

Efectos de la lactancia natural y del espaciamiento de los embarazos sobre la mortalidad en la primera infancia en México¹

Alberto Palloni,² Guido Pinto Aguirre²
y Santiago Lastiri³

Usando datos de la Encuesta Demográfica y de Salud de México, los autores examinan los efectos de la lactancia natural y el espaciamiento de los embarazos en la mortalidad en la primera infancia en una muestra de 2 665 niños nacidos entre 1982 y 1986. Desde el punto de vista de la planificación familiar, tratan de determinar el efecto que los cambios en las características de los embarazos y los cambios asociados a los hábitos de la lactancia natural podrían tener en la mortalidad de lactantes y niños pequeños. Con ese fin se integran modelos de lactancia natural con variables que influyen en el espaciamiento de los embarazos. El análisis indica que los efectos de la lactancia natural en la mortalidad infantil son fuertes, sistemáticamente negativos y estadísticamente significativos por lo menos hasta el sexto mes de vida, y después se diluyen considerablemente. Entre las demás variables analizadas, se observó que los efectos de una concepción posterior en la mortalidad eran muy fuertes en los niños de 3 a 5 meses, y la edad de la madre en el momento del parto parecía revestir cierta importancia para los lactantes de 1 a 2 meses y para los niños en el segundo año de vida. A fin de examinar la probable interacción entre la planificación familiar, la lactancia natural y la mortalidad, se construyó un modelo que tuvo en cuenta simultáneamente estas variables y muchas otras. Los resultados indican que los efectos del mayor espaciamiento de los embarazos y la mayor edad de la madre en el momento del parto como consecuencia de la planificación familiar son lo suficientemente grandes para reducir la mortalidad infantil de 20 a 40%. Sin embargo, los efectos de la reducción de la lactancia materna vinculada a la planificación familiar son lo suficientemente grandes para contrarrestar esas ventajas en más de 60%. Debido a las limitaciones del modelo, todas estas conclusiones deben tomarse con cautela.

En el presente artículo se examinan los resultados de nuestro análisis de la mortalidad en la primera infancia en México, con datos obtenidos mediante la Encuesta Demográfica y de Salud de México, que se realizó de febrero a agosto de 1987. Este estudio tiene dos objetivos. Primero, evaluar los efectos

de la lactancia materna y el espaciamiento de los embarazos en la mortalidad en la primera infancia. Segundo, analizar el efecto que los cambios en el espaciamiento de los embarazos y los cambios asociados a la lactancia materna podrían tener en la mortalidad de lactantes y niños pequeños. Parte de este último objetivo es evaluar los posibles beneficios para la supervivencia que probablemente se obtengan con políticas para reducir la fecundidad.

A fin de realizar una evaluación de ese tipo, es necesario construir modelos de la lactancia materna que incluyan variables que influyen en el espaciamiento de los embarazos. Esta integración es imprescindible para re-

¹ Se publica en inglés en el *Bulletin of the Pan American Health Organization*, 1994; Vol. 28, No. 2, con el título "The effects of breast-feeding and the pace of childbearing on early childhood mortality in Mexico".

² Centro de Demografía y Ecología, Universidad de Wisconsin, Madison, Wisconsin, Estados Unidos de América. Dirección postal: 4426 Social Science Bldg., 1180 Observatory Drive, Madison, WI 53706, Estados Unidos de América.

³ Fundación Mexicana para la Salud, México, D.F., México.

solver satisfactoriamente un debate que todavía no se ha cerrado de forma concluyente sobre el papel de la planificación familiar en el aumento de la supervivencia de los lactantes y niños pequeños. Durante los últimos 5 años, este debate ha opuesto a los que creen que la planificación familiar influye en la supervivencia infantil y los que sostienen que las ventajas de la planificación familiar son marginales o nulas en lo que atañe a la reducción de la mortalidad en la primera infancia (1-6).⁴

En su mayor parte, el debate se ha desarrollado sin modelos bien definidos y sin el apoyo de estimaciones congruentes. Como la lactancia natural y el espaciamiento de los embarazos son factores determinantes de la mortalidad que no solo están relacionados entre sí estrecha e inversamente, sino que interactúan produciendo efectos que se contrarrestan, las discusiones basadas en conjeturas, y no en modelos bien definidos, son inútiles. En este artículo construimos un modelo simplificado y aplicamos métodos de estimación que nos permiten obtener estimadores consistentes de los efectos. Después integramos esas estimaciones a fin de llegar a los efectos brutos y netos del espaciamiento de los embarazos en la supervivencia infantil.

Aunque introdujimos otras variables en los análisis (como la educación de la madre y su lugar de residencia), tuvimos en cuenta sus efectos solo en la medida en que sirven como mecanismos eficientes de control para eliminar el efecto de factores de confusión de las estimaciones que interesan. Para estimar los efectos de diversos factores determinantes de la mortalidad (indicadores del espaciamiento de los embarazos y la lactancia natural), se emplearon tanto modelos de selección binaria convencional como modelos de riesgos instantáneos discretos (*hazard models*). Como los errores de notificación y los problemas de

selección afectan a los datos, también se aplicaron métodos para reducir al mínimo el efecto de esos problemas en las estimaciones.

El artículo se divide en cuatro partes. La primera es esta introducción; en la segunda se describen brevemente los datos; en la tercera se presentan los modelos construidos para las estimaciones y el análisis de la mortalidad en la primera infancia, y en la cuarta se evalúan los efectos brutos y netos del espaciamiento de los embarazos en la mortalidad de lactantes y niños pequeños.

Descripción de los datos

La Encuesta Demográfica y de Salud de México abarca 10 310 entrevistas retrospectivas de mujeres de 15 a 49 años de edad. En este estudio se utilizaron informes sobre historias de nacimientos de 2 665 niños nacidos entre 1982 y 1986 (de los cuales se disponía de información sobre la lactancia natural) y un total de 6 705 niños nacidos entre 1975 y 1986 (no se disponía de información sobre la lactancia natural para las primeras cohortes de este grupo). Las características más importantes de la muestra de niños estudiada en la parte principal del estudio (una muestra de niños nacidos de 1 a 5 años antes de la encuesta) se describen en otro artículo (7). Estas características se resumen a continuación.

El perfil de toda la muestra con respecto a las probabilidades condicionales de morir durante los primeros 5 años de vida fue como se esperaba, y la probabilidad condicional de morir durante el primer mes de vida fue la más alta. La mortalidad durante el primer año de vida fue ligeramente más elevada entre los nacidos más de 5 años antes de la encuesta, como cabría esperar en un contexto de disminución general de la mortalidad. Hubo grandes diferencias en la mortalidad relacionadas con la educación de la madre y la zona donde vivía. En todos los casos, las probabilidades condicionales de morir fueron más altas en las madres con menos educación y las que vivían en zonas rurales. Las diferencias proporcionales en la educación fueron más marcadas en los segmentos

⁴ Véase también Hobcraft JH. Does family planning save children's lives? Ponencia técnica presentada en la Conferencia internacional sobre una salud mejor para las mujeres y los niños por medio de la planificación familiar. Nairobi, Kenya, 5 al 9 de octubre, 1987.

de 1 a 3 meses, 12 a 24 meses y 24 a 60 meses de edad, mientras que las diferencias atribuidas al lugar de residencia fueron más elevadas en los segmentos de 0 meses, 6 a 12 meses y 12 a 24 meses de edad. Se observaron también importantes diferencias relacionadas con la edad de la madre en el momento del parto y con el número de orden del embarazo. La mortalidad fue mayor entre los hijos de madres muy jóvenes o mayores, y los niños con un número relativamente elevado de hermanos mayores presentaban una mortalidad mucho mayor que los niños con pocos hermanos mayores. En los niños nacidos poco después (menos de 18 meses) del hermano que los precedió la mortalidad fue mayor en todas las edades que en los niños nacidos tras un intervalo más prolongado después del hermano que los precedió. Estas diferencias se observaron en todos los casos, independientemente del número de orden del niño, excepto en el primer hijo. Más adelante se mostrará que estas diferencias disminuyen cuando se mantiene constante el efecto de otras variables y se reducen considerablemente como consecuencia de dos factores que cambian durante la vida del niño: la duración de la lactancia natural y una concepción posterior.

Factores determinantes de la mortalidad en la primera infancia

Marco teórico. Aunque durante mucho tiempo se ha sospechado que los intervalos cortos entre embarazos y una lactancia inadecuada podrían tener efectos perjudiciales en la salud y la supervivencia de los lactantes y niños pequeños (8–15),⁵ solo recientemente se han reunido pruebas para respaldar esta conjetura. La principal fuente de información internacional que muestra los efectos del intervalo entre los embarazos y la lactancia natural en la mortalidad infantil es

la Encuesta Mundial sobre Fecundidad (EMF). En estudios por país (16–18) o en estudios de varios países de distintos continentes (19–21), las pruebas apuntan hacia efectos uniformemente fuertes, sobre todo en la mortalidad antes del sexto mes de vida.

Los hallazgos de estos estudios se repitieron en otros realizados independientemente de la EMF en distintos lugares del mundo (22, 23).⁶ Todas las pruebas realizadas hasta ahora indican que, a pesar de cierto escepticismo en cuanto a la validez de las conclusiones (3, 18, 24–26), parecen ser muy resistentes a los errores en la notificación y a la especificación errónea de los modelos (27, 28). Asimismo, las pruebas obtenidas hasta ahora de las encuestas demográficas y de salud sustentan la idea de que los efectos estimados de la lactancia natural y el intervalo entre embarazos son bastante tangibles y reales.

Aunque en investigaciones anteriores y en curso se ha logrado determinar de forma aproximada la dirección y el orden de magnitud de los efectos, no se ha tenido tanto éxito en la determinación de los mecanismos exactos que producen estos efectos. En otros artículos se han descrito detalladamente los mecanismos hipotéticos que median entre la lactancia natural y la mortalidad en la primera infancia, por una parte, y entre el intervalo entre embarazos y la mortalidad en la primera infancia, por la otra (7). A continuación, se presenta un resumen muy somero de las principales relaciones. Por razones de brevedad se omite el análisis de los problemas y falacias que surgen comúnmente al tratar de inferir los efectos de la lactancia natural y del espaciamiento de los embarazos en la mortalidad en la primera infancia.

Efectos de la lactancia natural en la mortalidad en la primera infancia. En estudios clínicos y epidemiológicos se ha com-

⁵ Véase también Millman SR. Breast-feeding in Taiwan: a study of change [tesis doctoral]. Universidad de Michigan, 1982.

⁶ Véanse también Pebley A, Davanzo J. Maternal depletion and child survival in Guatemala and Malaysia. Presentado en las reuniones de la Asociación Demográfica de Estados Unidos, Nueva Orleans, abril, 1988; y Muhuri PK, Menken J. Mortality of children as affected by the gestation and survival of their immediate younger siblings in Matlab, Bangladesh, 1992. (Documento no publicado).

probado que la leche materna tiene por lo menos tres propiedades que protegen la salud de los lactantes (12, 29). Primero, la leche materna parece tener todos los nutrientes que el lactante necesita para crecer normalmente por lo menos durante los primeros 6 meses (8). Si se consume en cantidad suficiente, protege contra síndromes de malnutrición tales como kwashiorkor y marasmo (9). En los niños que no se alimentan de leche materna, la incidencia de ciertos trastornos como diarrea e infecciones gastrointestinales, que son exacerbados por la malnutrición, es excesiva (30, 31). Segundo, la leche materna contiene proteínas que fortalecen la inmunocompetencia y evitan infecciones intestinales. Tercero, la leche materna es un líquido estéril que contiene sustancias que evitan la proliferación de bacterias.

Algunas de las ventajas que presentan estas propiedades, sobre todo las dos primeras, disminuyen gradualmente a medida que el lactante necesita más nutrientes. Los investigadores afirman que la ventaja relativa en términos de inmunocompetencia y nutrición del niño que se alimenta de leche materna disminuye rápidamente después del sexto mes de vida (5, 18, 32). Además, la importancia de cada una de estas propiedades para la salud del niño depende de circunstancias que aumentan o disminuyen la exposición del niño a factores perjudiciales que pueden neutralizarse con la leche materna.⁷ Se prevé que los efectos de la lactancia natural serán mayores en situaciones que aumentan al máximo la exposición a infecciones, reducen las oportunidades de suplementar la alimentación adecuadamente y ofrecen menos oportunidades de tomar medidas de higiene para preparar alimentos y atender al niño. En términos más generales, se espera que los efectos de la lactancia natural disminuirán considerablemente con la edad del niño, hasta llegar a un nivel insignificante después de los primeros 12 meses de vida, y que serán mayores en los grupos socialmente desfavorecidos.

Efectos del intervalo entre nacimientos en la mortalidad en la primera infancia. Al comienzo, es preciso hacer una distinción entre los efectos del tiempo transcurrido desde el parto precedente (el intervalo entre el parto y la concepción que termina con la concepción del niño índice) y los efectos de la siguiente concepción y del intervalo hasta el nacimiento siguiente (el intervalo entre el parto y la concepción que termina con la concepción de otro hijo después del niño índice). Aunque la mayor parte de los artículos publicados se centran en el primer factor, ambos son importantes, y por lo menos en algunos casos los efectos del segundo eclipsan a los del primero (17, 21).

En cuanto a los efectos del tiempo transcurrido desde el parto precedente, en estudios realizados en los Estados Unidos de América (33) y la Gran Bretaña (14) se observó una tasa de mortalidad más alta entre los niños concebidos poco después de un parto. Estudios realizados en las aldeas de Punjabi (India), así como en África oriental y occidental y en América Latina (Colombia y Ecuador), han confirmado esta relación (34-36). Además, en estudios de varios países y por país realizados con datos de la Encuesta Mundial sobre Fecundidad y la Encuesta Demográfica y de Salud se han acumulado muchas pruebas que respaldan la teoría de que los intervalos cortos entre nacimientos tienen efectos perjudiciales para la salud de los niños y aumentan la mortalidad infantil (16, 18, 19, 21, 22, 27, 28, 37, 38).⁸

¿Qué mecanismos intervienen? Primero, un intervalo corto entre el parto y la concepción puede provocar un retraso del crecimiento del feto y, en consecuencia, bajo peso al nacer y un mayor riesgo de mortalidad por causas endógenas (13, 14). Por lo tanto, en algunos casos una gestación corta podría ser, en sí, una consecuencia de un intervalo corto entre el parto y la concepción. Segundo, los intervalos cortos entre el parto y

⁸ Véase también Palloni A., P. Ubomba-Jaswa y V. Gaigbe-Togbe, Breastfeeding, pace of childbearing, and early childhood mortality in Sub-Saharan Africa, 1992 (informe final presentado para las encuestas demográficas y sanitarias).

⁷ Véase la nota 5 al pie de página.

la concepción interfieren en la función del sistema endocrino de la madre y menoscaban la producción de leche materna, reduciendo la disponibilidad de leche para el niño que cierra el intervalo (el niño "índice"). Estos dos mecanismos están relacionados con el agotamiento materno y sus efectos en la viabilidad del feto y la factibilidad de la lactancia. Tercero, los intervalos cortos entre nacimientos aumentan la demanda de recursos materiales y cuidados maternos, y exacerbaban la competencia entre los hermanos. Cuarto, los niños nacidos en rápida sucesión contribuyen al hacinamiento y facilitan la transmisión de enfermedades de la infancia, como el sarampión, cuya virulencia y tasas de letalidad se intensifican debido a la transmisión secundaria y ponen en peligro la supervivencia de los hermanos menores (39).

Si un intervalo corto entre nacimientos precedentes agrava el agotamiento materno y tiende a causar trastornos de la gestación, los efectos en la mortalidad infantil deberían ser importantes poco después del nacimiento y disminuir posteriormente. No obstante, si el agotamiento materno menoscaba la producción de leche materna, sus efectos deberían extenderse a todo el período durante el cual tienen efecto las propiedades protectoras de la leche materna. Por último, si los efectos de un intervalo corto después del nacimiento precedente dependen de la competencia y el hacinamiento, estos efectos deberían ser duraderos y extenderse durante buena parte de la primera infancia.

En estudios anteriores se destacó que los efectos perjudiciales de los intervalos entre los nacimientos precedentes son pequeños en comparación con los de las concepciones siguientes (17, 21, 26, 27). Eso parece ocurrir en América Latina, aunque en otros lugares del mundo los efectos del tiempo transcurrido desde el parto precedente son de mayor magnitud que en esa región.

Se han señalado los mecanismos por los cuales el momento de la concepción subsiguiente influye en el riesgo de morir del niño índice, pero nunca se han confirmado debidamente (15, 19, 21, 33, 35, 36). Es probable que, si la madre queda embarazada de nuevo, deje

de amamantar, si lo estaba haciendo. Eso podría deberse en parte al efecto inhibitorio de los estrógenos relacionados con el embarazo, que impiden la secreción normal de prolactina, o a la fatiga y los cambios hormonales causados por el embarazo. Podría atribuirse también a la costumbre de algunas sociedades de cesar de inmediato la lactancia cuando aparecen los primeros signos de otro embarazo (40). Si el embarazo llega a término y el hijo nace vivo, aumentará la competencia por recursos y cuidados maternos, en tanto que el hacinamiento empeorará.

En los casos en que la lactancia es el mecanismo por el cual el momento en que se produce la concepción siguiente influye en la mortalidad, cabe suponer que los efectos en la mortalidad del niño índice sean mayores antes del sexto mes. En cambio, si el mecanismo principal es la competencia o el hacinamiento, es de esperar que los efectos se prolonguen durante la primera infancia y sean mayores entre los niños índice cuyo hermano menor sobreviva que entre los niños cuyo hermano menor muera durante la primera infancia.

Formulación y estimación de modelos alternativos. En este apartado se examinan los modelos que deben construirse para hacer estimaciones y las estrategias utilizadas para reducir o eliminar sesgos.

Modelos discretos para la mortalidad en la primera infancia. En primer lugar, se construyó un modelo sencillo para estimar las probabilidades de morir a una edad situada en los siguientes intervalos de edad (intervalos definidos en meses completos): 0, 1–2, 3–5, 6–11, 12–23 y 24–59. Los modelos logísticos utilizados describen el logaritmo de la probabilidad condicional de morir a una edad situada en segmentos arbitrarios (x_i , $x_i + n_i$) de duración n_i de la siguiente forma:

$$\log(Q(x_i, x_i + n_i)/(1 - Q(x_i, x_i + n_i))) = \beta(x_i)Z(x_i) \quad (1)$$

donde $Q(x_i, x_i + n_i)$ es la probabilidad condicional de morir a una edad situada en el in-

tervalo $(x_j, x_j + n_j)$, $\beta(x_j)$ es un vector de efectos en el segmento y $Z(x_j)$ es un vector de variables independientes definido en relación con el mismo segmento de edad. Este modelo puede estimarse con métodos de máxima verosimilitud, que permiten realizar estimaciones congruentes de varianza mínima para cada intervalo que se desee identificar.

Las definiciones correspondientes a las variables independientes figuran en el anexo 1. Las variables que representan la educación materna, el lugar de residencia, la edad en el momento del parto, el número de orden del parto, el tiempo transcurrido desde el parto precedente y la supervivencia del hijo anterior son independientes y fijas, en tanto que las variables lactancia materna y concepción siguiente dependen del tiempo, ya que pueden cambiar cuando el niño índice pasa de un intervalo a otro. Por ejemplo, un niño podría recibir lactancia natural (LN) = 1 en el intervalo de 3 a 6 meses de edad y LN = 0 en los intervalos 6-12, 12-24 y 24-60, si fue destetado antes del sexto mes de vida.

Se realizaron estimaciones en relación con la muestra de todos los niños nacidos entre 1 y 5 años antes de la encuesta, ya que eran los únicos sobre los cuales se disponía de información sobre la lactancia natural. El cuadro 1 presenta información sobre la frecuencia de las observaciones, defunciones y casos perdidos en el seguimiento con respecto a los niños comprendidos en cada uno de los intervalos considerados. El cuadro 2A muestra los valores correspondientes a los paráme-

tros estimados, los errores estándar y el logaritmo de la función de verosimilitud en el punto de convergencia. Hay que tener en cuenta que el tamaño pequeño de las muestras y, sobre todo, el reducido número de observaciones disminuyen la exactitud de las estimaciones. A pesar de esta limitación, se observan varias características sobresalientes que se describen a continuación.

Análisis de los resultados. La primera característica destacable de las cifras del cuadro 2A es que los efectos de la lactancia materna son sistemáticamente negativos, fuertes y estadísticamente significativos, por lo menos hasta el sexto mes, y después se diluyen considerablemente. La segunda característica es que los efectos de la siguiente concepción son muy fuertes, en la dirección prevista en el intervalo de 3 a 5 meses de edad, y después el coeficiente deja de ser estadísticamente significativo. La tercera es que los efectos de la edad de la madre, el número de orden del embarazo, el tiempo transcurrido desde el parto precedente y la supervivencia del hijo anterior son un tanto erráticos y rara vez son estadísticamente significativos, aunque casi siempre tienen el signo correcto. Solo la edad de la madre parece revestir cierta importancia durante el segmento de 1 a 2 meses y durante el segundo año de vida.

Estos resultados son compatibles con los que se obtuvieron de la Encuesta Mundial sobre Fecundidad en relación con México (21). Ambos conjuntos de datos muestran que la

CUADRO 1. Frecuencias básicas por intervalos de edad (muestra de niños nacidos de 1 a 5 años antes de la encuesta)

	Intervalo (en meses de edad)					
	0	1-2	3-5	6-11	12-23	24-59
Expuestos	2 665	2 578	2 563	2 533	2 516	2 101
Defunciones	87	15	30	17	20	10
Perdidos en el seguimiento					395*	2 027†
Niños cuya edad en el momento de la defunción es igual a la duración de la lactancia natural	19	7	10	6	6	1

* Los casos que se perdieron en el seguimiento son todos los niños nacidos de 12 a 23 meses antes de la encuesta que sobrevivieron hasta la fecha de la encuesta.

† Los casos que se perdieron en el seguimiento son todos los niños nacidos de 24 a 59 meses antes de la encuesta que sobrevivieron hasta la fecha de la encuesta.

CUADRO 2A. Efectos estimados usando un modelo *logit* e intervalos convencionales de edad (errores estándar entre paréntesis). Las definiciones de las variables principales de la primera columna figuran en el anexo 1

Variable	Intervalo (en meses de edad)					
	0	1-2	3-5	6-11	12-23	24-59
Edad (1)	-0,14 (0,38)	-1,43 (0,73)*	-0,05 (0,61)	-1,32 (1,05)	-1,90 (0,65)*	-0,88 (1,34)
Edad (2)	-0,41 (0,44)	-1,24 (0,90)	-0,35 (0,72)	-1,98 (1,17)	-2,00 (0,80)*	-0,03 (1,38)
TPP (1)	0,44 (0,36)	6,21 (8,96)	0,20 (0,58)	1,00 (1,07)	-0,83 (1,07)	6,16 (10,30)
TPP (2)	-0,47 (0,45)	5,93 (8,95)	-1,03 (0,79)	0,93 (1,11)	1,36 (1,07)	6,37 (10,30)
OP (1)	-0,45 (0,45)	6,10 (8,96)	-0,32 (0,70)	0,31 (1,59)	-0,37 (1,24)	5,63 (10,30)
OP (2)	0,37 (0,29)	0,59 (0,81)	0,08 (0,49)	1,75 (0,81)*	0,51 (0,62)	0,55 (0,93)
S	0,57 (0,45)	-6,44 (16,6)	0,48 (0,78)	-6,07 (10,5)	-0,23 (1,04)	0,34 (1,12)
LN	-2,82 (0,27)*	-2,57 (0,67)*	-1,75 (0,46)	-1,16 (0,53)	-0,83 (0,66)	0,53 (1,17)
CS		0,37 (1,09)	1,81 (0,44)*	0,22 (0,67)	0,31 (0,47)	-0,34 (0,69)
-2 log verosimilitud	607	146	283	162	213	107
Grados de libertad	2 654	2 566	2 551	2 521	2 504	2 089
Casos	2 665	2 578	2 563	2 533	2 516	2 101

* Estadísticamente significativo ($P < 0,01$).

CUADRO 2B. Efectos de la concepción subsiguiente antes y después de controlar los efectos de la lactancia natural (errores estándar entre paréntesis)

	Segmento (en meses de edad)				
	1-2	3-5	6-11	12-23	24-59
Antes del control	1,17 (1,07)	2,11 (0,43)*	0,54 (0,65)	0,46 (0,46)	-0,43 (0,66)
Después del control	0,37 (1,09)	1,81 (0,44)*	0,22 (0,67)	0,31 (0,47)	-0,34 (0,69)

* Estadísticamente significativo ($P < 0,01$).

lactancia natural y una concepción siguiente tienen efectos importantes, pero ninguno conduce a inferir que la edad de la madre y el número de orden del embarazo tengan efectos perceptibles. Los campos en los cuales se observan discrepancias entre los datos de la Encuesta Demográfica y de Salud de México y la Encuesta Mundial sobre Fecundidad correspondiente a México son los efectos de los intervalos entre los partos precedentes y la supervivencia del hijo anterior. Ambas variables revestían cierta importancia en los datos de la Encuesta Mundial sobre Fecundidad, pero carecen de importancia en la Encuesta Demográfica y de Salud.

Para averiguar si estas discrepancias se debieron a que la muestra de la Encuesta Demográfica y de Salud era más pequeña, se construyeron nuevos modelos usando un período más largo, y en vez de incluir en la muestra solo a los niños nacidos entre 1 y 5 años antes de la encuesta, se incluyó a los que habían nacido entre 1 y 10 años antes.⁹

Con pocas excepciones, las nuevas estimaciones (7) fueron prácticamente idénticas a las que figuran en el cuadro 2A. De hecho, la muestra más pequeña conduce a estimaciones moderadas de los efectos de una concepción siguiente y, hasta cierto punto, de la edad de la madre. Las estimaciones restantes no fueron diferentes de las basadas en la muestra mayor.

Otra estrategia para realizar estimaciones más estables consiste en ampliar los intervalos de edad, para incluir un mayor número de observaciones. Con ese fin se combinaron el segundo y tercero intervalos en uno (de 1 a 5 meses) y el quinto y sexto en otro (de 12 a 59 meses), y se construyó otro modelo usando la muestra más pequeña (2 665 niños). Tal como se indica en otro artículo (7), prácticamente ninguna de las inferencias del cuadro 2A cambió. Los efectos de la lactancia materna tenían el signo correcto y eran estadísticamente significativos antes del sexto

mes. Los efectos de una concepción subsiguiente fueron los previstos solo antes del sexto mes, y las demás variables intermedias que influyen en la mortalidad (número de orden del embarazo, tiempo transcurrido desde el parto precedente, supervivencia del hijo anterior y edad de la madre en el momento del parto) fueron menos importantes.

Magnitud de los efectos de la lactancia natural y algunas interpretaciones alternativas. ¿Cuál es la magnitud de los efectos de la lactancia natural? Los efectos estimados que figuran en el cuadro 2A se expresan en una escala *logit*, pero también pueden expresarse como riesgos relativos. De hecho, el logaritmo natural de la razón de las posibilidades (log odds) de morir en un intervalo de corta edad con bajos niveles de mortalidad es aproximadamente igual al riesgo de morir promedio correspondiente a dicho intervalo. Por lo tanto, en la mayoría de los casos podemos interpretar el efecto exponencial estimado en forma de riesgo relativo. Por ejemplo, en el intervalo de 1 a 2 meses de edad el riesgo de morir de un niño que nunca se alimentó de leche materna o que fue destetado antes de cumplir 1 mes de edad fue casi 13,1 veces más alto que el de un niño que se alimentó de leche materna durante más de un mes; el riesgo relativo fue 5,8 veces más elevado en el intervalo de 3 a 5 meses de edad y alrededor de 3,2 veces más alto en el de 6 a 11 meses de edad. Estos riesgos relativos son parecidos, pero no idénticos, a los que se obtuvieron con los datos de la Encuesta Mundial sobre Fecundidad (12,8, 7,9 y 2,8, respectivamente).

Desde el punto de vista de las políticas de salud, los riesgos relativos de esta magnitud carecerían de importancia si prevalecieran las costumbres tradicionales de lactancia. Lamentablemente, eso no ocurre en México. Por ejemplo, en la muestra de la Encuesta Demográfica y de Salud, alrededor de 22% de los niños nacidos nunca se alimentaron de leche materna, 29% de los que sobrevivieron hasta el primer mes fueron destetados antes del primer mes, 45% de los que sobrevivieron hasta el tercer mes fueron destetados antes del tercer mes, 57% de los que sobrevivieron hasta

⁹ No se disponía de información sobre la lactancia natural de los niños nacidos entre 6 y 10 años antes de la encuesta; esta información se obtuvo usando una variable ficticia para la información faltante.

el sexto mes fueron destetados antes del sexto mes, y 79% del total fueron destetados antes de cumplir 1 año.

¿Cuánto disminuiría la mortalidad infantil si la norma con respecto a la lactancia natural fuese que el destete no se produjera antes del duodécimo mes de vida? La disminución proporcional de la mortalidad en el intervalo (y , 12), siendo $y > 0$, atribuible a cambios en la lactancia (δ_b) se expresa de la siguiente forma:

$$\delta_b = \sum_{j=1}^{j=12-w} (1 - \rho_j)n_j \quad (2)$$

donde la suma abarca todos los segmentos contenidos en el intervalo (y , 12), w es la amplitud del último segmento del intervalo, ρ_j es el riesgo atribuible poblacional debido a la lactancia natural en el segmento (j , $j + w_j$) y n_j es la fracción del riesgo instantáneo integrado en el intervalo (y , 12) que queda explicado por el riesgo instantáneo integrado en el segmento (j , $j + w_j$). En nuestro ejemplo se usaron los siguientes intervalos: 1-2, 3-5 y 6-11 meses de edad, de modo que $j = 1, 3$ y 6 , mientras que $w_j = 2, 3$ y 6 , respectivamente. Los valores correspondientes a ρ_j son 0,79, 0,72 y 0,65;¹⁰ y los valores de n_j , 0,24, 0,48 y 0,28 para $j = 1, 3$ y 6 , respectivamente.

Teniendo en cuenta estos valores, la reducción estimada de la mortalidad entre el primero y el duodécimo mes sería de alrededor de 71%. Como la mortalidad infantil en la muestra de niños nacidos entre 0 y 5 años antes de la encuesta fue de alrededor de 0,058, la tasa de mortalidad infantil esperada tras un cambio en las prácticas de la lactancia (considerando solo la disminución de la mortalidad en el período del primero al duodécimo mes) sería de alrededor de 68% de la observada, o sea 0,0391. Cabe destacar que se trata de un límite inferior de la disminución prevista de la mortalidad, ya que se ha supuesto

que los cambios en la lactancia no tendrían ningún efecto en la mortalidad durante el primer mes de vida.¹¹

Se podría afirmar que las estimaciones del cuadro 2A están contaminadas por la concentración de las duraciones con respecto a la duración de la lactancia natural y la edad en el momento de la muerte.¹² De hecho, la Encuesta Demográfica y de Salud mexicana muestra bastante acumulación por lo menos en una variable decisiva: la duración de la lactancia natural (7). Para reducir al mínimo el efecto de la concentración en torno a dígitos preferidos, se redefinieron los intervalos de forma tal que se centraran en las cifras preferidas. Esta solución solo sería ineficaz si se produjera una concentración perversa (una distribución de las desviaciones entre las duraciones observadas y las verdaderas con una varianza muy alta).

Los resultados obtenidos revelan que las estimaciones de los efectos de la lactancia materna se vuelven más parejas, ya que los segmentos coinciden con los que se usaron antes. En consecuencia, las nuevas estimaciones son diferentes, no solo porque se redujo el impacto de la concentración, sino también porque reflejan los efectos cambiantes de la lactancia natural y de una concepción posterior durante el primer año de vida. Una forma de purgar estos efectos cambiantes consiste en volver a estimar los riesgos atribuibles poblacionales y el valor esperado de la mortalidad infantil cuando el destete se produce solo después del primer año de vida. Los resultados de este ejercicio revelan que la tasa de mortalidad infantil estimada (suponiendo que no se produzcan cambios durante el primer mes) sería 68% de la observada, exactamente la misma cifra que se obtuvo antes. Llegamos a la conclusión de que la corrección para tener en cuenta la acumulación no influye en las estimaciones.

¹⁰ Los riesgos atribuibles a poblaciones estimados se calculan con la siguiente expresión: $P_e(r - 1)/[P_e(r - 1) + 1]$, donde r es el riesgo relativo estimado y P_e es la fracción de la población que exhibe el comportamiento que deseáramos suprimir (por ejemplo, abandono de la lactancia natural antes del duodécimo mes de vida).

¹¹ Esta suposición es una salvaguardia contra posibles sesgos en los efectos de la lactancia materna para el mes 0.

¹² El término "concentración de la duración" se refiere al fenómeno por el cual la duración notificada (lactancia natural, edad) tiende a coincidir con ciertas cifras seleccionadas (como 0, 5 u 8).

Efectos de las concepciones siguientes. ¿Cuál es la magnitud de los efectos de un intervalo corto entre el nacimiento del niño índice y la concepción posterior? Los resultados que se presentan en el cuadro 2A son muy claros: la mayor parte de los efectos se producen antes del sexto o del duodécimo mes de vida y después se diluyen considerablemente. Los resultados que aparecen en el cuadro 2B conducen a una conclusión adicional: aunque los efectos de la concepción siguiente son menores si se mantiene constante el efecto de la lactancia natural, no desaparecen, siguen teniendo el signo correcto y son estadísticamente significativos en los intervalos donde originalmente tenían el signo correcto y eran significativos.

Estos últimos resultados, que no difieren de los que se han obtenido en otros países de América Latina (17, 21), deberían interpretarse en el sentido de que la cesación de la lactancia no es el único mecanismo por el cual la concepción siguiente influye en los riesgos de mortalidad de los niños pequeños. Las edades en las cuales se observan los efectos respaldan la idea de que es muy improbable que la concepción siguiente interfiera en la supervivencia del niño índice con el nacimiento del hijo siguiente. Eso se debe a que los efectos dejan de ser importantes antes que nazca el siguiente hijo.

Cabe agregar una salvedad, ya que hay indicios de que los efectos pueden seguir siendo importantes en el intervalo de 6 a 12 meses de edad, en el cual la probabilidad de competencia entre el niño índice y su hermano menor es baja (7). Sin embargo, al examinar la factibilidad de esta alternativa más detalladamente se llega a la conclusión de que no hay ninguna justificación para suponer que la competencia con un hermano recién nacido explique los efectos observados.

Eso plantea el siguiente interrogante: si ni el cese de la lactancia ni la competencia con un hermano menor vivo son suficientes para explicar el efecto observado, ¿qué mecanismos podrían explicarlo? Una posibilidad es que la lactancia natural disminuye en intensidad y se vuelve más errática e irregular después de otro embarazo. Eso podría llevar a una

disminución de los efectos protectores de la lactancia que no podemos controlar con datos que indican solamente la duración de la lactancia natural, y no la intensidad. En ese caso, los efectos de la concepción siguiente seguirían siendo fuertes incluso después de controlar los efectos de la lactancia natural. Otra posibilidad es que una concepción siguiente inicie un corto período de menores cuidados maternos debido a la carga de un embarazo, sin que se reduzca necesariamente la lactancia natural. Una vez más, se trata de una proposición que no puede contrastarse con la información de que disponemos.

Con objeto de evaluar la magnitud de los efectos relacionados con la siguiente concepción, se estimaron los riesgos atribuibles poblacionales para el intervalo de 0 a 11 meses de edad. La expresión matemática utilizada para estas estimaciones fue análoga a (2) con dos modificaciones. La primera fue que el riesgo relativo se refería a la relación entre la mortalidad en los niños cuyas madres concibieron antes que alcanzaran una edad x y la mortalidad en los niños cuyas madres no concibieron antes que llegaran a una edad x . La segunda fue que el comportamiento que había que suprimir no era el destete, sino una concepción poco después del nacimiento del niño índice.

Esta estimación mostró que los riesgos relativos en los intervalos 1-2, 3-5 y 6-11 meses de edad fueron 1,5, 6,1 y 1,25, respectivamente, mientras que la prevalencia del comportamiento fue 0,02, 0,04 y 0,12, respectivamente. A partir de estas condiciones, combinadas con un régimen reproductivo en el cual el tiempo transcurrido entre el nacimiento del niño índice y la concepción del hijo siguiente siempre excedió de 11 meses, se estimó una tasa de mortalidad infantil esperada de alrededor de 0,0543, o sea, solo 6% menor que la observada. La razón de la baja magnitud del efecto es, obviamente, la baja prevalencia de los intervalos muy cortos entre embarazos.

Modelos temporales continuos de los riesgos de mortalidad durante los dos primeros años de vida. Un modelo de riesgos instantáneos proporcionales se basa

en la suposición de que el riesgo de morir en el intervalo $(x, x + \delta)$ es una función multiplicativa de un riesgo instantáneo de base (*baseline hazard*) y un factor que expresa riesgos relativos netos:

$$\mu(x) = \mu_0(x) \exp\{\alpha Y(t)\} \quad (3)$$

donde $\mu_0(x)$ es un riesgo instantáneo de base, α es un vector de efectos e $Y(t)$ es un vector de variables independientes fijas y dependientes del tiempo. Es fácil de mostrar que cuando el vector de variables independientes es idéntico y cuando el modelo corresponde a segmentos en los que el riesgo instantáneo es pequeño y constante, los efectos estimados con un modelo logístico y un modelo de riesgos instantáneos deberían ser iguales.

El modelo de riesgos instantáneos tiene dos ventajas: no requiere suposiciones para definir los segmentos de edades en los cuales deben efectuarse las estimaciones y puede manejar variables independientes que dependen del tiempo de forma parsimoniosa. La unidad de tiempo más corta en los modelos de riesgos instantáneos empleados en este trabajo es un mes, y el último mes de observación es el quincuagésimo noveno.

Una desventaja del modelo de riesgos instantáneos es que depende de una suposición de proporcionalidad de los riesgos instantáneos que no siempre se verifica empíricamente. Es probable que se distorsionen las estimaciones cuando las desviaciones respecto a la proporcionalidad sean más que triviales. Además, el modelo de riesgos instantáneos proporcionales es un instrumento tanto engorroso para estimar los efectos de la interacción de orden superior con la duración (edad). En cambio, el modelo *logit* se basa en la suposición de una distribución logística de base que es más fácil de verificar o que no tiene grandes repercusiones si se producen desviaciones moderadas. Además, el modelo *logit* permite extraer fácilmente los efectos estimados que corresponden a cada intervalo específico, aunque no requiere que la extensión de la edad que interesa se separe en segmentos de duración variable (y arbitraria).

Con objeto de alcanzar un equilibrio entre parsimonia y exactitud, se construyeron

otros modelos que permitieron determinar la sensibilidad de los efectos estimados bajo condiciones iniciales ligeramente diferentes. En la primera columna del cuadro 3 se presentan los efectos estimados en relación con el intervalo de 0 a 12 meses (exactamente) en la muestra de niños nacidos de 0 a 5 meses antes de la encuesta. Los efectos de la lactancia natural son grandes y negativos, pero es probable que en ellos influya mucho la relación inversa entre supervivencia y lactancia que prevalece durante los primeros meses.

A fin de eliminar el sesgo que se acumula cuando hay condiciones no medidas que afectan conjuntamente a la lactancia natural y a la supervivencia durante el primer mes, se construyó un modelo para el intervalo de 1 a 12 meses (exactamente). Los resultados figuran en la columna 5. La magnitud de los efectos de la lactancia natural se reduce a la mitad, pero el coeficiente sigue teniendo el signo correcto y siendo estadísticamente significativo.

Para evitar este problema, otros autores (25) han usado una solución más moderada pero también más arriesgada, que consiste en recodificar la lactancia natural para que sea igual a 0 (meses completos) para todos los niños que murieron durante el primer mes y que nunca se alimentaron de leche materna. Las estimaciones obtenidas después de la recodificación aparecen en la columna 2 del mismo cuadro. La comparación de los efectos estimados de la lactancia natural que figuran en las columnas 2 y 5 revela que la estrategia de recodificación contamina indebidamente los efectos estimados que se aplican a edades posteriores al primer mes.

Las columnas 3 y 4 presentan los coeficientes estimados en relación con los modelos en los cuales se recodificó la duración de la lactancia natural para evitar un problema de notificación de cierta importancia. Tal como se indica en el cuadro 1, la duración notificada de la lactancia natural de una fracción importante de los niños que murieron era igual a su edad en el momento de la muerte. Si eso reflejara lo que en realidad ocurrió, las estimaciones obtenidas con nuestros mode-

CUADRO 3. Estimaciones de los efectos a partir de un modelo temporal continuo de la supervivencia durante el intervalo de 0 a 12 meses de edad (exactamente). Los errores estándar se indican entre paréntesis. Las definiciones de las variables principales de la primera columna figuran en el anexo 1

	Modelo 1*	Modelo 2*	Modelo 3*	Modelo 4*	Modelo 5*
Intersección	-3,43 (0,40) [†]	-4,84 (0,46) [†]	-3,43 (0,40)	-4,84 (0,46) [†]	-5,96 (0,72) [†]
Pendiente	-0,40 (0,04) [†]	-0,33 (0,05) [†]	-0,40 (0,04)	-0,33 (0,05) [†]	-0,12 (0,08) [†]
Edad (1)	0,55 (0,38)	0,44 (0,38)	0,55 (0,38)	0,44 (0,38)	1,12 (0,62)
Edad (2)	0,35 (0,26)	0,16 (0,26)	0,35 (0,26)	0,16 (0,26)	0,50 (0,42)
TPP (1)	0,61 (0,35)	0,68 (0,35)	0,62 (0,35)	0,68 (0,35) [†]	0,73 (0,57)
TPP (2)	-0,06 (0,39)	-0,06 (0,39)	-0,01 (0,39)	-0,05 (0,39)	0,15 (0,68)
OP (1)	-0,11 (0,42)	0,04 (0,42)	-0,11 (0,42)	0,04 (0,42)	0,28 (0,67)
OP (2)	0,37 (0,28)	0,29 (0,28)	0,37 (0,28)	0,29 (0,28)	0,69 (0,46)
S	-0,25 (0,48)	-0,21 (0,48)	-0,25 (0,48)	-0,21 (0,48)	-1,07 (1,09)
LN	-2,05 (0,20)	0,01 (0,29)	-2,05 (0,20)	0,06 (0,29)	-1,13 (0,32)
CS	-0,15 (0,53)	0,21 (0,54)	-0,15 (0,53)	0,21 (0,54)	-0,27 (0,56)
- Log verosimilitud	663	717	663	717	360
Observaciones	2 528	2 528	2 528	2 528	2 458

* Definiciones de modelos, en todos los cuales se mantiene constante el efecto de la educación materna y del lugar de residencia (urbano o rural): Modelo 1: Definido para el segmento de 0 a 12 meses de edad (exactamente). Modelo 2: Definido para el segmento de 0 a 12 meses de edad (exactamente); si el niño falleció a los 0 meses y nunca se alimentó de leche materna, la duración de la lactancia natural fue igual a 0. Modelo 3: Definido para el segmento de 0 a 12 meses (exactamente); si la duración de la lactancia natural era igual a la edad en el momento de la defunción, se restó 1 mes a la duración de la lactancia natural. Modelo 4: definido para el segmento de 0 a 12 meses (exactamente); si el niño murió a los 0 meses y nunca se alimentó con lactancia natural, la duración de la lactancia natural fue de 0 meses; si la duración de la lactancia natural era igual a la edad en el momento de la defunción, se restó 1 mes a la duración de la lactancia natural. Modelo 5: Definido para el segmento de 1 a 12 meses (exactamente).

[†] Estadísticamente significativo ($P < 0,01$).

los logísticos y de riesgos instantáneos no estarían sesgadas. Sin embargo, si se redondeara la duración de la lactancia natural para que fuese igual a la edad en el momento de la muerte, las estimaciones podrían contener un sesgo descendente. Esto presenta un problema muy serio en las encuestas demográficas y de salud de los países de África e influye notablemente en los resultados.¹³

Para evaluar la magnitud de este sesgo, se construyeron los modelos 1 y 2 después de restar un mes a la duración de la lactancia natural de los niños fallecidos de los que se había notificado una duración de la lactancia natural igual a su edad en el momento de la muerte. La única excepción a la regla de la recodificación es que no se hizo ningún cambio si la duración de la lactancia natural era 3, 6 ó 12 meses. Esta excepción fue una forma eficaz de garantizar que los modelos logísticos aplicados a los datos recodificados dieran exactamente los mismos resultados que se habían obtenido antes. En otras palabras, si nuestra recodificación redefiniera exactamente las duraciones, no alteraría de ninguna forma los resultados de los modelos logísticos o las conclusiones que se extrajeran de ellos.¹⁴ La columna 3 debe compararse con la columna 1, y la columna 4 con la columna 2. Los resultados que figuran en estas columnas muestran que la recodificación no influye mucho y que las estimaciones son insensibles a la característica que revela el cuadro 1.

En resumen, los efectos de la lactancia natural en nuestro modelo de riesgos instantáneos son grandes y estadísticamente significativos en el primer año de vida, pero también entre el primero y el duodécimo mes. En esta segunda estimación, que es conservadora, tienen poca influencia las relaciones

espurias que probablemente se produzcan durante el primer mes de vida.

Los efectos de las demás variables en el modelo de riesgos instantáneos son menos problemáticos. Primero, los efectos de la concepción siguiente son insignificantes, lo cual no sorprende a la luz de los resultados del modelo logístico, según los cuales los efectos de la concepción siguiente solo son estadísticamente significativos durante los primeros 6 meses de vida y después se diluyen. El modelo de riesgos instantáneos continuos presenta un promedio de los efectos cambiantes durante el primer año de vida. El resultado neto es un efecto no significativo. Las estimaciones del efecto de otras variables no conducen a conclusiones diferentes de las que se obtienen con los modelos logísticos.

¿Se pueden salvar vidas con la planificación familiar?

Los resultados presentados respaldan, al menos en principio, la idea de que un mayor espaciamiento de los embarazos aumenta necesariamente las probabilidades de supervivencia. Consideremos, por ejemplo, la reducción estimada de la mortalidad infantil que resulta de la eliminación de concepciones posteriores, antes que el niño índice cumpla 1 año de edad. Siempre que eso se tome como una simple suposición contraria a los hechos —con todas las reservas que las suposiciones de ese tipo exigen— los resultados de los modelos construidos se habrían interpretado correctamente. Lo mismo es aplicable a los cambios en la distribución de los nacimientos según el tiempo transcurrido desde el parto precedente. De hecho, aunque los efectos del intervalo precedente son, en su mayoría, estadísticamente no significativos, ejercen una influencia en la mortalidad infantil en la dirección prevista.

Sin embargo, es muy diferente inferir de esos resultados que los programas de planificación familiar rendirán importantes beneficios para la supervivencia infantil al facilitar el espaciamiento de los embarazos. Esta inferencia es errónea por las razones que se indican a continuación.

¹³ Véase la nota 8 al pie de página.

¹⁴ Las estimaciones obtenidas con los datos recodificados deberían dar un límite superior (valor absoluto) para los efectos de la lactancia natural. Otras reasignaciones de las duraciones iguales a la edad en el momento de la defunción deberían proporcionar valores menores (absolutos) de los efectos estimados de la lactancia natural. Más concretamente, si se asignara un valor de 0 a todas las duraciones iguales a la edad en el momento de la defunción, obtendríamos un límite inferior de los efectos estimados de la lactancia natural.

Primero, controlar la reproducción para no tener más hijos —componente importante, y en algunos casos el único, de los programas de planificación familiar— debería tener un efecto marginal o nulo en la supervivencia. Es cierto que dejar de tener hijos en una fase temprana alterará favorablemente la distribución de los nacimientos en lo que atañe a la paridad y a la edad de la madre en el momento del parto, y debería reducir también la proporción de nacidos vivos seguidos rápidamente de otra concepción. No obstante, se comprobó que los efectos de una mayor paridad y de una mayor edad de la madre en el momento del parto eran un tanto débiles; por lo tanto, una leve mejora de la distribución de los nacimientos en cuanto a la paridad y la edad de la madre solo producirá cambios pequeños en la mortalidad. Además, aunque los efectos de una concepción subsiguiente tras un intervalo corto sean muy fuertes, la disminución de la proporción de concepciones siguientes que se lograría dejando de tener hijos sería muy pequeña, puesto que los embarazos muy seguidos se producen principalmente en las primeras etapas de la edad de procrear, y no al final. En la medida en que la planificación familiar simplemente altere las características de la limitación de la procreación, sus efectos beneficiosos en la supervivencia infantil deberían ser minúsculos.

Segundo, la introducción de algún método de control de la natalidad para espaciar o limitar la procreación afectará a la lactancia natural. De hecho, aunque todavía no se han aclarado completamente los mecanismos, existe una relación inversa entre el uso intencional de anticonceptivos y la lactancia natural: las mujeres que usan anticonceptivos tienden a amamantar mucho menos durante períodos prolongados o no amamantan en absoluto (5, 10, 41). Cualquiera que sea el mecanismo responsable de esta relación, debería inferirse que cierto grado de abandono de una costumbre que, como hemos demostrado antes, tiene un efecto considerable en la mortalidad infantil, podría contrarrestar los efectos beneficiosos del espaciamiento en la supervivencia infantil. Además, la reducción de la lactancia natural debería llevar natural-

mente, *ceteris paribus*, a un acortamiento de los intervalos entre nacimientos y, por lo tanto, tendería a contrarrestar los efectos directos del aumento del uso de anticonceptivos.

Estas consideraciones indican que no se pueden inferir los efectos definitivos de la planificación familiar en la supervivencia de los lactantes y niños pequeños de las estimaciones precedentes. La única solución al problema consiste en formular un modelo integral que tenga en cuenta simultáneamente todas las relaciones del caso.

¿Cómo debería ser este modelo? En otros artículos se ha descrito un procedimiento largo y engorroso, pero exacto (5), que combina un régimen reproductivo y uno de mortalidad arbitrarios con el propósito de determinar los efectos en la mortalidad atribuibles a costumbres reproductivas y a la lactancia natural. Lo que se propone aquí es una versión simplificada de ese modelo. En pocas palabras, el modelo simplificado define distintas distribuciones de los partos según el número de orden, la edad de la madre en el momento del parto, el tiempo transcurrido desde el parto precedente, la supervivencia del hijo anterior y el momento de la concepción siguiente. Después, a cada una de las casillas resultantes se aplica una distribución según la duración de la lactancia natural. Cada una de las clases de nacimientos definidas de esta forma está relacionada con distintas tasas de mortalidad en los segmentos (x , $x + n$ meses) contenidos, por ejemplo, en los intervalos de 0 a 11 ó 0 a 23 meses de edad. La tasa estimada de mortalidad infantil correspondiente a una cohorte determinada se calcula por medio de una proyección ponderada de los niños que sobreviven el nacimiento desde los 0 meses hasta los 12 meses de edad (exactamente) en cada una de las casillas del producto cartesiano. Este modelo simplificado se describe completamente en otra publicación (7).

Al aplicar el modelo se hizo una distinción entre 12 tipos de comportamiento: dos tipos posibles de lactancia natural, tres tipos de espaciamiento de los nacimientos y dos tipos de edad de la madre. Estos tipos son los siguientes:

- I. Lactancia natural
 - A. Lactancia natural tradicional: la lactancia natural duró más de 6 meses.
 - B. Lactancia natural moderna: la lactancia natural duró 0 meses completos.
- II. Espaciamiento de los embarazos
 - A. Intervalo corto-corto entre embarazos: el tiempo transcurrido desde el parto precedente fue menor de 19 meses, y la concepción siguiente se produjo antes de que el niño índice cumpliera 3 meses.
 - B. Intervalo corto-largo entre embarazos: el tiempo transcurrido desde el parto precedente fue menor de 19 meses, y la concepción siguiente se produjo antes que el niño índice cumpliera 6 meses, pero después del tercer mes de vida.
 - C. Intervalo largo: el tiempo transcurrido desde el parto precedente fue de 19 a 36 meses, y la concepción siguiente se produjo después de que el niño índice cumpliera 6 meses.
- III. Edad de la madre
 - A. Fecundidad temprana: la madre tenía menos de 20 años en el momento del parto.
 - B. Fecundidad tardía: la madre tenía por lo menos 20 años pero menos de 30 en el momento del parto.

CUADRO 4. Tasas de mortalidad infantil según el tipo de comportamiento (véanse las definiciones en el texto)

Espaciamiento	Etapa de la fertilidad			
	Temprana		Tardía	
	Lactancia natural	Lactancia natural	Lactancia natural	Lactancia natural
	Si	No	Si	No
Corto	0,074	0,214	0,044	0,039
Corto/largo	0,049	0,122	0,029	0,077
Largo	0,021	0,053	0,013	0,034

casillas en los dos últimos renglones del cuadro 4, eliminando así el caso extremo del intervalo corto comprendido en las casillas del renglón superior del cuadro. El valor previsto aproximado de la mortalidad infantil sería 0,0498, ligeramente menor al obtenido con los datos de la Encuesta Demográfica y de Salud de México.

Si solo se modificaran las características de la lactancia natural para que todos los niños índice se alimenten de leche materna por lo menos durante 6 meses, la tasa de mortalidad infantil esperada bajaría a 0,0279, lo cual representa una disminución de 44% por debajo del nivel básico. Por otra parte, si en lugar de cambiar las características de la lactancia natural se cambiaran el espaciamiento de los embarazos y la edad de la madre en el momento del parto, con objeto de eliminar los intervalos cortos y los partos tempranos, la tasa de mortalidad infantil esperada descendería de 0,0301 y 0,382, respectivamente, lo cual representa reducciones correspondientes de 40 y 23% respecto del nivel básico. En la situación hipotética más optimista (lactancia natural tradicional, espaciamiento óptimo y edad materna óptima en el momento del nacimiento), la tasa de mortalidad infantil esperada sería, aproximadamente, 0,013, lo cual representa una reducción de 75% por debajo del nivel básico.

Sin embargo, como ya se dijo, la reorganización del régimen reproductivo causada por la introducción de métodos modernos de planificación familiar podría tener un costo asociado: la tendencia de las mujeres a abandonar la lactancia natural tradicional al

En el cuadro 4 se indican los riesgos de morir durante el primer año de vida relacionados con cada uno de esos 12 tipos. Los efectos de la lactancia natural, el espaciamiento de los nacimientos y la edad de la madre se calculan fácilmente usando las diferencias entre las distintas casillas.¹⁵

Para determinar la contribución del régimen de lactancia natural y las características de la reproducción, consideremos los resultados que se presentan en el cuadro 5. Tomemos como base el caso en que los partos están distribuidos uniformemente en esas

¹⁵ Nótese una vez más que los efectos de la lactancia natural son moderados, puesto que hemos partido de la suposición de que todos los niños se alimentan de leche materna inmediatamente después del nacimiento.

CUADRO 5. Tasas de mortalidad infantil esperadas en distintas situaciones hipotéticas

Situación hipotética	Mortalidad infantil
I: distribución uniforme de los nacimientos en las casillas 5 a 12 del cuadro 4	0,0498
II: lactancia natural prolongada universal (sin cambios en el momento o en el espaciamiento)	0,0279
III: embarazos tardíos universales (sin cambios en el espaciamiento o en la lactancia natural)	0,0382
IV: intervalos largos universales (sin cambios en el momento o en la lactancia natural)	0,0301
V: intervalos largos universales y tardíos (sin cambios en la lactancia natural)	0,0233
VI: intervalos largos universales, tardíos, lactancia natural prolongada	0,0125

mismo tiempo que dejan de tener embarazos tempranos con intervalos cortos. En vista de ello, si todas las mujeres cambiaran su comportamiento reproductivo y solo la mitad continuara con la lactancia natural tradicional, la mortalidad infantil se situaría en 0,0233, un 53% menos que el nivel básico. En cambio, si solo una pequeña fracción de las mujeres (10%) continuaran con la lactancia natural tradicional, la mortalidad infantil se acercaría a 0,0340, de modo que seguiría siendo más baja que el nivel básico, pero más alta que los niveles observados en relación con casi todas las otras hipótesis consideradas.

De estos resultados se pueden sacar dos conclusiones relacionadas con las políticas directrices. Primero, la magnitud de los efectos de la lactancia natural es lo suficientemente grande para contrarrestar más de 60% de los cambios beneficiosos atribuibles a un mayor espaciamiento de los embarazos y a una mayor edad de la madre. Por lo tanto, en los programas de planificación familiar se debe hacer hincapié en la continuación de la lactancia natural tradicional. Segundo, los efectos del mayor espaciamiento de los embarazos y de la mayor edad de la madre son, por sí solos, lo suficientemente fuertes para reducir la mortalidad infantil de 20 a 40% por debajo de la tasa actual.

Sin embargo, estas conclusiones deben tomarse con cautela porque, si bien el efecto estimado de la lactancia natural podría ser un límite inferior, los efectos estimados en relación con el espaciamiento de los embarazos y el momento del parto se sitúan casi con seguridad en los límites superiores. Eso se debe a que no hemos explicado debidamente la correlación entre el espaciamiento de los embarazos y el momento en que se producen

durante toda la vida de una mujer, y también a que es improbable que hayamos logrado controlar todos los factores de confusión relacionados con el espaciamiento de los embarazos y el momento en que se producen. Por consiguiente, el margen aparentemente amplio para cambios que se estima a partir del cuadro 4 es engañoso si no se formulan las debidas reservas o limitaciones.

Es preciso recordar también que el margen para cambios habría sido igualmente grande o incluso mayor si hubiésemos comparado las tasas de mortalidad infantil de los sectores pobres y de los sectores con mayores recursos, *incluso manteniendo constante el efecto de los hábitos reproductivos*. En este caso, la conclusión pertinente para las directrices de las políticas habría estado encaminada hacia cambios en la distribución de la riqueza, en vez de cambios en los regímenes reproductivos. Eso indica que, en la reducción de la mortalidad, no influye un conjunto único de factores determinantes, sino varios, y es improbable que se produzcan modificaciones significativas si se formulan normas generales orientadas solamente hacia el cambio de unas pocas condiciones aisladas de otras.

AGRADECIMIENTO

Los autores agradecen el apoyo del Dr. José Antonio Solís, de la Organización Panamericana de la Salud, quien nos estimuló a realizar investigaciones de este tipo con los datos de la Encuesta Demográfica y de Salud de México. Este artículo se basa en los resultados de un proyecto de investigación financiado por la Organización Panamericana de la Salud (Proyecto de la OPS No. MCP/RPD/011/P2/90-91/830). También expresan su agra-

decimiento, por el apoyo prestado, al Center for Advanced Studies in the Behavioral Sciences (Stanford, California) y a la Fundación Nacional de Ciencias de los Estados Unidos con la subvención BNS-870084.

REFERENCIAS

1. Bongaarts J. The projection of family composition over the life course with family status life tables. En: Bongaarts J, et al, eds. *Family demography*. New York: Oxford University Press; 1987:189–212.
2. Palloni A. Effects of interbirth intervals and breast-feeding on infant and early childhood mortality. En: Ruzicka L, Wunsch G, Kane P, eds. *Differential mortality; methodological issues and biosocial factors*. Oxford: Oxford University Press; 1988.
3. Potter J. Does family planning reduce infant mortality? A comment. *Popul Dev Rev* 1988;14:179–187.
4. Trussell J. Does family planning reduce infant mortality? An exchange. *Popul Dev Rev* 1988;14:171–178.
5. Palloni A, Kephart G. The Effects of breast-feeding and contraception on the natural rate of increase: are there compensating effects? *Popul Stud* 1989;43:455–478.
6. Palloni A, Pinto G. Family planning and infant and child survival. En: *Proceedings of the IUSSP General Population Conference*. Vol. 1. Liege: International Union for the Scientific Study of the Population; 1989.
7. Palloni A, Pinto G, Lastiri S. *Reproductive regimes and early childhood mortality in Mexico*. Madison: Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin; 1993. (Working paper: 93–14.)
8. Wray JD. Maternal nutrition, breast-feeding, and infant survival. En: Mosley WH, ed. *Nutrition and human reproduction*. New York: Plenum; 1978.
9. Morley D. *Pediatric priorities in the developing world*. Boston: Butterworths; 1973.
10. Millman SR. Breast-feeding and infant mortality: untangling the complex web of causality. *Sociol Q* 1985;26:65–79.
11. Knodel J, Kinter H. The impact of breast-feeding patterns on the biometric analysis of infant mortality. *Demography* 1977;14:391–409.
12. Plank S, Milanese L. Infant feeding and infant mortality in rural Chile. *Bull World Health Organ* 1973;48:203–210.
13. Eastman NJ. The effect of interval between births on maternal and fetal outlook. *Am J Obstet Gynecol* 1944;47:445–446.
14. Fedrick J, Adelstein P. Influence of pregnancy spacing on the outcome of pregnancy. *Br Med J* 1973;4:753–756.
15. Gray RH. Birth intervals, postpartum sexual abstinence, and child health. En: Page H, Lesthaeghe R, eds. *Child-spacing in tropical Africa: traditions and change*. New York: Academic Press; 1981.
16. Cleland JG, Sathar ZA. The effects of birth-spacing on infant mortality in Pakistan. *Popul Stud* 1984;38:401–418.
17. Palloni A, Tienda M. The effects of breast-feeding and pace of childbearing on mortality at early ages. *Demography* 1986;23:31–53.
18. Retherford R, Choe MK, Thapa S, Gubhajn BB. To what extent does breast-feeding explain birth-interval effects on early childhood mortality? *Demography* 1989;26:439–451.
19. Hobcraft J, McDonald JW, Rutstein SO. Child-spacing effects on infant and early child mortality. *Popul Index* 1983;49:585–618.
20. Hobcraft JH, McDonald JW, Rutstein SO. Demographic determinants of infant and early child mortality: a comparative analysis. *Popul Stud* 1985;39:363–385.
21. Palloni A, Millman S. Effects of interbirth intervals and breast-feeding on infant and early childhood mortality. *Popul Stud* 1986;40:215–236.
22. Pebley A, Stupp P. Reproductive patterns and child mortality in Guatemala. *Demography* 1987;24:43–60.
23. DaVanzo J, Butz W, Habicht JP. How biological and behavioral influences on mortality in Malaysia vary during the first year of life. *Popul Stud* 1983;73:381–402.
24. Miller JE. Is the relationship between birth intervals and perinatal mortality spurious? Evidence from Hungary and Sweden. *Popul Stud* 1989;43:479–495.
25. Miller J, Trussell J, Pebley A, Vaughn B. Birth spacing and child mortality in Bangladesh and the Philippines. *Demography* 1992;29:305–318.
26. Kuate Defo B, Palloni A. *Determinants of infant and early childhood mortality in Cameroon*. Madison: Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin; 1992. (Working series paper: 92–23).
27. Lantz P, Partin M, Palloni A. Using retrospective surveys for estimating the effects of breast-feeding and childspacing on infant and child mortality. *Popul Stud* 1992;46:121–139.
28. Hobcraft JH. Fertility patterns and child survival: a comparative analysis. *Popul Bull United Nations* 1992;33:1–31.
29. Jelliffe DB, Jelliffe ERP. *Human milk in the modern world*. Oxford: Oxford University Press; 1978.

30. Puffer R, Serrano C. *Patterns of mortality in childhood*. Washington, DC: Pan American Health Organization; 1973. (Scientific publication 262).
31. Ajello CA. *A review of the information regarding the relationship between infant feeding practices and infant morbidity: an epidemiological perspective*. Baltimore: Johns Hopkins University Press; 1982.
32. Cantrelle P, Leridon H. Breast-feeding, mortality in childhood and fertility in a rural zone of Senegal. *Popul Stud* 1971;25:505-533.
33. Wray JD. Population pressure on families: family size and childspacing. *Rep Popul/Fam Plann* 1971; 9:403-458.
34. Wyon JB, Gordon JE. A long-term prospective-type field study of population dynamics in Punjab, India. En: Kiser CV, ed. *Research on family planning*. Princeton: Princeton University Press; 1962.
35. Wolfers D, Scrimshaw S. Child survival and intervals between pregnancies in Guayaquil, Ecuador. *Popul Stud* 1975;29:479-496.
36. Wray JD, Aguirre AL. Protein calorie malnutrition in Candelaria, Colombia: 1, prevalence: social and demographic causal factors. *J Trop Pediatr* 1969;15:76-98.
37. Boerma JT, Sommerfelt AE, Bicego G. Child anthropometry in cross sectional surveys in developing countries: an assessment of the survival bias. *Am J Epidemiol* 1992;135:438-449.
38. Boerma JT, Bicego GT. Preceding birth intervals and child survival: searching for pathways of influence. *Stud Fam Plann* 1992;23:1183-1203.
39. Aaby P. Malnutrition and overcrowding—exposure in severe measles infection: a review of communities studies. *Rev Infect Dis* 1988;10:451.
40. Harfouche JK. The importance of breast-feeding. *J Trop Pediatr* 1970;16:135-175.
41. Gómez de León J, Potter J. Modelling the inverse association between breast-feeding and contraceptive use. *Popul Stud* 1989;43:69-93.

ANEXO 1. Definición de las variables principales

Edad de la madre (Edad 1, Edad 2):

Edad (1) = 1 si la madre tiene de 15 a 20 años

Edad (2) = 1 si la madre tiene más de 34 años

Tiempo transcurrido desde el parto precedente (TPP1, TPP2):

TPP (1) = 1 si el parto \leq 18 meses

TPP (2) = 1 si 18 meses $<$ L \leq 36 meses

L = meses transcurridos desde el nacimiento del hijo precedente hasta el nacimiento del niño índice.

Número de orden del parto (OP 1, OP 2):

OP (1) = 1 si el número de orden del parto fue 1

OP (2) = 1 si el número de orden del parto fue 4 o mayor

Supervivencia del hijo precedente (S):

S = 1 si la defunción del hijo precedente se produjo antes de la fecha (estimada) de concepción del niño índice

Lactancia natural (LN) y concepción subsiguiente (CS) (convencional):

	Intervalo de edad (meses)					
	0	1-2	3-5	6-11	12-23	24-59
LN1 = 1	si alguna vez se alimentó de leche materna	D > 1	D > 3	D > 6	D > 12	D > 24
LN2 = si	—	I \leq 1	I \leq 3	I \leq 6	I \leq 12	I \leq 24

D = duración notificada de la lactancia natural

I = intervalo entre el nacimiento del niño índice y la fecha estimada de concepción del hijo siguiente

Lactancia natural (LN) y concepción subsiguiente (CS) (no convencional):

	Intervalo de edad (meses)					
	0	1-2	3-5	6-11	12-23	24-59
LN1 = 1 si	alguna vez se alimentó de leche materna	$D \leq 0$	$D \leq 0$	$D \leq 0$	$D \leq 0$	$D \leq 0$
LN2 = 1 si	—	$D = 1$	$1 \leq D < 3$	$1 \leq D < 3$	$1 \leq D < 3$	$1 \leq D < 3$
LN3 = 1 si	—	—	—	$3 \leq D < 6$	$3 \leq D < 6$	$3 \leq D < 6$
LN4 = 1 si	—	—	—	—	$6 \leq D < 12$	$6 \leq D < 12$
LN5 = 1 si	—	—	—	—	—	$12 \leq D < 24$
CS1 = 1 si	—	$I < 1$	$I < 1$	$I < 1$	—	—
CS2 = 1 si	—	—	$1 \leq I < 3$	$1 \leq I < 3$	—	—
CS3 = 1 si	—	—	—	$3 \leq I < 6$	—	—
CS4 = 1 si	—	—	—	—	—	—

Se definieron las siguientes variables para los intervalos de 12 a 23 meses y de 24 a 59 meses de edad:

Para el intervalo de 12 a 23 meses:

CS1 = 1 si $I < 6$ meses y la concepción resulta en el nacimiento de un niño que muere a los 0 meses.

CS2 = 1 si $I < 6$ meses y la concepción resulta en el nacimiento de un niño que sobrevive hasta la fecha de la encuesta.

CS3 = 1 si $6 \text{ meses} \leq I < 12$ meses.

Para el intervalo de 24 a 59 meses:

CS1 = 1 si $I < 6$ meses y la concepción resulta en el nacimiento de un niño que muere a los 0 meses.

CS2 = 1 si $I < 6$ meses y la concepción resulta en el nacimiento de un niño que sobrevive hasta la fecha de la encuesta.

CS3 = 1 si $6 \text{ meses} \leq I < 12$ meses y la concepción resulta en el nacimiento de un niño que muere a los 0 meses.

CS4 = 1 si $6 \text{ meses} \leq I < 12$ meses y la concepción resulta en el nacimiento de un niño que sobrevive hasta la fecha de la encuesta.

CS5 = 1 si $12 \text{ meses} \leq I < 24$ meses.

ABSTRACT

The Effects of Breast-feeding and the Pace of Childbearing on Early Childhood Mortality in Mexico

Using data from Mexico's Demographic and Health Survey, the authors examine the effects of breast-feeding and the pace of childbearing on early childhood mortality in a sample of 2 665 children born between 1982 and 1986. From a family planning perspective, they seek to assess the impact that changes in childbearing patterns and associated changes in breast-feeding patterns may have on infant and childhood mortality. This is done by integrating breast-feeding models with variables influencing the pace of childbearing.

The analysis indicates that the effects of breast-feeding on infant mortality were strong, consistently negative, and statistically signifi-

cant until at least the sixth month of life, after which they were considerably diluted. Among the other variables analyzed, the effects of a following conception on mortality were found to be very strong among infants 3-5 months old; and maternal age at delivery appeared to have some importance among infants 1-2 months old and among children in the second year of life.

To examine likely interactions between family planning, breast-feeding, and mortality, an integrated model was applied that simultaneously considered these and a range of other variables. The results suggest that the effects of improved birth spacing and maternal age at delivery associated with family planning are powerful enough to cause 20-40% reductions in infant mortality. However, the effects of reduced breast-feeding associated with family planning are great enough to offset more than 60% of these benefits. Limitations of the model make it necessary to emphasize that all of these conclusions need to be accepted with caution.