, \dots, a_8$ . El propósito es valerse de la regresión para “disciplinar” las respuestas que para cada estado se obtienen del promedio directamente observado de hijos fallecidos  $hf$ . Las relaciones bivariadas arriba descritas revelaron dos resultados sobresalientes: que el índice  $hf$  está estrechamente correlacionado con algunas de las variables estatales retenidas; y que algunos estados se apartan con cierta sistematicidad del patrón que despliega la mayoría de las entidades federativas. Es justamente el valor de  $hf$  para esos estados “discrepantes” el que se busca corregir.

Cabe señalar que en la calidad de las respuestas censales intervienen múltiples factores de donde se derivan los promedios  $hf$ , y que éstos pueden ser diferenciales por estado. Podemos concebir desde factores idiosincráticos en ciertas regiones donde la población tiende a omitir hijos fallecidos, hasta aspectos del operativo censal, o bien particularidades del procesamiento de datos. Con la información de que disponemos es imposible adentrarse de modo más sustantivo en el análisis de estas discrepancias. No hacemos más que, primero, revelar y cuantificar las discrepancias más notables y, segundo, ofrecer un marco estadístico sobre el cual basar la estimación de nuevos valores.

Al inspeccionar las gráficas 7 y 8 es fácil apreciar que algunas de las variables están estrechamente correlacionadas entre sí, lo cual introduce en la regresión los problemas interpretativos típicos de la colinearidad. Para allanar esta dificultad optamos por ortogonalizar las variables mediante su transformación en componentes principales.<sup>16</sup> Dada la redundancia informativa del conjunto  $a_1, \dots, a_8$ , esto permitió también reducir a sólo 3 el número de factores (componentes principales) necesarios. A continuación describimos someramente la condensación de las variables en factores.

Un primer análisis de la dimensionalidad implícita en las variables retenidas lo realizamos estimando factores principales mediante el método de máxima verosimilitud. Valiéndose de la ecuación de log-verosimilitud, este método facilita probar hipótesis sobre el número de factores necesarios.<sup>17</sup> En nuestro caso, dos resultados se desprenden de este análisis: que no se requieren más de cuatro factores para condensar satisfactoriamente la matriz de información de los datos y que la comunalidad de la variable  $a_2$  (PEA que gana menos de dos salarios mínimos) está notablemente ligada a un factor. A la luz de este último resultado decidimos

<sup>16</sup> Antes de proceder a la estimación de componentes principales, las variables  $a_1, \dots, a_8$  fueron estandarizadas, puesto que no todas se miden en las mismas unidades, además de que algunas representan una transformación.

<sup>17</sup> Para una configuración factorial dada, STATA estima dos pruebas estadísticas en donde se contrasta el cociente de verosimilitud del modelo con: *a*) el caso extremo de un modelo sin factores, y *b*) el caso de más factores que los del modelo.

suprimir de todo análisis subsecuente la variable  $a_2$  y retener a cambio sólo tres factores:  $f_1$ ,  $f_2$  y  $f_3$ .

La estimación del modelo factorial definitivo la hicimos mediante un procedimiento iterativo que, para un número predeterminado de factores, busca a cada paso mejorar las comunalidades (es decir, que tiendan a uno), comenzando por el coeficiente de correlación  $r^2$ .<sup>18</sup> Los eigenvalores que resultan —para maximizar con tres factores la varianza explicada— son:  $\lambda_1 = 5.84$ ,  $\lambda_2 = 0.29$  y  $\lambda_3 = 0.22$ . El primer factor contribuye pues con el 91.9 por ciento de la varianza explicada, mientras que los dos siguientes contribuyen con el 4.6 y 3.5 por ciento respectivamente. Los índices de comunalidad que resultan son todos muy cercanos a uno; el más bajo asciende a 0.78, y corresponde a la varianza explicada de la variable  $a_5$  (sin excusado).

El siguiente paso en nuestra aplicación es derivar las variables que resultan de la combinación lineal de los factores  $f_1$ ,  $f_2$  y  $f_3$  y las variables  $a_1, \dots, a_8$ . Este conjunto de variables —que denominamos  $v_1$ ,  $v_2$  y  $v_3$ — constituye el nuevo grupo de variables independientes sobre el cual buscaremos “disciplinar”, mediante regresión multivariada, los promedios estatales de hijos fallecidos  $hf$  (y más adelante  $hmv$  y  $pf$  también).

Antes de examinar las regresiones que ligan a las variables  $v_1$ ,  $v_2$  y  $v_3$  y la variable dependiente  $hf$ , mostramos primero, en la gráfica 9, los *added variable plots* de la regresión con  $hf$ . El propósito es determinar, en forma similar a la gráfica 8, la existencia de valores extremos en el espacio contraído de las nuevas variables independientes. Se aprecia claramente que subsisten aún *outliers*: Yucatán, Campeche y Quintana Roo, con residuos negativos; y Puebla, Tlaxcala y Guerrero con residuos positivos. Esto convalida la apreciación expuesta previamente, de que los valores extremos se deben fundamentalmente a inexactitudes en las variables dependientes ( $hf$  en el caso ilustrado) más que a las variables socioeconómicas.<sup>19</sup> De esta consideración se desprende la necesidad de mantener como mecanismo de estimación el procedimiento de regresión robusta descrito en la sección 6.

En el cuadro 2 indicamos los resultados de regresar  $hf$  sobre  $v_1$ ,  $v_2$  y  $v_3$ . No interesa mayormente buscar una interpretación de los coeficientes de regresión, puesto que las variables  $v_i$  representan una combinación lineal de las variables  $a_1, \dots, a_8$  sin ninguna correspondencia notable entre éstas y los factores retenidos. Se aprecia sin embargo la elevada significancia estadística de los factores y el excelente ajuste del modelo, como indica el estadístico  $F_{3,28} = 58.09$ . Es interesante destacar que los estados que identificamos como “casos extremos” recibieron pesos sumamente bajos en la regresión. Yucatán es el caso más extremo de todos y prácticamente no intervino en la regresión, pues su peso alcanzó tan sólo 0.25. Le siguen Puebla y Guerrero con ponderadores de 0.5 y 0.56, respectivamente, y

<sup>18</sup> Las dos estimaciones señaladas, la iterativa y la basada en máximo de verosimilitud, se realizaron con sendos procedimientos de STATA.

<sup>19</sup> Para apreciar esta aseveración es importante tener en cuenta que el proceso de factorización introdujo necesariamente cierto suavizamiento en el espacio de las variables  $v_1, v_2$  y  $v_3$ .

finalmente Quintana Roo y Campeche con pesos de 0.7. Todos los demás estados obtuvieron ponderadores superiores a 0.8, siendo la mayoría cercanos a uno.

Cuadro 2  
PARÁMETROS DE LA REGRESIÓN MÚLTIPLE DE TRES VARIABLES FACTORIALES  
SOBRE EL PROMEDIO DE HIJOS FALLECIDOS

Variable	Coficiente	Error estándar	<i>t</i>	<i>P</i> >   <i>t</i>
<i>v</i> <sub>1</sub>	0.0576675	0.0045950	12.55	0.000
<i>v</i> <sub>2</sub>	0.0116210	0.0032976	3.524	0.001
<i>v</i> <sub>3</sub>	-0.0198344	0.0054517	-3.638	0.001
constante	0.3557383	0.0044996	79.061	0.000

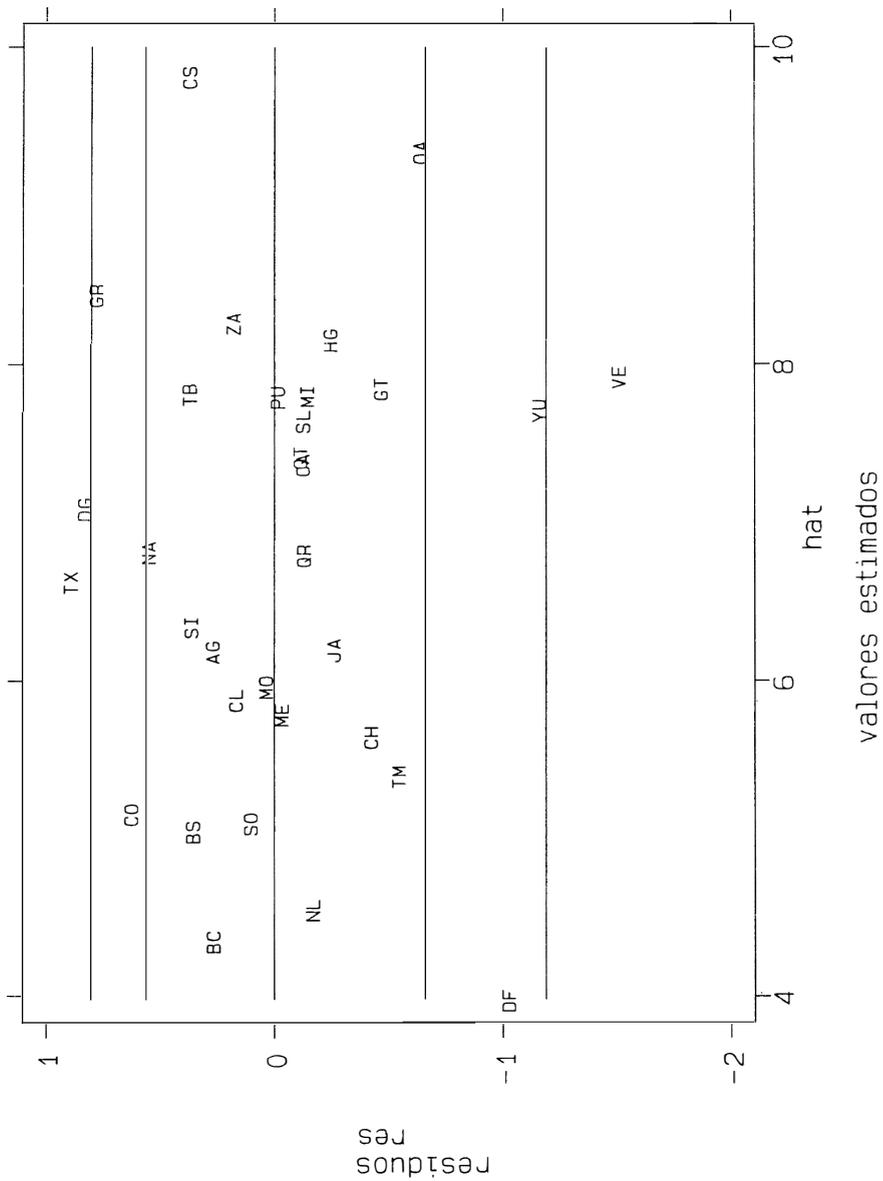
Una visión global del ajuste de la regresión la proporciona la gráfica 10 donde, para cada valor estatal estimado *hf*, graficamos los residuos correspondientes  $hf_i - hf_i$ . Es claro que los residuos están distribuidos de modo bastante compacto alrededor del cero, con excepción de los casos extremos.<sup>20</sup> Las líneas horizontales que se indican marcan los límites del 5 y 10 por ciento superior e inferior de la distribución de los residuos. Justamente, los siete estados con mayores desviaciones del modelo caen fuera de alguno de esos dos límites. Dicho en otros términos, al valernos del modelo de regresión para ajustar los valores de *hf*, la mayoría de los estados sufren una modificación mínima; sólo los casos extremos sufren una modificación sustantiva, equivalente al valor de sus residuos respectivos. Con el ajuste, el ordenamiento que se obtiene de los estados —en términos de *hf*— es el que se indica en el eje de las abscisas en la gráfica 10.

En principio, la *hf* estimada podría servir para corregir los promedios de hijos fallecidos de los *i* grupos etarios (asumiendo la misma corrección que la del grupo 25-34, que fue la que empleamos en la regresión) y con ello calcular la mortalidad mediante métodos indirectos. En lugar de proceder de inmediato a este cálculo, decidimos primero explorar —mediante una inspección análoga a la efectuada para *hf*— los promedios reportados de hijos nacidos vivos *h<sub>nv</sub>* y posteriormente las proporciones de hijos fallecidos *pf*.

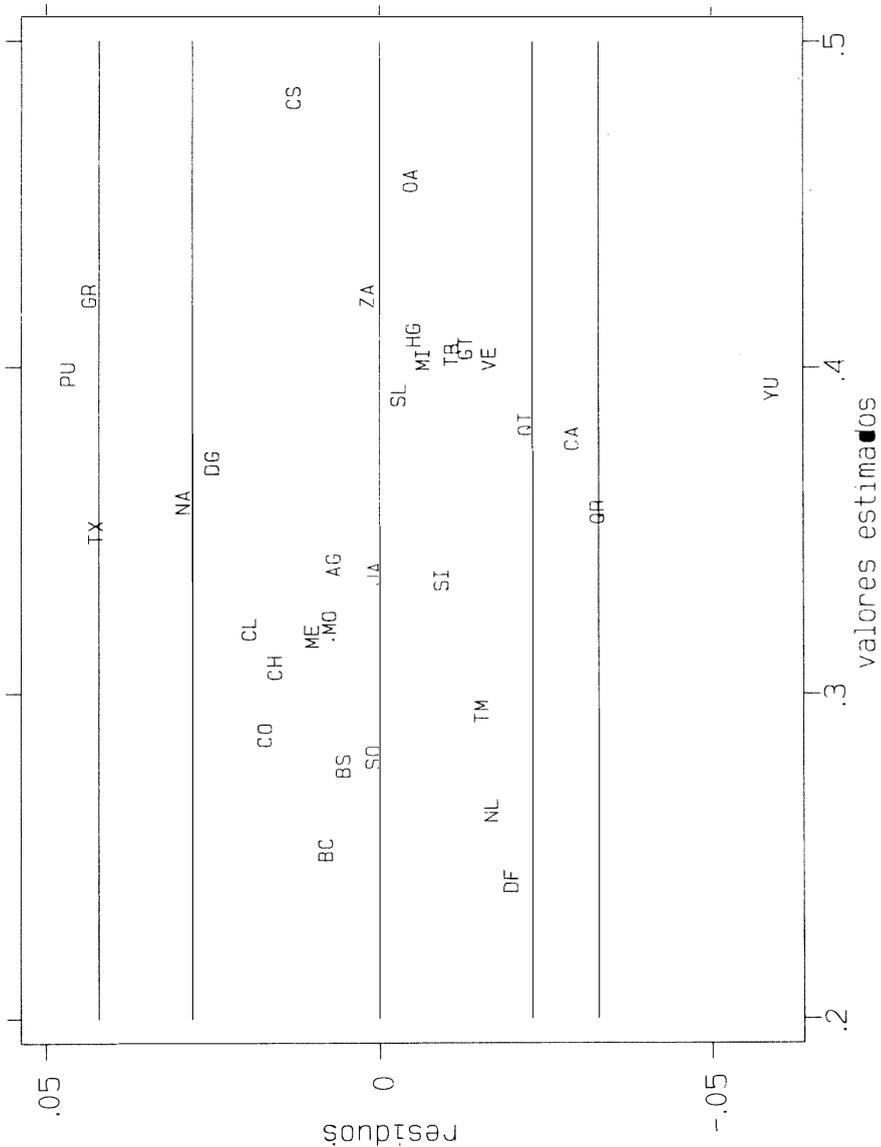
<sup>20</sup> Es de notar que, aunque tenuemente, en la gráfica 10 se aprecia una ligera relación entre la magnitud de los residuos y el nivel de la mortalidad.



Gráfica 11  
RESIDUALES DE LA REGRESIÓN MÚLTIPLE DE TRES FACTORES  
SOBRE EL PROMEDIO DE HIJOS NACIDOS VIVOS



Gráfica 12  
RESIDUALES DE LA REGRESIÓN MÚLTIPLE DE TRES FACTORES  
SOBRE LA PROPORCIÓN DE HIJOS FALLECIDOS



## 8. AJUSTE DEL PROMEDIO DE HIJOS NACIDOS VIVOS Y DE LA PROPORCIÓN DE HIJOS FALLECIDOS

Si bien en la sección 6 señalamos que no se percibían errores notables en los promedios estatales de hijos nacidos vivos, es claro que las variables  $a_1, \dots, a_8$  retenidas para inspeccionar y corregir el nivel estatal de la mortalidad (y por supuesto, las variables factorizadas  $v_1, v_2$  y  $v_3$ ) pueden servir también para revisar la fecundidad reportada  $h_{nv}$ .<sup>21</sup> En esta sección reportamos sucintamente los resultados de tal escrutinio.

En la gráfica 11 se muestran los residuos que obtenemos de regresar, mediante una estimación análoga a la de la sección anterior, la variable  $h_{nv}$  sobre  $v_1, v_2$  y  $v_3$ .<sup>22</sup> Se aprecia una marcada concentración de los residuos alrededor de cero, excepto para algunos estados. Entre los valores extremos positivos destacan Guerrero y Tlaxcala (que fueron también valores extremos con  $hf$ ) junto con Durango. Entre los valores extremos negativos destacan Yucatán (el caso más conspicuo con  $hf$ ), Veracruz, el Distrito Federal y Oaxaca. Para varios estados se notan pues discrepancias muy similares a las identificadas en el caso de la mortalidad.

Otro tanto ocurre cuando utilizamos como variable dependiente la proporción de hijos fallecidos  $pf$ ,<sup>23</sup> tal como se muestra en los residuos de la gráfica 12. En este caso, es notable el paralelismo con el patrón de residuos de la gráfica 10 (para  $hf$ ), lo cual corrobora el papel relativamente menor que juega la corrección de  $h_{nv}$ .

De los resultados anteriores decidimos dos cursos de acción. Por un lado, aprovechar el ajuste que obtenemos de  $h_{nv}$  para basar sobre él nuestras estimaciones de la fecundidad por entidad federativa; por el otro, utilizar las  $pf$  ajustadas por regresión como nuestro insumo para estimar la mortalidad infantil estatal. Esta segunda opción viene a ser prácticamente equivalente a la que se obtiene de corregir  $pf$  a partir de sus dos componentes —  $hf$  y  $h_{nv}$ — si los dos se ajustan por regresión.

## 9. ESTIMACIÓN DE LA MORTALIDAD INFANTIL Y LA FECUNDIDAD POR ESTADOS

Una vez corregido para cada estado el nivel de los indicadores  $hf$ ,  $h_{nv}$  y  $pf$ , no resta más que valerse de la metodología propuesta inicialmente —el uso de métodos indirectos— para calcular la mortalidad infantil y la fecundidad por entidad federativa. Como paso inicial corregimos los indicadores censales observados  $hf_3$ ,

<sup>21</sup> En forma equivalente a la convención notacional que introdujimos para  $hf$ , la designación  $h_{nv}$  —en lugar de  $h_{mv}$ — corresponde al promedio de hijos nacidos vivos de las mujeres entre 25 y 34 años cumplidos.

<sup>22</sup> El estadístico de bondad de ajuste fue  $F_{3,28} = 60.65$ ; muy similar al del modelo para  $hf$ .

<sup>23</sup> El estadístico de bondad de ajuste resultó  $F_{3,28} = 60.65$ ; un tanto menor que los correspondientes para  $hf$  y  $h_{nv}$ , pero aún ampliamente significativo.

$h_{nv}_3$  y  $pf_3$ , esto es para el grupo 25-29, afectándolos por el factor de corrección que obtuvimos del grupo 25-34.

9.1. La tasa global de fecundidad

La estimación de la fecundidad mediante métodos indirectos parte del supuesto de que el nivel de la fecundidad que se deriva de los nacimientos del registro civil es usualmente inadecuado, no así su patrón por edad. La estimación consiste en corregir dicho nivel mediante multiplicadores [ $P(i)/F(i)$ ], donde  $P(i)$  son las paridades medias del censo para los siete grupos  $i$ , y  $F(i)$  son paridades equivalentes. Estas últimas son una transformación de las tasas por edad de estadísticas vitales mediante regresiones obtenidas a partir de pautas modelo de fecundidad:

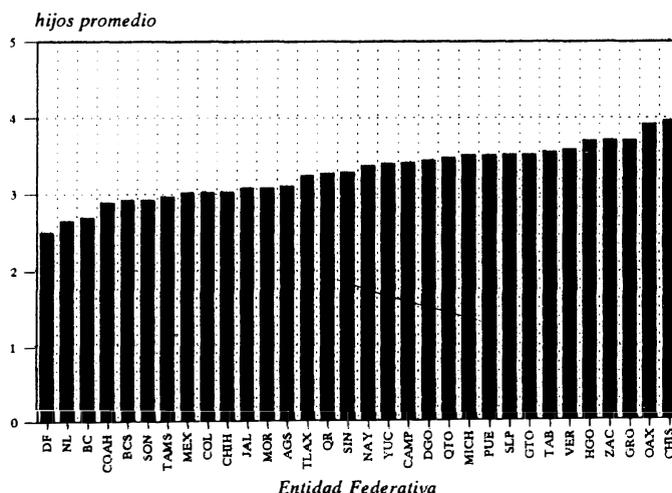
$$F(i) = \theta(i - 1) + a(i)f(i) + b(i)f(i + 1) + c(i)tgf$$

donde  $f(i)$  es la tasa de fecundidad para el grupo de edades  $i$ ,  $\theta(i-1)$  es el promedio de hijos al final del grupo  $i-1$ , y  $tgf$  es la tasa global de fecundidad. (Naciones Unidas, 1983: 34.)

En principio, se esperaría que los siete cocientes [ $P(i)/F(i)$ ] correspondieran aproximadamente al mismo valor; sin embargo, normalmente ése no es el caso. La experiencia en la aplicación de estos métodos indica que la mejor estimación se obtiene de  $P(2)/F(2)$  o de  $P(3)/F(3)$ , ya que estos multiplicadores no se ven sensiblemente afectados por cambios recientes en la fecundidad. Un primer nivel se determinó multiplicando el cociente  $P(i)/F(i)$  seleccionado por la tasa global de fecundidad de estadísticas vitales.

A esta primera aproximación de la tasa global de fecundidad se asoció la estructura por edad mediante el modelo de Coale y Trussell (1974), cuyos parámetros se obtuvieron de las ecuaciones propuestas por INEGI y CONAPO (1985: XII):

Gráfica 13  
TASAS GLOBALES DE FECUNDIDAD ESTIMADAS  
POR ENTIDAD FEDERATIVA, 1990



$$a_0 = 14$$

$$k = .5633 - 0.0123 \text{ } tgf$$

$$m = .9649 - 0.1199 \text{ } tgf$$

donde  $a_0$  es la edad a la cual inicia la fecundidad,  $k$  es la velocidad con la cual se casan las mujeres y  $m$  el grado de control deliberado de la fecundidad —ambos con respecto a sendas pautas estándar. Aplicando la *tgf* a esas estructuras modelo, se obtuvieron tasas de fecundidad por grupos quinquenales de edad. Multiplicando estas tasas por la población femenina censada, se estimaron los nacimientos ocurridos en cada entidad federativa durante 1990, los cuales se proporcionaron

Cuadro 3  
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL Y GLOBALES DE FECUNDIDAD ESTIMADA, 1990

Entidad Federativa	Tasas de mortalidad infantil		Tasa global de fecundidad estimada
	observada*	estimada	
República Mexicana	24.13	34.82	3.20
Aguascalientes	28.64	29.50	3.10
Baja California	27.99	21.79	2.69
Baja California Sur	20.61	24.18	2.93
Campeche	22.61	38.37	3.41
Coahuila	16.42	26.30	2.89
Colima	26.30	28.28	3.02
Chiapas	16.73	51.67	3.96
Chihuahua	26.08	28.22	3.03
Distrito Federal	24.23	20.39	2.50
Durango	6.92	36.89	3.44
Guanajuato	36.59	41.29	3.52
Guerrero	7.97	46.23	3.71
Hidalgo	22.73	43.90	3.70
Jalisco	24.26	30.11	3.08
Estado de México	36.15	30.71	3.02
Michoacán	17.52	39.45	3.51
Morelos	22.53	32.87	3.08
Nayarit	12.51	34.30	3.37
Nuevo León	17.42	20.55	2.65
Oaxaca	23.65	49.78	3.91
Puebla	37.14	41.62	3.51
Querétaro	34.76	38.87	3.47
Quintana Roo	22.09	34.74	3.24
San Luis Potosí	23.16	37.60	3.52
Sinaloa	8.11	32.43	3.29
Sonora	21.77	24.67	2.93
Tabasco	25.91	36.07	3.56
Tamaulipas	16.34	25.75	2.97
Tlaxcala	39.92	36.73	3.24
Veracruz	20.22	41.23	3.39
Zacatecas	21.30	43.70	3.71

\* Deducida de las estadísticas vitales

al total implícito en la *tgf* nacional de 3.2 sugerida por el CONAPO para ese año. Finalmente, la *tgf* de cada entidad federativa se modificó por el factor de proporcionalidad de los nacimientos. Los resultados se muestran en el cuadro 3 y en la gráfica 13.

### 9.2. Mortalidad infantil

Tal como señalamos en la sección 4, la idea básica de los métodos indirectos para estimar la mortalidad infantil es que la probabilidad de fallecer hasta una cierta edad  $x$  puede aproximarse por la proporción de hijos fallecidos (clasificados por edad de las madres) mediante una relación de la forma  $q(x) = k(i) \times pf(i)$  ya descrita.

La literatura demográfica sobre el tema recomienda determinar dichos *multiplicadores*  $k(i)$  mediante ecuaciones del tipo:

$$k(i) = a(i) + b(i) \frac{P(1)}{P(2)} + c(i) \frac{P(2)}{P(3)}$$

donde  $P(i)$  es el promedio de hijos nacidos vivos o *paridad media* en las mujeres del grupo de edades  $i$ ; y  $a(i)$ ,  $b(i)$  y  $c(i)$  son constantes de regresión obtenidas de simulaciones con tablas modelo de mortalidad y pautas modelo de fecundidad, ambas derivadas de una amplia evidencia empírica sobre datos confiables.

En nuestras estimaciones utilizamos los multiplicadores correspondientes a  $pf_3$  en el patrón *Sur* de las tablas modelo de Coale y Demeny (véase Naciones Unidas, 1983: 77). Una vez obtenida la tasa de mortalidad infantil, alrededor de 1986 para todos los estados, el último paso consistió en extrapolarla a 1990. Supusimos que entre 1986 y 1990 la mortalidad infantil descendió a la misma velocidad en todas las entidades federativas, y por ende igual al ritmo de disminución en el nivel nacional. El problema se reduce entonces a adecuar nuestras estimaciones al valor nacional de 34.82 en 1990 (Gómez de León y Partida, 1992).

Si denotamos por  $D_i(0)$  las defunciones infantiles ocurridas en la entidad federativa  $i$ , es claro entonces que el total nacional  $D_N(0)$  es:

$$D_N(0) = \sum_{i=1}^{32} D_i(0)$$

y como por definición la tasa de mortalidad infantil es  $q_{0,i} = D_i(0) / B_i$ , donde  $B_i$  son los nacimientos ocurridos en la entidad federativa  $i$ , sustituyendo en la ecuación anterior y dividiendo ambos lados entre el monto nacional de nacimientos ( $B_N$ ):

$$q_{0,N} = \sum_{i=1}^{32} w_i q_{0,i}$$

donde  $w_i = B_i / B_N$  es la distribución estatal de los nacimientos, correspondiente a la deducida en nuestras estimaciones de la tasa global de fecundidad. Dado que sólo conocemos las probabilidades de fallecer en el primer año de vida para 1986, el problema se reduce entonces a encontrar un factor de proporcionalidad tal que nuestra estimación para 1990 en todas las entidades federativas sea  $q_{0,i}^{1990} = \rho \times q_{0,i}^{1986}$ , de donde, sustituyendo en la ecuación anterior y despejando:

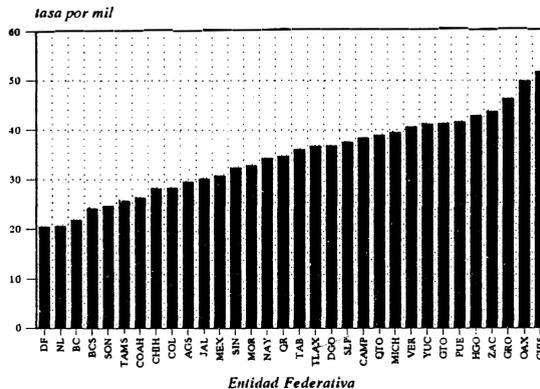
$$\rho = \frac{q_{0,N}^{1990}}{\sum_{i=1}^{32} w_i q_{0,i}^{1986}}$$

Los resultados se muestran en el cuadro 3 y en la gráfica 14.

### 10. ESTIMACIÓN DE LA OMISIÓN INFANTIL EN 1990

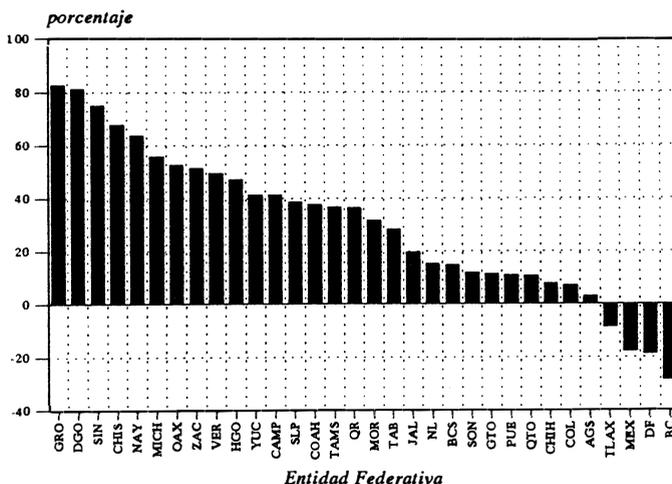
Las estimaciones de mortalidad indicadas en el cuadro 3 (y en la gráfica 14) ofrecen un medio de contraste para apreciar el grado de subregistro de las tasas de mortalidad infantil observadas (gráfica 3). En general, en caso de déficit entre la mortalidad estimada y la observada usualmente se supone que dicha diferencia se debe a omisión en el registro de defunciones; es decir, se tiende a asumir un registro satisfactorio de los nacimientos. En la práctica, sin embargo, tanto el numerador como el denominador de la mortalidad infantil suelen adolecer de imprecisiones. Por ejemplo, el marcado registro tardío que caracteriza el reporte de los nacimientos en México es sin duda un factor que altera —en tanto que denominador de la probabilidad— la mortalidad infantil observada. Hacemos estas aclaraciones para destacar que en nuestra cuantificación del subregistro de la mortalidad infantil no determinamos el peso relativo de cada componente.

Gráfica 14  
TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL OBSERVADAS  
POR ENTIDAD FEDERATIVA, 1990



En la gráfica 15 mostramos el porcentaje de omisión que se deriva de nuestras estimaciones. Los subregistros más marcados se observan en Guerrero, Durango y Sinaloa, con valores por encima del 75 por ciento de subregistro. Siguen en importancia Chiapas, Nayarit, Michoacán y Oaxaca, con más de 50 por ciento de subregistro. Sólo un grupo reducido de estados tienen subregistro menor al 10 por ciento: Sonora, Guanajuato, Puebla, Querétaro, Chihuahua, Colima y Aguascalientes. El grueso de las entidades federativas tiene pues niveles muy marcados de omisión de muertes de menores de un año. En el nivel nacional, el índice de subregistro asciende a 30.7 por ciento.

Gráfica 15  
PORCENTAJE DE SUBESTIMACIÓN EN LAS TASAS DE MORTALIDAD  
OBSERVADAS POR ENTIDAD FEDERATIVA, 1990



Existen cuatro entidades federativas en las cuales la mortalidad infantil observada es mayor que la estimada: Tlaxcala, el Estado de México, el Distrito Federal y Baja California. Probablemente dos tipos de anomalías estén contribuyendo a estos casos: un cierto déficit en el registro de los nacimientos, o bien un rejuvenecimiento de la declaración de la edad al morir en el registro de defunciones de mayores de un año. El segundo es poco probable y lo damos prácticamente por descontado. Para Baja California —el caso más conspicuo de los cuatro— se ha documentado que una proporción considerable de nacimientos de madres residentes en el estado ocurren y se registran en los Estados Unidos (Zenteno, 1990). Esto tiene claramente como consecuencia reducir el denominador y aumentar la tasa observada de mortalidad infantil. Los casos del Distrito Federal y el Estado de México quizá tengan explicación en otro fenómeno: en el hecho de que un número con-

siderable de muertes infantiles de niños no residentes en esas entidades<sup>24</sup> puede estar siendo registrado como defunciones de residentes. El caso de Tlaxcala es más controvertido y no encontramos ninguna conjetura plausible para explicarlo. Esto último nos lleva a recalcar que las estimaciones aquí propuestas, si bien tienen el apoyo del análisis que las sustenta, no son más que *estimaciones*, sujetas a la validez de muchos de los supuestos que requirió su cálculo.

<sup>24</sup> Presumiblemente, niños que vienen de provincia a ser atendidos en los centros hospitalarios del área metropolitana de la ciudad de México.

## APÉNDICE. PROBABILIDADES DE FALLECER EN ESTADÍSTICAS VITALES

Con los nacimientos y las defunciones captados por el registro civil obtuvimos las probabilidades de fallecer en los primeros cinco años de vida. Debido a que en México no se tabulan las defunciones por edad y cohorte de nacimiento, sino sólo por edad cumplida, es necesario aplicar *factores de separación* para desagregarlas por cohorte. Denotando por  $a_x$  el factor de separación para la edad cumplida  $x$ , los del primer año de vida los obtuvimos de las ecuaciones empíricamente encontradas por Coale y Demeny (1982: 20) para el modelo *Oeste*:

$$\text{Hombres: } a_0 = 0.0425 + 2.875q^*$$

$$\text{con } q^* = \begin{cases} q_0 & \text{si } q_0 < 0.1 \\ 0.1 & \text{si } q_0 \leq 0.1 \end{cases}$$

$$\text{Mujeres: } a_0 = 0.0425 + 2.875q^*$$

y para aplicar estas ecuaciones adoptamos la tasa de mortalidad infantil:

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

donde  $D_0(t)$  son las defunciones infantiles y  $B(t)$  los nacimientos registrados durante el año  $t$ . Para los siguientes cuatro años de edad utilizamos los factores de separación sugeridos por las Naciones Unidas (1988: 213-214):

$$a_1 = 0.44 \quad a_2 = 0.47 \quad a_3 = 0.49 \quad a_4 = 0.5$$

Una vez separadas las defunciones, mediante reconstrucción de cohortes en diagramas de Lexis obtuvimos la población de edad cumplida  $x$  al inicio de cada año  $t$  —digamos  $P_x(t)$ — y las personas, que al cabo del año alcanzan su aniversario  $x$  —digamos  $N(x, t)$ .<sup>25</sup> Para cada año del período 1930-1990 podemos calcular dos probabilidades de sobrevivencia:

i)  $\alpha_{p_x(t)}$  de la edad cumplida  $x$  al aniversario  $x + 1$ :

$$\alpha_{p_x(t)} = \frac{N(x+1, t)}{P_x(t)} \quad (1)$$

ii)  $\delta_{p_x(t)}$  del aniversario  $x$  a la edad cumplida  $x$ :

$$\delta_{p_x(t)} = \frac{P_x(t)}{N(x, t)} \quad (2)$$

de donde la probabilidad entre las edades exactas o aniversarios  $x$  y  $x + 1$  es:

<sup>25</sup> Con  $N(0, t)$  los nacimientos registrados durante el año  $t$ .

$$p_x(t) = {}^{\delta} p_x(t)^{\alpha} p_x(t)$$

La probabilidad de fallecer en el primer año de vida es simplemente:

$$q_0(t) = 1 - p_0(t)$$

y la de mortalidad prescolar:

$${}_4q_1(t) = 1 - p_1(t)p_2(t)p_3(t)p_4(t)$$

Buscando una tendencia más suave, adoptamos promedios trienales en las poblaciones para aplicar (8) y (9).<sup>26</sup>

<sup>26</sup> Excepto para 1990 en que sólo tomamos el promedio de 1989 y 1990.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Belsley, D. A., K. Kuh, y R. E. Welsch (1980), *Regression Diagnostics*, John Willey, Nueva York.
- Brass, W, y A. Coale (1969), "Methods of Analysis and Estimation", en Brass W. y otros, *The Demography of Tropical Africa*, Princeton University Press Princeton.
- Coale, A.J. y P. Demeny con B. Vaughan (1982), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Nueva York, Academic Press (segunda ed.).
- Coale, A. J. y J. T. Trussell (1974), "Model Fertility Schedules: Variations in the Age Structure of Childbearing in Human Population", en *Population Index*, 40 (2):185-258, *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Nueva York, Academic Press, (segunda ed.).
- Computing Resource Center (1992), *STATA Reference Manual*, Santa Mónica, California.
- Gómez de León, J. (1978), "Fécondité et mortalité variables: un test des multiplicateurs de Brass pour déterminer la mortalité aux jeunes âges", en *Population et Famille*, 43(1):99-130, 1978.
- Gómez de León, J. y V. Partida (1992), "Niveles y tendencias de la mortalidad en los primeros años de vida en México, 1930-1990", en *Documento de Trabajo del CEPS (DT-92)*.
- Hill, K. (1991), "Approaches to the Measurement of Childhood Mortality: A Comparative Review", en *Population Index*, 57(3):368-382.
- INEGI y CONAPO (1985), *Proyecciones de la población de México y de las entidades federativas: 1980-2010*, México.
- Mallows, C. L. (1986), "Augmented Partial Residuals", en *Technometrics*, 28:313-319.
- Palloni, A. (1980), "Estimating Infant and Child Mortality Under Conditions of Changing Mortality", en *Population Studies*, 34:129-142.
- Sullivan, J. (1972), "Models for the Estimation of the Probability of Dying Between Birth and Exact Ages of Early Childhood", en *Population Studies*, 26:79-98.
- Trussell, J. (1975), "A Re-estimation of the Multiplying Factors for the Brass Technique for Determining Childhood Survivorship Rates", en *Population Studies*, 29:97-108.
- Naciones Unidas (1983), *Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation*, Nueva York.
- Zenteno, R. (1990), "Migración hacia la Frontera Norte de México: Tijuana, B. C.", tesis de maestría en demografía, El Colegio de México.