

Lactancia materna y diarrea aguda en los primeros tres meses de vida

Claudia Macías-Carrillo, Lic TE, M en C,⁽¹⁾ Francisco Franco-Marina, MC, M en C,⁽²⁾ Kurt Long-Dunlap, MA, PhD,⁽³⁾ Sendy Isarel Hernández-Gaytán, Ing Quim, M en C,⁽⁴⁾ Yolanda Martínez-López, Lic Enf, M en C,⁽⁵⁾ Malaquías López-Cervantes, MC, PhD.⁽¹⁾

Macías-Carrillo C, Franco-Marina F, Long-Dunlap K, Hernández-Gaytán SI, Martínez-López Y, López-Cervantes M. Lactancia materna y diarrea aguda en los primeros tres meses de vida. *Salud Publica Mex* 2005;47:49-57. El texto completo en inglés de este artículo está disponible en: <http://www.insp.mx/salud/47/eng>

Macías-Carrillo C, Franco-Marina F, Long-Dunlap K, Hernández-Gaytán SI, Martínez-López Y, López-Cervantes M. Breast feeding and the incidence of acute diarrhea during the first three months of life. *Salud Publica Mex* 2005;47:49-57. The English version of this paper is available at: <http://www.insp.mx/salud/47/eng>

Resumen

Objetivo. Evaluar el efecto de la lactancia materna exclusiva y sus interacciones con algunos factores socioeconómicos, en relación con la incidencia de diarrea aguda durante los primeros tres meses de la vida. **Material y métodos.** En la ciudad de Durango, México, en 1994 se llevó a cabo un estudio de cohorte con tres meses de seguimiento; la muestra estuvo compuesta por 327 parejas de madre y recién nacido, residentes de la ciudad de Durango, durante el periodo abril-junio de 1994. Para el análisis se utilizaron técnicas descriptivas, análisis bivariados y modelos multivariados de regresión logística con efectos aleatorios. **Resultados.** Los niños que no reciben lactancia exclusiva al seno materno tienen un riesgo significativamente elevado de padecer diarrea aguda desde el inicio de la vida ($RM_{lactancia\ mixta} = 3.23$; IC 95% 1.84-5.68 y $RM_{lactancia\ artificial} = 4.36$; IC 95% 2.32-8.19). Además, el efecto protector de la lactancia al seno materno es independiente del que tienen factores de riesgo tales como la educación materna deficiente, la falta de apoyo social y el hecho de que la madre sea adolescente. Sin embargo, en el caso especial del saneamiento ambiental encontramos evidencia de una posible modificación del efecto respecto al tipo de lactancia ($EG=9.26$; $p=0.09$), que se traduce en una razón de momios para la carencia de agua y drenaje mayor que la suma de las RM para cada condición por separado ($RM_{no\ agua/no\ drenaje} = 2.58$; IC 95% 1.10-6.03, en el modelo multivariante final). **Conclusiones.** Al igual que estudios

Abstract

Objective. To assess the effect of exclusive breastfeeding and its interactions with selected socioeconomic factors, on the incidence of acute infantile diarrhea during the first three months of life. **Material and Methods.** A prospective cohort study with a follow up of three months was conducted in 327 mother and child pairs, living in the city of Durango, Mexico, between April and June 1994. Data analyses included simple univariate and bivariate cross-tabulations, as well as multivariate logistic regression models with random effects. **Results.** Infants who were not exclusively breastfed were at a significantly increased risk of having acute diarrhea during early infancy ($OR_{combined\ breastfeeding} = 3.23$; 95% CI 1.84-5.68 and $OR_{artificial\ breastfeeding} = 4.36$; 95% CI 2.32-8.19). Moreover, the protective effect of breastfeeding was independent from the effects of the following factors: poor maternal education, lack of social support for baby care, and being an adolescent mother. However, lack of potable water and lack of sewerage were potential effect modifiers of type of lactation ($EG=9.26$; $p=0.09$; $OR_{no\ water/no\ sewerage} = 2.58$; 95% CI 1.10-6.03 in the final multivariate model), for simultaneous lack of potable water and sewerage, which is greater than the sum of the individual OR for each variable. **Conclusions.** Similar to previous studies, exclusive breastfeeding was found to have great importance, since this practice protects the child's health and allows for a better development, despite unfavorable social and economic con-

- (1) Centro de Investigación en Sistemas de Salud, Instituto Nacional de Salud Pública. Cuernavaca, Morelos, México.
- (2) Instituto Nacional de Enfermedades Respiratorias, México, DF, México.
- (3) Harvard Medical School Division of Nutrition, Boston (MA). United States of America.
- (4) Escuela de Salud Pública de México, Cuernavaca, Morelos, México.
- (5) Universidad Juárez del Estado de Durango. Durango, México.

Fecha de recibido: 21 de abril de 2004 • Fecha de aprobado: 26 de octubre de 2004

Solicitud de sobretiros: Dr. Malaquías López Cervantes. Instituto Nacional de Salud Pública, Avenida Universidad No. 655, colonia Santa María Ahuacatlán 62508, Cuernavaca, Morelos, México.
Correo electrónico: mlopez@insp.mx

previos encontramos que la lactancia exclusiva al seno materno tiene una gran importancia, a pesar de que en el entorno persistan condiciones adversas ligadas a la pobreza y al subdesarrollo socioeconómico. En especial, parece que la protección que confiere la lactancia al seno es todavía mayor cuando se carece de las condiciones básicas de saneamiento, lo cual, a su vez, se traduce en oportunidades de intervención como el aseguramiento de la provisión de agua potable para el recién nacido. El texto completo en inglés de este artículo está disponible en: <http://www.insp.mx/salud/47/eng>

Palabras clave: lactancia materna; morbilidad infantil; diarrea aguda; saneamiento; epidemiología; México

ditions. In particular, it seems that the protection conferred by breastfeeding is stronger when home conditions are poor, but this same condition presents an intervention opportunity, particularly the assurance of potable water provision for the infant when breastfeeding is not an option. The English version of this paper is available at: <http://www.insp.mx/salud/47/eng>

Key words: breast feeding; infant morbidity; acute diarrhea; sanitation epidemiology; Mexico

En la actualidad más de 10 millones de infantes mueren cada año principalmente en países en desarrollo y las tres primeras causas son la diarrea aguda, las infecciones respiratorias agudas y las afecciones perinatales;^{1,2} específicamente ocurren 1.6 a 2.5 millones de muertes anuales causadas por las enfermedades diarreicas.³ En México, desde 1997 a la fecha, este tipo de enfermedades ocupan el cuarto lugar como causa de defunción entre los niños menores de un año.^{4,*}

Diversas condiciones físicas, sociales y culturales modifican el riesgo de enfermar entre los menores de un año de edad.^{5,6} Una razón de peso para la elevada tasa de mortalidad en niños de esa edad en los países en desarrollo es el descenso en la frecuencia y duración del amamantamiento.⁷

La enfermedad diarreica aguda es más frecuente cuando predominan condiciones de vida desfavorables, como el hacinamiento, altos niveles de contaminación ambiental,^{8,9} la falta de agua potable, una deficiente atención médica, el analfabetismo, la baja escolaridad y un bajo ingreso económico que se agudizan con las crisis recurrentes, las cuales repercuten desfavorablemente sobre la alimentación y el cuidado de los niños más pequeños.^{10,11,†}

En contraste, los expertos señalan que el método más eficaz para otorgar al recién nacido una buena

nutrición y protegerlo de las infecciones es la lactancia materna como práctica exclusiva durante la infancia.¹²⁻¹⁴ No obstante, varios estudios informan que las proporciones de mujeres que ofrecieron a sus hijos lactancia al seno en forma exclusiva oscilan alrededor de 51% en las zonas urbanas^{15,16} y entre 35 y 77.5% en las zonas rurales.^{17,*}

En este trabajo presentamos los resultados obtenidos en un estudio de cohorte que se hizo en la ciudad de Durango, durante el año de 1994, y estuvo enfocado en el análisis de los posibles efectos de confusión y en las interacciones potenciales entre el tipo de alimentación infantil y algunos factores socioeconómicos, respecto de la incidencia de enfermedades diarreicas en los tres primeros meses de la vida.

Material y métodos

La cohorte de estudio fue seguida durante tres meses y estuvo compuesta por 329 parejas de madre-recién nacido, residentes de la ciudad de Durango y su periferia inmediata (hasta 10 Km). Todas las parejas se incorporaron al estudio en 1994, habiéndose atendido los nacimientos en los dos hospitales públicos más importantes de la ciudad. Para que la madre y su recién nacido pudieran incluirse en la muestra, aquélla tuvo que ser residente del área de estudio y el recién nacido tendría que encontrarse clínicamente sano y no ser producto de una violación.

Al momento del parto, mediante entrevistas estructuradas, se obtuvieron datos sobre el embarazo, la

* Elaborado a partir de la base de datos de defunciones.⁴

† Davies-Adetugbo¹¹ concluye en un estudio reciente acerca de la lactancia y los factores socioculturales, que la promoción de la lactancia exclusiva al seno materno carece de credibilidad entre los habitantes de comunidades rurales y que aun los mismos trabajadores de la salud dudan de su factibilidad. Por lo tanto, la promoción de prácticas óptimas de lactancia, incluyendo la lactancia exclusiva al seno materno, no podrán ser exitosas mientras no se tomen en cuenta las barreras culturales.

* World Health Organization. Global strategy for infant and young child feeding: The optimal duration of exclusive breastfeeding. Ginebra: WHO; 2001. A54/INF.DOC./4. Documento no publicado.

condición del recién nacido y las características socioeconómicas de la familia. En los cuestionarios y formatos de registro se incluyeron también secciones relativas a los antecedentes clínicos familiares y personales de cada uno de los padres, la historia reproductiva de la madre, los cuidados del recién nacido, el tipo de alimentación, el peso y la talla, así como la frecuencia, duración y gravedad de las enfermedades que padecieron los infantes en el periodo de seguimiento.

Para conocer la incidencia de enfermedades y el tipo de alimentación se realizaron siete visitas domiciliarias, la primera a los siete días del nacimiento y el resto a intervalos de 15 días; a pesar de que no se lograra llevar a cabo una visita, los entrevistadores volvían cada dos semanas para intentar obtener los datos subsecuentes, hasta cumplirse los tres meses posteriores al nacimiento.

Durante los meses de trabajo dentro del hospital se registraron 436 nacimientos, de los cuales 103 no fueron elegibles porque las familias vivían mas allá de los límites geográficos establecidos para la captación de la muestra, uno se excluyó por tratarse del producto de una violación y tres más por haber nacido con algún problema de salud. Posteriormente, de los 329 individuos elegibles al momento del nacimiento para integrar la cohorte se excluyeron otros 41 debido a que no fue posible localizarlos en sus domicilios durante el seguimiento (figura 1).

Por todo lo anterior, se utilizaron datos de 111 individuos con información parcial de 4 a 6 visitas domiciliarias y 177 sujetos para los que se obtuvo información completa de las siete visitas planeadas. Es pertinente aclarar que el tamaño muestral efectivo para

el análisis de las condiciones de salud en cada visita es la suma de los 177 sujetos con datos completos y los que tuviesen datos disponibles entre los 111 sujetos con datos parciales.

Para el análisis de los datos se utilizaron técnicas univariadas que permitieron obtener una descripción general de la información, pruebas simples de asociación y, finalmente, se utilizaron modelos multivariantes de regresión logística con efectos aleatorios¹⁸⁻²⁰ (*rutina xtgee, Stata v. 8.0*), lo que permitió considerar en forma dinámica las relaciones entre la incidencia de diarrea aguda, el tipo de alimentación y otros factores potenciales de riesgo, empleando el máximo tamaño muestral disponible para cada una de las visitas domiciliarias.

Resultados

En general, se obtuvo información de 84 hasta 94% de los 288 infantes; así, tenemos que el tamaño muestral efectivo durante cada visita domiciliar varió de 241 a 270 recién nacidos. En todas las visitas, las proporciones de niños y niñas se mantuvieron constantes entre sí y respecto de las cifras correspondientes al total inicial de 329 nacimientos que fueron detectados en los dos hospitales participantes en el estudio.

Cabe mencionar que en ninguna de las variables utilizadas para evaluar los efectos de las pérdidas de seguimiento se encontró evidencia de que los grupos de recién nacidos sin seguimiento, seguidos parcialmente de 4 a 6 visitas y seguidos completamente con siete visitas, fuesen diferentes (cuadro I). Según la información verbal de los entrevistadores, los princi-

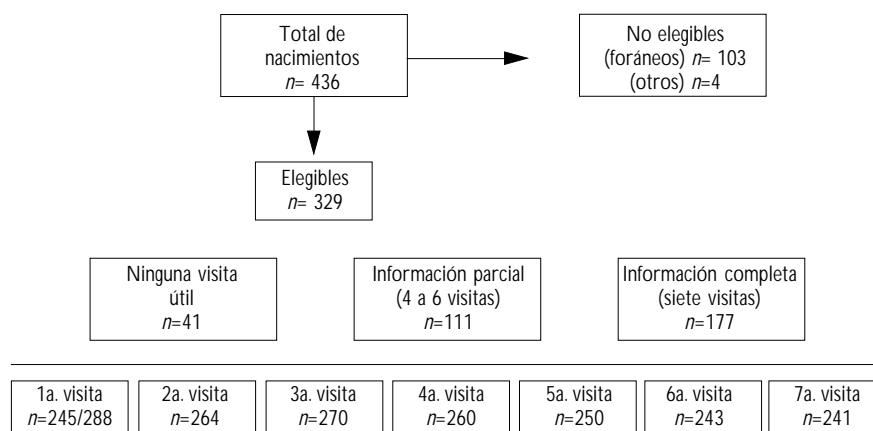


FIGURA 1. DIAGRAMA DE INTEGRACIÓN DE LA POBLACIÓN DEL ESTUDIO SOBRE DIARREA Y TIPO DE LACTANCIA. DURANGO, DURANGO, MÉXICO, 1994

Cuadro I
EVALUACIÓN DE LAS PÉRDIDAS DURANTE EL
SEGUIMIENTO. ESTUDIO SOBRE DIARREA Y TIPO
DE LACTANCIA. DURANGO, DURANGO, MÉXICO, 1994

| Características | Sin información n= 41 | Información parcial n=111 | Información completa n=177 | Valor de p |
|---------------------------|-----------------------------|---------------------------------|----------------------------------|---------------|
| Género del recién nacido | | | | |
| Masculino | 50.0 | 55.9 | 51.9 | 0.74 |
| Femenino | 50.0 | 44.1 | 48.1 | |
| Edad materna | | | | |
| <19 años | 45.5 | 40.4 | 42.3 | 0.84 |
| 20-24 años | 40.0 | 36.7 | 32.7 | |
| 25 años y más | 17.5 | 22.9 | 23.0 | |
| Escolaridad materna | | | | |
| Ninguna | 17.5 | 18.4 | 10.7 | 0.28 |
| Primaria | 50.0 | 39.4 | 39.0 | |
| Secundaria | 20.0 | 30.3 | 33.3 | |
| Preparatoria y más | 12.5 | 11.9 | 17.0 | |
| Estado civil | | | | |
| Casada | 47.5 | 56.9 | 62.7 | 0.44 |
| Unión libre | 40.0 | 29.4 | 26.6 | |
| Soltera | 7.5 | 11.9 | 7.9 | |
| Separada | 5.0 | 1.8 | 2.8 | |
| Jefe de familia | | | | |
| Padre del recién nacido | 57.5 | 67.0 | 62.7 | 0.28 |
| Madre del recién nacido | 22.5 | 24.8 | 30.0 | |
| Abuelo | 5.0 | 3.7 | 2.8 | |
| Abuela | 2.5 | 1.8 | 1.1 | |
| Otro | 12.5 | 2.7 | 3.4 | |
| Apoyo social | | | | |
| Ella sola | 7.5 | 3.7 | 3.9 | 0.76 |
| Madre y un familiar | 57.5 | 53.2 | 57.1 | |
| Amiga | 35.0 | 43.1 | 38.9 | |
| Ingreso | | | | |
| Bajo | 55.0 | 54.1 | 41.2 | 0.61 |
| Medio-alto | 45.0 | 45.9 | 58.8 | |
| Hacinamiento | | | | |
| Una persona por cuarto | 35.0 | 33.9 | 33.9 | 0.63 |
| 2 a 3 personas por cuarto | 27.5 | 29.4 | 36.2 | |
| Más de tres por cuarto | 37.5 | 36.7 | 29.9 | |
| Saneamiento | | | | |
| Con agua y con drenaje | 82.5 | 81.7 | 83.0 | 0.95 |
| Con agua y sin drenaje | 10.0 | 7.3 | 8.5 | |
| Sin agua y con drenaje | 2.5 | 6.4 | 4.0 | |
| Sin agua y sin drenaje | 5.0 | 4.6 | 4.5 | |
| Piso | | | | |
| Tierra | 17.5 | 22.0 | 14.1 | 0.22 |
| Cemento o mosaico | 82.5 | 78.0 | 85.9 | |

pales motivos de pérdidas fueron domicilios mal registrados y el hecho de que algunas mujeres fueron a vivir con sus madres u otros parientes en tanto que llegaron a sentirse restablecidas del parto.

Al final del estudio, la proporción de mujeres que informó haber ofrecido a sus hijos lactancia materna fue de 48.1%, mientras que 32.0% ofreció lactancia mixta y 19.9%, lactancia artificial. No obstante, existieron variaciones importantes durante el seguimiento de la cohorte; por ejemplo, en la primera visita se registró que 95.4% de las mujeres estaba ofreciendo lactancia en forma exclusiva o combinada con biberón, luego esta proporción disminuyó constantemente y la cifra mínima (61.4%) de mujeres que lactaban correspondió a la séptima y última visita.

En total, durante los tres meses que duró el seguimiento y considerando a los 288 individuos del estudio, se registraron 83 casos nuevos (28.8%) de enfermedad diarreica y en 15 de ellos (5.2%) se registró más de un episodio de estos padecimientos. Las incidencias acumuladas de enfermedad diarreica fueron de 10.4% durante el primer mes de la vida, 10.1% durante el segundo y 11.6% durante el tercero.

Respecto a las principales variables socioeconómicas del cuadro II la única que mostró una diferencia estadísticamente significativa en cuanto a la incidencia de enfermedad diarreica aguda fue el tipo de piso de la vivienda; aunque las incidencias no alcanzaron significancia estadística, fueron mayores en el género masculino, cuando el jefe de la familia era algún abuelo, entre las familias de menores ingresos económicos, cuando se carecía de agua y drenaje y cuando la familia vivía en condiciones de hacinamiento.

Como se muestra en el cuadro III, el hallazgo principal de nuestro estudio es el exceso del riesgo de presentar enfermedad diarreica cuando se ofreció lactancia mixta (*RR* 3.2; IC 95% 1.88-5.62), y lactancia artificial de manera exclusiva (*RR* 4.3; IC 95% 2.55-7.99). En concordancia con lo antes anotado, se muestra que el riesgo relativo de enfermedad diarreica es mayor cuando se carecía de agua y drenaje (2.16; IC 95% 0.97-4.81) y menor cuando el piso de la vivienda era de cemento o mosaico (*RR* 0.53; IC 95% 0.32-0.87); asimismo, se encontró que haber nacido durante el periodo enero-mayo (*RR* 0.85; IC 95% 0.49-1.46) y tener una escolaridad materna creciente disminuyen el riesgo de padecer diarrea entre los recién nacidos.

El modelo final multivariante quedó conformado con las variables: lactancia, edad del recién nacido, periodo del año en que tuvo lugar el nacimiento y disponibilidad de agua y drenaje en el domicilio (cuadro IV). Este modelo corrobora que el tipo de lactancia es el principal determinante de la incidencia de la enfer-

Cuadro II
INCIDENCIA DE DIARREA AGUDA, SEGÚN LAS PRINCIPALES
CARACTERÍSTICAS SOCIOECONÓMICAS. ESTUDIO SOBRE
DIARREA Y TIPO DE LACTANCIA.
DURANGO, DURANGO, MÉXICO, 1994

| Características | Incidencia | Valor de p |
|---------------------------|------------|------------|
| Género del recién nacido | | |
| Masculino | 5.9 | p= 0.57 |
| Femenino | 5.3 | |
| Edad materna | | |
| < 19 años | 5.0 | p= 0.67* |
| 20 - 24 años | 4.9 | |
| 25 años y más | 6.5 | |
| Escolaridad materna | | |
| Ninguna | 7.7 | p= 0.19* |
| Primaria | 5.1 | |
| Secundaria | 6.2 | |
| Preparatoria y más | 3.7 | |
| Estado civil | | |
| Casada | 5.6 | p= 0.23* |
| Unión libre | 4.5 | |
| Soltera | 7.9 | |
| Separada | 9.1 | |
| Jefe de familia | | |
| Padre del recién nacido | 4.9 | p= 0.33 |
| Abuelo | 7.4 | |
| Abuela | 3.8 | |
| Madre del recién nacido | 7.5 | |
| Otro | 3.6 | |
| Apoyo social | | |
| Ella sola | 5.9 | p= 0.75 |
| Madre y un familiar | 5.2 | |
| Un familiar o amiga | 6.1 | |
| Ingreso | | |
| Bajo | 6.0 | p= 0.48 |
| Medio-alto | 5.2 | |
| Saneamiento | | |
| Con agua y con drenaje | 5.1 | p= 0.09 |
| Con agua sin drenaje | 4.8 | |
| Sin agua con drenaje | 10.3 | |
| Sin agua y sin drenaje | 10.3 | |
| Piso | | |
| Tierra | 8.9 | p= 0.01 |
| Cemento o Mosaico | 5.0 | |
| Hacinamiento | | |
| Una persona por cuarto | 4.0 | p= 0.08 |
| 2 a 3 personas por cuarto | 5.8 | |
| Más de tres por cuarto | 7.0 | |
| * Prueba de tendencia | | |

Cuadro III
RIESGOS RELATIVOS SIMPLES PARA LA PRESENTACIÓN
DE DIARREA AGUDA, SEGÚN EL TIPO DE LACTANCIA
Y OTRAS VARIABLES DE INTERÉS.
DURANGO, DURANGO, MÉXICO, 1994

| <i>Características</i> | <i>RR</i> | <i>IC 95%</i> |
|-----------------------------|-----------|---------------|
| Lactancia | | |
| Materna | 1.0 | |
| Mixta | 3.23 | 1.88-5.62 |
| Biberón | 4.36 | 2.55-7.99 |
| Género | | |
| Masculino | 1.0 | |
| Femenino | 0.88 | 0.57-1.35 |
| Periodo del nacimiento | | |
| 13 de junio -9 de julio | 1.0 | |
| 26 de enero-14 de mayo | 0.85 | 0.49-1.46 |
| 10 de julio-1 de septiembre | 0.73 | 0.42-1.29 |
| 15 de mayo-12 de junio | 0.66 | 0.37-1.16 |
| Estado civil | | |
| Casada | 1.0 | |
| Unión libre | 0.80 | 0.47-1.36 |
| Soltera | 1.47 | 0.77-2.83 |
| Separada | 1.68 | 0.55-5.13 |
| Edad materna | | |
| Menos de 19 años | 1.0 | |
| 20 - 24 años | 0.81 | 0.47-1.38 |
| 25 años y más | 1.12 | 0.65-1.95 |
| Escolaridad materna | | |
| Ninguna | 1.0 | |
| Primaria | 0.64 | 0.34-1.23 |
| Secundaria | 0.79 | 0.41-1.51 |
| Preparatoria y más | 0.45 | 0.19-1.08 |
| Apoyo social | | |
| Ella sola | 1.0 | |
| Madre y un familiar | 0.90 | 0.31-2.25 |
| Amiga | 1.03 | 0.36-2.97 |
| Hacinamiento | | |
| Una persona por cuarto | 1.0 | |
| 2 a 3 personas por cuarto | 1.45 | 0.84-2.52 |
| Más de tres personas | 1.79 | 1.04-3.06 |
| Ingreso | | |
| Bajo | 1.0 | |
| Medio-alto | 0.86 | 0.56-1.32 |
| Saneamiento | | |
| Con agua y con drenaje | 1.0 | |
| Con agua sin drenaje | 0.91 | 0.38-2.21 |
| Sin agua con drenaje | 1.06 | 0.87-4.85 |
| Sin agua y sin drenaje | 2.16 | 0.97-4.81 |
| Piso | | |
| Tierra | 1.0 | |
| Cemento y mosaico | 0.53 | 0.32-0.87 |

medad diarreica aguda (RM 3.23, IC 95% 1.84-5.68 para lactancia mixta; y RM 4.36, IC 95% 2.32-8.19, para biberón), durante la vida extrauterina inmediata. Se agrega el reconocimiento de que el riesgo relativo aumenta conforme se incrementa la edad del recién nacido (RM 1.01, IC 95% 1.00-1.02), lo cual está probablemente relacionado con el hecho de que algunas mujeres suspendieron la lactancia exclusiva y de que se va perdiendo la protección que confieren los anticuerpos maternos adquiridos por vía transplacentaria.

También se probaron varias interacciones potenciales, entre las cuales las más importantes se refieren al tipo de lactancia y a la disponibilidad de agua domiciliaria, edad y escolaridad materna, estado civil, ingreso familiar, apoyo social y saneamiento ambiental (cuadro V).

En sentido estricto, puesto que los modelos de regresión logística prueban las interacciones bajo la condición de multiplicatividad, se puede concluir que ninguno de estos términos de interacción añade una capacidad explicativa estadísticamente significativa, por lo tanto, el modelo final presentado en el cuadro IV no incluyó términos de interacción. Sin embargo, nos parece importante llamar la atención del lector

Cuadro IV
MODELO FINAL DE REGRESIÓN LOGÍSTICA MÚLTIPLE CON EFECTOS ALEATORIOS PARA EVALUAR LOS FACTORES RELACIONADOS CON LA INCIDENCIA DE ENFERMEDAD DIARREICA AGUDA. ESTUDIO SOBRE DIARREA Y TIPO DE LACTANCIA. DURANGO, DURANGO, MÉXICO, 1994

| Variable | RR ajustada | IC 95% |
|-----------------------------|-------------|-------------|
| Tipo de lactancia | | |
| Materna | 1.0 | |
| Mixta | 3.23 | 1.84-5.68 |
| Biberón | 4.36 | 2.32-8.19 |
| Edad del recién nacido | 1.01 | 1.00-1.02 |
| Periodo del nacimiento | | |
| 13 de junio-9 de julio | 1.0 | |
| 26 de enero-14 de mayo | 0.65 | 0.35-1.20 |
| 10 de julio-1 de septiembre | 0.63 | 0.33-1.21 |
| 15 de mayo-12 de junio | 0.33 | 0.14-0.79 |
| Saneamiento | | |
| Con agua y con drenaje | 1.0 | |
| Con agua sin drenaje | 1.16 | 0.49 - 2.75 |
| Sin agua con drenaje | 1.21 | 0.53 - 2.77 |
| Sin agua y sin drenaje | 2.58 | 1.10 - 6.03 |

Cuadro V
EVALUACIÓN DE POSIBLES INTERACCIONES ENTRE EL TIPO DE LACTANCIA Y LAS PRINCIPALES VARIABLES DE INTERÉS. * ESTUDIO SOBRE DIARREA Y TIPO DE LACTANCIA. DURANGO, DURANGO, MÉXICO, 1994

| Característica | DG | gl | Valor de p |
|---------------------|------|----|------------|
| Edad materna | 6.71 | 4 | 0.15 |
| Escolaridad materna | 4.73 | 3 | 0.18 |
| Estado civil | 2.58 | 3 | 0.46 |
| Ingreso | 6.74 | 3 | 0.08 |
| Apoyo social | 1.17 | 3 | 0.76 |
| Saneamiento | 9.26 | 5 | 0.09 |

* Cada término de interacción fue agregado al modelo final que se presenta en el cuadro IV de manera independiente, para probar su significancia desde la perspectiva de posibles efectos multiplicativos

DG: prueba de bondad de ajuste
gl: grados de libertad

sobre el hecho de que dos términos de interacción, que son el correspondiente al ingreso y al saneamiento, tienen una $p < 0.10$ y sugieren la posibilidad de modificación del efecto desde la perspectiva de aditividad de las razones de momios. Ambos términos estarían hablando de condiciones correlacionadas en virtud de que las personas con menor ingreso tienden a vivir en viviendas carentes de agua y drenaje, así que decidimos tratar de interpretar el término relativo al saneamiento de la siguiente forma: la RM obtenida con el modelo final para la carencia simultánea de drenaje y agua potable (cuadro IV) es de 2.58 y su IC 95% de 1.10-6.03 y este estimador es mayor que la suma de las carencias individuales de drenaje o agua potable (RM 1.16 y 1.21, respectivamente), por lo que podemos tener una modificación del efecto que representa más que aditividad.

Discusión

Es importante resaltar la circunstancia de que el seguimiento de nuestra cohorte se refiere a los tres primeros meses de la vida, etapa en la cual se considera que el riesgo de padecer un episodio de enfermedad diarreica aguda es reducido, ya que aún persiste la protección conferida por la madre durante la vida intrauterina pero todavía así existe un gradiente, pues el exceso de riesgo correspondiente a la alimentación mixta, es decir a la combinación de lactancia materna y biberón, es menor al que se encontró para el caso de la alimentación enteramente artificial.

Además, los riesgos relativos correspondientes a la alimentación mixta y a la artificial se mantuvieron elevados, incluso después de controlar por un conjunto de variables confusoras potenciales. Un punto de especial interés para nosotros fue probar una serie de posibles interacciones, particularmente entre el tipo de lactancia y variables referentes al entorno físico del niño, como es el caso de la disponibilidad de agua domiciliaria, de drenaje y el tipo de construcción de la vivienda.

En este trabajo, encontramos resultados sugestivos de una posible interacción de carácter más que aditivo, en relación con dos factores; el primero es el término que representa los efectos combinados del tipo de lactancia y el ingreso familiar ($\text{DG}=6.74$, $p=0.08$), y el segundo se refiere a la combinación del tipo de lactancia con la disponibilidad de agua potable y drenaje ($\text{DG}=9.26$, $p=0.09$). La traducción de lo anterior es que el efecto de las variables combinadas implica un riesgo mayor que la suma de los riesgos individuales; el caso que nos parece más claramente interpretable es el de agua y drenaje, que según los datos del cuadro IV, tiene riesgos relativos de 1.04 (0.46-2.39) y 1.79 (0.84-3.83), respectivamente, pero cuando se carece de ambos el riesgo relativo se eleva a 2.32 (1.04-5.16), lo que se puede interpretar como una oportunidad para asegurarse de la disponibilidad de agua potable, cuando el tipo de lactancia es mixta o artificial.

Se sabe que la lactancia materna está asociada con una menor incidencia de las enfermedades infecciosas,²¹⁻²³ pero todavía falta más información acerca de las posibles interrelaciones de esta práctica y los diversos factores socioeconómicos que también han sido involucrados en la incidencia de este tipo de enfermedades.^{24,25}

Una importante cantidad de estudios transversales ha documentado la relación entre lactancia materna y morbilidad infantil,^{26,27} pero pocos han utilizado diseños más poderosos como el de cohorte,²⁸ y muy poco se han utilizado observaciones repetidas para presentar una imagen dinámica de las relaciones entre el tipo de lactancia materna, los diversos factores de riesgo socioeconómicos y la incidencia de diarrea durante la infancia temprana.

Una limitación potencial del presente estudio fue que se tuvo una pérdida de seguimiento neta de 12.5% y pérdidas parciales de información hasta en 38.5% de los individuos que cumplían los criterios de elegibilidad. No obstante, los resultados de la comparación de los subgrupos respecto de los individuos con información completa no mostraron diferencias estadísticamente significativas, por lo tanto, consideramos que nuestros datos fueron más afectados por la disminu-

ción del poder estadístico, que por los posibles sesgos derivados de las pérdidas de información. En el caso de la evaluación de interacciones es necesario anotar que la regresión logística, en la forma convencional como la utilizamos, nos limita a la evaluación de interacciones desde la perspectiva de multiplicatividad y ello dificulta el reconocimiento e interpretación de los efectos combinados de variables como las empleadas para este trabajo.

Por otra parte, una fracción importante de las madres que no practicaron la lactancia exclusiva en los primeros días del recién nacido se asocia con un rápido abandono de la lactancia materna a medida que transcurren las primeras semanas de vida del niño.²⁹⁻³¹ Este fenómeno se corroboró en nuestros datos, ya que solamente 48.1 de las mujeres ofreció lactancia exclusiva y la mayor parte de quienes combinaron la lactancia materna con el biberón fueron abandonando aquella práctica en el transcurso de los tres meses de seguimiento.

Estos fenómenos reiteran la necesidad de aportar una mayor difusión e información oportuna, adecuada y efectiva a las madres acerca de las consecuencias que tiene la falta de amamantamiento del recién nacido.³²⁻³⁴ En México, como en otras partes del mundo, la práctica de la alimentación al seno materno no se ha incrementado como debiera³⁵⁻³⁷ y esto repercute desfavorablemente en la salud de los infantes. Varios estudios nacionales relacionados con las prácticas de la lactancia al seno y la ablactación demuestran que, a través del tiempo, se ha vuelto más frecuente la lactancia mixta, combinando la leche materna con la administración de leches industrializadas.^{38,39}

Asimismo, se ha visto que la prevalencia de la alimentación al seno materno varía geográficamente de manera importante y también entre las áreas urbanas⁴⁰ y rurales;⁴¹ actualmente se ha reportado que el amamantamiento es más prevalente en las poblaciones de mayor desarrollo socioeconómico.⁴² Nuestros hallazgos son consistentes con los de otros autores⁴³⁻⁴⁸ pero agregan evidencia de que la lactancia exclusiva al seno materno disminuye la incidencia de enfermedades diarreicas agudas a pesar del efecto en contrario que tienen varios factores socioculturales que rodean a la madre y al recién nacido durante los primeros tres meses de la vida. Además, se informa de la posibilidad de lograr una protección especial cuando no es posible ofrecer lactancia al seno y se carece de agua potable y drenaje, lo cual es una hipótesis que habrá de ser probada mediante estudios subsecuentes.

Tanto en el ámbito nacional como en el internacional, particularmente en el sentido de corroborar que la ausencia de la lactancia al seno materno, su combi-

nación con el biberón y su abandono temprano producen un riesgo significativamente elevado de padecer enfermedades de tipo infeccioso, por lo que es necesario desarrollar estudios posteriores que demuestren mayor solidez científica al interior de los sistemas de salud, lo que implica fortalecer y mantener programas educativos en torno a la lactancia materna, dirigidos a los prestadores de los servicios de salud; además, se debe evaluar su actuación como verdaderos agentes promotores de la lactancia materna durante los primeros tres meses de vida en el sentido de proteger efectivamente a la población infantil, como lo han hecho en los países desarrollados, lo cual se ve reflejado en infantes más saludables.⁴⁹

Referencias

1. Ixta RO, Lugo FG, Rodríguez GG, Barrios PM. Frequency of intestinal and bacterial parasites producing diarrhea in children in a regional hospital. *Rev Latinoam Microbiol* 1993;35(2):137-142.
2. Black RE, Morris SS, Bryce J. Where and why are 10 million children dying every year? *Lancet* 2003;361:2226-2234.
3. Kosek M, Bern C, Guerrant-Richard L. The global burden of diarrhoeal disease, as estimated from studies published between 1992 and 2000. *Bull World Health Organ* 2003;81:197-204.
4. Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática/Secretaría de Salud. Proyecciones de la población de México 2000-2050. México, DF: Consejo Nacional de Población; 2002:351.
5. Juraci AC, Victora GC, Barros CF, Santos SI, Flores AJ. Impact of breast feeding on admission for pneumonia during postneonatal period in Brazil: Nested case-control study. *BMJ* 1999;318:1316-1320.
6. Dobson R. Handwashing programmes could be intervention of choice for diarrhoeal diseases. *BMJ* 2003;326:1004.
7. Kofi AA. We the children. Meeting the promises of the World Summit for Children 2001. Exclusive breastfeeding rates at less than four months 1995-2000. Nueva York (NY): Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia; 2001.
8. Creel L. Making the link. Children's environmental health: Risk and remedies. Washington, DC: Population Reference Bureau; 2002:1-8. Disponible en: <http://www.prb.org/pdf/childrensenviroh1theng.pdf>. [2004 noviembre 23].
9. Dyer O. Environmental hazards kill five million children a year. *BMJ* 2003;326:782.
10. Gorter CA, Sánchez G, Pauw J, Pérez MR, Sandiford P, Smith GD. Diarrea infantil en la Nicaragua rural: creencias y prácticas de salud tradicionales. *Bol Oficina Sanit Panam* 1995; 119(5):377-390.
11. Davis-Adetugbo AD. Socio-cultural factors and the promotion of exclusive breastfeeding in rural communities of Osun State, Nigeria. *Soc Sci Med* 1997;45(1):113-125.
12. Pabst HF. Immunomodulation by breastfeeding. *Pediatr Infect Dis J* 1997;16(10):991-995.
13. Pabst HF, Spady DW, Pilarski LM, Larson MM, Beeler JA, Krezolek MP. Differential modulation of the immune response by breast- or formula-feeding of infants. *Acta Paediatr* 1997;86(12):1291-1297.
14. World Health Organization. Infant and young child nutrition. Resolution WHA54.2 of the Fifty-fourth World Health Assembly; Ginebra: WHO; 2001. (WHA54/2001/REC/3).
15. Li L, Li S, Ali M, Ushijima H. Feeding practice of infants and their correlates in urban area Beijing, China. *Pediatr Int* 2003;45(4):400-406.
16. Long KZ, Wood JW, Vásquez GE, Weiss KM, Mathewson JJ, De la Cabada FJ *et al*. Proportional hazards analysis of diarrhea due to enterotoxigenic *Escherichia coli* and breast feeding in a cohort of urban Mexican children. *Am J Epidemiol* 1994; 139:193-205.
17. Vandale-Toney S, Rivera Pasquel ME, Kageyama-Escobar ML, Tirado-Gómez LL, López-Cervantes M. Lactancia materna, destete y ablactación: una encuesta en comunidades rurales de México. *Salud Publica Mex* 1997;39:412-419.
18. Zeger SL, Liang KY, Albert PS. Models for longitudinal data: A generalized estimating equation approach. *Biometrics* 1988;44(4):1049-1060.
19. Kleinbaum DG, Kupper LL, Muller KE. Applied regression analysis and other multivariable methods. Boston (MA): PWS-Kent Publishing Co; 1988.
20. Santamaría L, Molina I, Morales D. Comparación de métodos de ajuste de modelos lineales generalizados con efectos aleatorios. XXVII Congreso Nacional de Estadística e Investigación Operativa; 2003 abril 8-11; Lleida, Cataluña, España.
21. De Araujo AN, Giugliano LG. Lactoferrin and free secretory component of human milk inhibit the adhesion of enteropathogenic *Escherichia coli* to HeLa cells. *BMC Microbiol* 2001;1(1):25.
22. Bani IA, Saeed AA, Othman AA. Diarrhoea and child feeding practices in Saudi Arabia. *Public Health Nutr* 2002;5(6):727-731.
23. Cesar JA, Victora CG, Barros FC, Santos IS, Flores JA. Impact of breast feeding on admission for pneumonia during postneonatal period in Brazil: Nested case-control study. *BMJ* 1999;318:1316-1320.
24. Zacharoulis S, Nauman N, Marlowe M, Fawaz R, Cunningham AS, Mimouni F *et al*. Questions About AAP Breastfeeding Statement. *Pediatrics* 1998;102:1495-1496.
25. Mock NB, Sellers TA, Abdoh AA, Franklin RR. Socioeconomic, environmental and behavioral factors associated with occurrence of diarrhea in young children in the Republic of Congo. *Soc Sci Med* 1993;36(6):807-816.
26. Wray JD. Breast-feeding: An international and historical review. En: Falkner F. Infant and child nutrition worldwide: Issues and perspectives. Boca Raton (FL): CRC Press; 1991:61-116.
27. Rubin D, Leventhal J, Krasilnikoff P, Kuo HS, Jekel J, Weile B *et al*. Relationship between infant feeding and infectious illness: A prospective study of infants during the first year of life. *Pediatrics* 1990;85:464-471.
28. Beltrán AP, De Onis M, Laurer JA, Villar J. Ecological study of effect of breast feeding on infant mortality in Latin America. *BMJ* 2001;323(7308):1188.
29. Potter JE, Mojarro Dávila O, Hernández D. Opinión del personal de salud sobre el patrón de lactancia en el área rural de México. *Salud Publica Mex* 1991;33(1):18-28.
30. Riva E, Banderali G, Agostoni C, Silano M, Radaelli G, Giovannini M. Factors associated with initiation and duration of breast feeding in Italy. *Acta Paediatr* 1999;88(4):411-415.
31. Shiva F, Nasiri M. A study of feeding patterns in young infants. *J Trop Pediatr* 2003;49(2):89-92.
32. Bera S, Sabulsky J, Rajmil L, Passamonte R, Pronsato J, Butinof M. Correlates of breast feeding duration in an urban cohort from Argentina. *Acta Paediatr* 2003;92(8):952-957.
33. Albernaz E, Victora CG. Impact of face to face counseling on duration of exclusive breast feeding: A review. *Rev Panam Salud Publica* 2003;14(1):17-24.
34. Morales-Espinoza EM, Sánchez-Pérez HJ, García-Gil MM, Vargas-Morales G, Méndez-Sánchez JD, Pérez-Ramírez M. Intestinal parasites in children, in highly deprived areas in the border region of Chiapas, Mexico. *Salud Publica Mex* 2003;45(5):379-388.

35. Pérez-Escamilla R. Breast-feeding patterns in nine Latin American and Caribbean countries. PAHO Bull 1993; 27: 32-42.
36. Long DK, Rivera DJ, Rivera PM, Hernández AM, Lezana MA. Feeding patterns of Mexican infants recorded in the 1988 National Nutrition Survey. Salud Publica Mex 1995;37:120-129.
37. Ahluwalia IB, Morrow B, Hsia J, Grummer-Strawn LM. Who is breast-feeding? Recent trends from the pregnancy risk assessment and monitoring system. J Pediatr 2003;142(5):486-491.
38. Valdespino JL, Gómez-Dantes H, Garnica ME, Sepúlveda J, Lam N, Herrera MC. Encuesta Nacional de Salud 1986. Patrones de lactancia y ablactación en México. Salud Publica Mex 1989;31:725-734.
39. Pérez-Escamilla R. Breast-feeding patterns in nine Latin American and Caribbean countries. Bull PAHO 1993;27:32-42.
40. Noble L, Hand I, Haynes D, McVeigh T, Kim M, Yoon JJ. Factors influencing initiation of breast feeding among urban women. Am J Perinatol 2003;20(8):477-483.
41. Lerman Y, Slepon R, Cohen D. Epidemiology of acute diarrheal diseases in children in a high standard of living rural settlement in Israel. Pediatr Infect Dis J 1994;13(2):116-122.
43. Schlaepfer LV, Infante C. La alimentación infantil en México y su relación con la utilización de servicios de salud materna. Salud Publica Mex 1992;34:593-606.
43. Sepúlveda-Amor J. Malnutrition and infectious diseases: A longitudinal study of interaction and risk factor. México, DF: Instituto Nacional de Salud Pública; 1990. (Perspectivas en Salud Pública, No. 9)
44. Juez G. Breast feeding: General and nutritional advantages for the child under 1 year of age. Rev Chil Pediatr 1989;60(2):3-8.
45. Riveron-Corteguera RL. Estrategias y causas de reducción de la mortalidad por diarrea infantil, Cuba 1959-1999. Rev Cubana Pediatr 2000;72(3):147-164.
46. Leonore J, Launer J, Sri K. Breast feeding protects infants in Indonesia against illness and weight loss due to illness. Am J Epidemiol 1990;131:322-331.
47. Latham MC. Breast feeding reduces morbidity. BMJ 1999;318: 1303-1304.
48. Reyes H, Guiscafré H, Sarti E, Montoya Y, Tapia R, Gutiérrez G. Variaciones urbano-rurales en la atención del niño con enfermedad diarreica en México. Salud Publica Mex 1996;38:157-166.
49. Rayan SA, Wenjun Z, Acosta A. Breast feeding continues to increase into the new millennium. Pediatrics 2002;110(6):1103-1109.