Duración de la lactancia materna en la República Dominicana

Leonelo E. Bautista[1]

En el presente estudio se reanalizaron los datos de la Encuesta Nacional de Salud de la República Dominicana, realizada en 1991, con el fin de identificar las características sociodemográficas, de la atención médica, del embarazo y el niño que influyen sobre la duración de la lactancia materna total (DLMT). Se estudió una muestra de 1984 parejas madre-hijo representativa de la población nacional. De los hijos de cada madre, solo se incluyó al último niño nacido vivo, que era amamantado y menor de tres años de edad en el momento de la encuesta. Los datos sobre la DLMT y los factores estudiados se recabaron entrevistando a las madres. El riesgo de haber sido destetado a distintas edades se calculó por el método de la tabla de vida y el efecto independiente de cada variable de interés se estimó por medio de un modelo de regresión de Cox. La duración mediana de la lactancia materna total fue 7 meses y la tasa relativa de destete (TRD) fue más alta en los niños ablactados (TRD = 8,56; IC95%: 4,25–17,20), los de madres universitarias (TRD = 1,48; IC95%: 1,24–1,77), los que comenzaron a mamar tardíamente (TRD = 1,25; IC95%: 1,11–1,40), los que nacieron en instituciones públicas (TRD = 1,62; IC95%: 1,24–2,11) y privadas (TRD = 2,19; IC95%: 1,65–2,91), y en los de madres primíparas de nivel socioeconómico bajo (TRD = 1,80; IC95%: 1,45–2,24). Dentro de las estrategias de los programas de promoción de la lactancia materna habría que subrayar la importancia que reviste el retraso de ablactación, pues esta parece ser el factor que mayor impacto ejerce en la duración de la lactancia materna.

La duración de la lactancia materna (DLM) determina en gran medida la magnitud de los efectos favorables que esta forma de alimentación ejerce sobre el desarrollo (*1*), la supervivencia (*2*) y la prevención de enfermedades infecciosas del niño (*3*). La importancia de los estudios de los factores que determinan la DLM estriba en que el éxito de los programas de nutrición depende de la identificación de factores sobre los que se pueda intervenir y que sirvan de base para diseñar y ejecutar esos programas (*4*). Se sabe que, a pesar de las semejanzas regionales, existe una gran heterogeneidad entre países de una misma región en cuanto a la DLM y a sus determinantes (*5, 6*).

Aunque en la población dominicana se han realizado varios estudios sobre la lactancia materna (*7–9*), en todos ellos la DLM se ha estimado sin tomar en cuenta que en los que niños que todavía se amamantan cuando se realiza la encuesta la DLM es incompleta. Estas estimaciones podrían subestimar la DLM real. El único estudio en que la DLM se estimó utilizando un método apropiado (*10*) se llevó a cabo en una población seleccionada de usuarias de los servicios públicos de salud de varias ciudades. Sin embargo, en ninguno de estos estudios (*7–10*) se identificaron los factores que influyen sobre la DLM.

En el presente estudio, los datos de la Encuesta Nacional de Salud de la República Dominicana (ENDESA-91) (*8*), realizada en 1991, se han reanalizado por medio de análisis de la supervivencia con objeto de identificar las características sociodemográficas, de la atención médica y del embarazo y el niño que influyen en la DLM.

[1] Centro de Estudios Sociales y Demográficos, Santo Domingo, República Dominicana. Las solicitudes de separatas han de enviarse a este autor a la siguiente dirección postal: Facultad de Salud, Departamento de Salud Pública, Universidad Industrial de Santander, Carrera 32, No. 29-31, 3er. Piso, Bucaramanga, Colombia.

MATERIAL Y MÉTODOS

Para realizar esta investigación, se llevó a cabo un estudio de cohortes no concurrente a partir de datos obtenidos en la encuesta mencionada (*8*). Esta encuesta forma parte del Programa de Encuestas Demográficas y de Salud, que ha sido ejecutado en diversos países desde 1984 por el Instituto para el Desarrollo de Recursos y el Consejo de Población, con financiamiento de la Agencia de los Estados Unidos para el Desarrollo Internacional (USAID).

La encuesta se llevó a cabo con las 7142 mujeres integrantes de una muestra probabilística por conglomerados, multietápica y estratificada. La muestra se diseñó para que fuera representativa de las mujeres en edad fértil (de 15 a 49 años de edad) de cada una de las ocho regiones de salud y de las zonas urbanas y rurales del país. Primero se seleccionaron unidades primarias de muestreo (UPM), que correspondían a áreas con unas 80 viviendas cada una, y que usualmente se utilizan para fines de supervisión censal. Las UPM se seleccionaron de forma sistemática y proporcional al número de viviendas que contenía cada una. Posteriormente, el recuento de viviendas se actualizó en las UPM seleccionadas y, dependiendo de la región de salud, se seleccionó al azar un número fijo de 40 o 50 viviendas dentro de cada UPM. La selección de UPM y de viviendas se hizo por separado e independientemente en cada zona urbana y rural y en cada región de salud del país.

Los datos sobre el inicio y la DLM en los nacidos vivos durante los últimos cinco años se recabaron entrevistando a las madres. Como el número de niños mayores de tres a[illegible] amamantados es muy bajo, en este estudio solo se seleccionaron las madres y su último hijo nacido vivo, amamantado y menor de 36 meses de edad en el momento de realizar la encuesta.

La duración de la lactancia materna total (DLMT) se definió como la edad del niño en meses cuando se produjo la ablactación definitiva, independientemente del momento en que se inició el consumo de otros alimentos (*11*). En los niños fallecidos o amamantados al realizar la encuesta, la DLMT se consideró igual a su edad en ese momento y, con fines de análisis, como una observación truncada a la derecha (*12*).

Las variables independientes estudiadas incluyeron las características sociodemográficas de la madre (edad al dar a luz, nivel educativo, residencia en zona urbana o rural, nivel socioeconómico (NSE), número de partos y año de nacimiento del niño). Las características de la atención médica durante el embarazo estudiadas fueron el número de consultas prenatales, personal a cargo de ellas, tipo de institución en la que tuvo lugar el parto, personal que atendió el parto, deseo del embarazo y momento de inicio de la lactancia materna. Las características de la madre y su hijo incluyeron las enfermedades padecidas durante el embarazo (amenaza de aborto, hemorragia vaginal, placenta previa, hipertensión arterial, cardiopatías, diabetes, tuberculosis y enfermedad renal, hepática o tumoral), tipo de parto, sexo del niño y peso al nacer.

Para definir el NSE de la madre se asignó a cada artículo doméstico poseído por la familia una puntuación correspondiente a su precio en el mercado. Los terciles de la distribución de las puntuaciones totales por familia se utilizaron como puntos de corte.

El riesgo condicional de destete en cada mes de edad (la probabilidad de que un niño amamantado al inicio de un mes fuese destetado durante ese mes) y el riesgo acumulado de destete (la probabilidad de haber sido destetado en el período comprendido entre el inicio de la lactancia y cada mes de edad) se calcularon por el método de la tabla de vida (*13*). Como el diseño de la muestra original no asignaba a cada mujer en edad fértil la misma probabilidad de ser incluida en el estudio, los riesgos de destete se ponderaron a fin de obtener estimaciones representativas de la población dominicana. En consecuencia, cada observación se multiplicó por la probabilidad de selección de la madre a la cual correspondía dicha ob-

servación. Los resultados se acumularon según la duración de la lactancia. Las probabilidades de selección de cada madre se estimaron al diseñar la muestra de la encuesta original (*8*). La mediana de la DLMT se utilizó como medida resumen.

El efecto de las variables independientes sobre la DLMT se estimó mediante la tasa relativa de destete (TRD), es decir, el cociente entre la tasa de incidencia de destete (*hazard*, en inglés) en las expuestas a esas variables y la tasa en las no expuestas. La TRD (*hazard ratio*) de cada variable se obtuvo calculando el antilogaritmo del coeficiente de regresión de cada variable, estimado mediante un modelo de riesgos proporcionales (también conocido como modelo o regresión de Cox (*proportional hazards model*) (*14*).

Por otra parte, como la duración promedio hasta el desarrollo de un evento es igual al inverso de la tasa de incidencia del evento (*15*), la duración de la lactancia en un grupo de participantes puede estimarse como el inverso de la tasa de incidencia de destete en ese grupo. Por consiguiente, el inverso de la TRD se usó para estimar la duración relativa de la lactancia materna total (DRLT), es decir, cuántas veces era mayor la DLMT en el grupo de las madres no expuestas que en el de las expuestas. Asi, los efectos de cada variable se presentan no solo como una razón entre velocidades de destete (TRD), sino también como una comparación entre duraciones de la lactancia (DRL).

Con objeto de estimar el efecto independiente de cada una de las variables de interés sobre la DLMT se construyó un modelo de Cox (*14*). En la regresión múltiple se usaron datos no ponderados, ya que no se intentaba obtener promedios nacionales, sino buscar asociaciones entre la DLMT y diferentes factores de riesgo. El grado de significación estadística de las variables incluidas en el modelo se calculó mediante la prueba de Wald (*16*) y la de puntuaciones (*score test*) (*16*). La introducción de alimentos diferentes del agua a la dieta del niño (ablactación) se modeló como variable dependiente del tiempo (*17*).

Para evaluar si las tasas relativas correspondientes a las variables incluidas en el modelo eran constantes en el tiempo (supuesto de tasas proporcionales), se obtuvieron estimaciones del tiempo de supervivencia (S_t) por estrato de cada variable, se calculó el logaritmo natural negativo del logaritmo natural negativo de estas estimaciones ($-\ln(-\ln S_t)$) y, a continuación, se representaron gráficamente en función del tiempo. Cuando los datos cumplen el supuesto de la regresión de Cox, es decir, cuando las tasas son proporcionales, las curvas del $-\ln(-\ln S_t)$ de los estratos de cada factor de riesgo son paralelas (*18*).

RESULTADOS

Se estudió una muestra de 1984 parejas madre-hijo, constituida principalmente por madres jóvenes (75% menores de 30 años), de baja paridad (73% con 3 hijos o menos), bajo nivel educativo (65% con nivel primario o menor), y sin trabajo asalariado (70%). Solo una quinta parte de los niños estudiados tenía más de dos años de edad.

Durante el primer año de vida, los riesgos condicionales de destete máximos se observaron después de los 3 (17,2%), 6 (13,4%) y 12 (19,0%) meses de edad (cuadro 1). Al acumular los riesgos condicionales se constató que 22,1% de los niños ya habían sido destetados al cumplir los tres meses de edad. Este riesgo aumentó a 46,4% al cumplir 6 meses y a 65% al finalizar el primer año de vida. La mediana de la DLMT fue 7 meses.

Según el análisis univariante, la DLMT se asoció con varias de las características sociodemográficas estudiadas y aumentó en las madres de 35 y más años de edad y con la paridad (cuadro 2). Por otra parte, la DLMT disminuyó en las madres de zonas urbanas y al aumentar el nivel socioeconómico y educativo. No se asoció con la situación laboral de la madre ni con la edad del niño en el momento de la encuesta.

CUADRO 1. Riesgos condicionales y acumulados de destete durante los tres primeros años de vida del último hijo nacido vivo y amamantado de las madres de una muestra República Dominicana,1991

Intervalo de edad (meses)	Riesgo condicional de destete (%)	Riesgo acumulado de destete (%)	IC 95% Riesgo acumulado de destete
[0–1[	5,5	0,0	–
[1–2[	8,1	5,5	4,5 – 6,6
[2–3[	10,2	13,2	11,6 – 14,8
[3–4[	17,2	22,1	20,2 – 24,0
[4–5[	10,6	35,5	33,2 – 37,8
[5–6[	7,0	42,4	40,0 – 44,7
[6–7[	13,4	46,4	44,0 – 48,8
[7–8[	5,0	53,6	51,2 – 56,1
[8–9[	6,4	55,9	53,5 – 58,4
[9–10[	6,7	58,7	56,3 – 61,2
[10–11[	3,0	61,5	59,1 – 64,0
[11–12[	6,5	62,7	60,2 – 65,1
[12–13[	19,3	65,1	62,6 – 67,5
[13–14[	3,8	71,8	69,4 – 74,2
[14–15[	13,9	72,9	70,0 – 75,3
[15–16[	10,7	76,7	74,3 – 79,0
[16–17[	4,4	79,2	76,8 – 81,5
[17–18[	7,4	80,1	77,8 – 82,4
[18–19[	17,7	81,6	79,2 – 83,8
[19–20[	19.1	84,8	82,6 – 87,0
[20–21[	3,8	87,7	85,6 – 89,8
[21–22[	8,8	88,2	86,1 – 90,3
[22–23[	1,8	89,2	87,2 – 91,3
[23–24[	18,6	89,4	87,4 – 91,5
[24–25[	27,4	91,4	89,3 – 93,4
[25–26[	13,0	93,7	91,8 – 95,7
[26–27[	6,3	94,6	92,6 – 96,5
[27–28[	0,0	94,9	93,0 – 96,8
[28–29[	0,0	94,9	93,0 – 96,8
[29–30[	22,2	94,9	93,0 – 96,8
[30–31[	54,6	96,0	94,0 – 98,0
[31–32[	0,0	98,2	96,3 – 100,0
[32–33[	0,0	98,2	96,3 – 100,0
[33–34[	0,0	98,2	96,3 – 100,0
[34–35[	0,0	98,2	96,3 – 100,0

IC95%: intervalo de confianza de 95%.

Respecto a la atención médica durante el embarazo, el análisis univariante indicó que la DLMT disminuía al aumentar el número de consultas prenatales de las madres atendidas por enfermeras, en las que dieron a luz en instituciones públicas o privadas y en las que iniciaron la lactancia materna días después del parto (cuadro 3). Por el contrario, la DLMT aumentó significativa y progresivamente al descender el nivel académico del profesional que atendió el parto.

Las madres que notificaron haber padecido alguna enfermedaddurante el embarazo y las que dieron a luz por cesárea dejaron de dar de mamar 1,31 y 1,55 veces antes que las que no enfermaron y que las que tuvieron partos vaginales, respectivamente (cuadro 4). Sin embargo, las que nunca desearon procrear y las que hubieran preferido retrasar el embarazo dieron el pecho durante un período 14% y 47% más prolongado, respectivamente, que las que indicaron que deseaban quedar embarazadas. El sexo y el peso del niño al nacer no se asociaron con la DLMT.

Los resultados del análisis multivariante muestran que, independientemente del efecto de otros factores, la introducción en la dieta del niño de alimentos distintos de la leche materna y del agua fue la variable que ejerció el efecto más marcado sobre la DLMT. En los niños a los que se les retiró el pecho, la DLMT fue 11,7% de la los que continuaron recibiendo lactancia materna; es decir, los primeros fueron destetados a una velocidad mayor de ocho veces la de los segundos (cuadro 5).

Las madres con educación universitaria también destetaron a sus niños más rápidamente que las de menor nivel educativo. La DLMT en el primer grupo fue 67,6% de la del segundo (cuadro 5). Por otro lado, las madres que dieron a luz en instituciones públicas y privadas amamantaron a sus hijos, respectivamente, 61,7% y 45,7% del tiempo que lo hicieron las que lo hicieron en el hogar. De forma similar, la DLMT de las madres que empezaron a amamantar pocos días después del parto fue solo 80,0% de la duración de las que lo hicieron minutos u horas después del parto.

La presencia de un efecto del NSE diferente en las madres multíparas y en las primíparas fue un hallazgo inesperado (cuadro 5). En las multíparas con NSE medio y alto la DLMT se redujo, aproximadamente, a la mitad de la de las de NSE bajo. Sin embargo, en las primíparas se redujo a 85% en

CUADRO 2. Duración mediana (DMLMT, en meses) y relativa (DRLMT, × 100) de la lactancia materna total y tasa relativa de destete (TRD) en niños menores de tres años según características sociodemográficas de la madre. República Dominicana, 1991

Característica sociodemográfica	DMLMT	TRD bruta	IC95% TRD	DRLMT bruta
Edad de la madre				
≤19	10	1,00	–	100,0
20–24	8	1,06	0,80 – 1,24	94,3
25–29	8	1,08	0,91 – 1,28	92,6
30–34	7	1,01	0,83 – 1,23	99,0
35–39	12	0,76	0,57 – 1,00	131,6
40–49	16	0,43	0,26 – 0,71	232,6
Zona de residencia				
Rural	13	1,00	–	100,0
Urbana	8	1,58	1,41 – 1,77	63,3
Paridad				
1	8	1,00	–	100,0
2	8	0,81	0,70 – 0,94	123,5
3	8	0,78	0,67 – 0,91	128,5
4	12	0,56	0,45 – 0,68	178,6
≥5	16	0,41	0,34 – 0,49	243,9
Nivel socioeconómico				
Bajo	15	1,00	–	100,0
Medio	8	1,94	1,70 – 2,22	51,5
Alto	6	2,48	2,16 – 2,86	40,3
Nivel de escolaridad				
Ninguno	17	1,00	–	100,0
Primaria	11	1,49	1,21 – 1,84	67,1
Secundaria	8	2,19	1,76 – 2,74	45,7
Universitaria	5	3,57	2,77 – 4,61	28,0
Situación laboral				
Sin trabajo	9	1,00	–	100,0
Con trabajo	7	1,09	0,97 – 1,23	91,7
Edad actual del niño (años)				
0	9	1,00	–	100,0
1	8	1,07	0,93 – 1,24	93,5
2	9	1,01	0,86 – 1,19	98,6

IC95%: intervalo de confianza de 95%.

las de NSE medio y a 73% en las de NSE alto, ambas comparadas con las de NSE bajo.

Por su parte, el efecto de la paridad dependió del NSE. En el grupo de madres con NSE bajo, la DLMT en las primíparas fue 55,6% la de las multíparas. Por el contrario, en las madres con NSE medio y alto, la DLMT de las primíparas fue 86,2% y 82,0%, respectivamente, de la de las multíparas. Estas reducciones de la DLMT no fueron estadísticamente significativas, al contrario que la interacción entre los efectos del NSE y de la paridad sobre la DLMT (prueba de puntuaciones = 10,15; grados de libertad = 2; $P = 0{,}006$).

Por último, las curvas del $-\ln(-\ln S_t)$ en función del tiempo obtenidas con el modelo de regresión final fueron paralelas para

CUADRO 3. Duración mediana (DMLMT, en meses) y relativa (DRLMT, × 100) de la lactancia materna total y tasa relativa de destete (TRD) en niños menores de tres años según características de la atención médica durante el embarazo. República Dominicana, 1991

Característica de la atención	DMLMT	TRD bruta	IC95% TRD	DRLMT bruta
Número de controles prenatales				
0–4	14	1,00	–	100,0
5–7	8	1,50	1,28 – 1,75	66,7
8–9	8	1,73	1,47 – 2,04	57,8
10+	7	1,94	1,64 – 2,31	51,5
Personal que realizó controles prenatales				
Médico	13	1,00	–	100,0
Enfermera	7	1,63	1,46 – 1,83	61,3
Otro	15	0,71	0,51 – 1,00	140,8
Lugar del parto				
Hogar/otro	17	1,00	–	100,0
Pública	11	2,09	1,61 – 2,71	47,8
Privada	5	3,73	2,85 – 4,87	26,8
Inicio lactancia				
Horas	10	1,00	–	100,0
Días	7	1,35	1,20 – 1,51	74,1
Persona que asistió el parto				
Obstetra	7	1,00	–	100,0
Generalista	11	0,71	0,63 – 0,80	140,8
Enfermera	13	0,62	0,48 – 0,80	161,3
Partera	17	0,35	0,27 – 0,45	285,7

IC95%: intervalo de confianza de 95%.

los distintos estratos de cada factor de riesgo. Esto confirmó que los datos cumplían el supuesto fundamental del modelo de Cox (*18*).

DISCUSIÓN

En el presente estudio, la mediana de DLMT fue 7 meses y el riesgo condicional de destete más elevado se observó después de que el niño cumpliera 3, 6 y 12 meses de edad. La ablactación fue el factor de riesgo con mayor efecto reductor de la DLMT. Además, haber alcanzado un nivel de educación universitaria, iniciar tardíamente la lactancia materna, ser madre primípara de NSE bajo y haber dado a luz en instituciones médicas también disminuyeron significativamente la DLMT.

Hasta la fecha no se han notificado estimaciones del riesgo acumulado de destete de los niños dominicanos. Los riesgos acumulados de destete estimados en este estudio fueron mayores que las prevalencias de niños no amamantados por grupos de edad notificadas en encuestas demográficas y de salud (*7, 8*). De manera similar, la duración mediana de la lactancia materna total (7 meses) fue ligeramente más elevada que la notificada (6 meses) en las encuestas demográficas y de salud de 1986 y 1991 (*7, 8*) y más del doble que la indicada en 1987 en otro estudio (3 meses) (*9*). Estas diferencias podrían ser atribuibles a que en el presente estudio la DLMT se estimó mediante

CUADRO 4. Duración mediana (DMLMT, en meses) y relativa de la lactancia materna total (DRLMT) y tasa relativa de destete (TRD, × 100) en niños menores de tres años según características del embarazo y del niño. República Dominicana, 1991

Características del embarazo y del niño	DMLMT bruta	TRD	IC95% TRD	DRLMT bruta
Enfermedad durante el embarazo				
No	10	1,00	–	100,0
Sí	7	1,31	1,12 – 1,53	76,3
Tipo de parto				
Natural	11	1,00	–	100,0
Cesárea	7	1,55	1,36 – 1,76	64,5
Deseo del embarazo				
Entonces	8	1,00	–	100,0
Más tarde	11	0,88	0,77 – 1,00	113,6
Nunca	14	0,68	0,58 – 0,79	147,1
Sexo				
Varón	9	1,00	–	100,0
Hembra	9	0,98	0,88 – 1,09	102,0
Peso al nacer				
≥2500 g	11	1,00	–	100,0
<2500 g	9	0,93	0,75 – 1,14	107,5

IC95%: intervalo de confianza de 95%.

un análisis de la superviviencia (*13*), mientras que en los restantes (*7 – 9*) la estimación se llevó a cabo sin tomar en cuenta que, aunque su diseño fue transversal, la naturaleza de los datos era prospectiva, lo cual podría subestimar la DLMT (*13*).

Como se ha manifestado, la ablactación fue la variable con mayor efecto reductor de la DLMT. Winikoff (*19*) obtuvo resultados similares en varias poblaciones y Hill (*20*) señaló que la introducción de la leche artificial es el factor con mayor impacto en el cese temprano de la lactancia materna. Sin embargo, al interpretar el efecto de la ablactación sobre la DLMT, se debe tener en cuenta el motivo que condujo a la ablactación. Si se hace con la intención de preparar al niño para el destete, por definición estaría asociada con una menor DLMT. En este caso sería imposible saber en qué medida la reducción de la DLMT depende de la intención de suspender la lactancia materna y hasta qué punto debe atribuirse a la ablactación resultante de alguna perturbación de la lactancia materna.

Por el contrario, si el objetivo de la ablactación es suplementar la dieta, se debería considerar como factor de riesgo de destete. Esto último parece la explicación más probable en el presente estudio, ya que la ablactación se produjo en promedio a los dos meses, y el destete, a los siete. Es importante señalar que los resultados de un estudio experimental (*21*) muestran que la ablactación antes de los 6 meses de edad no aporta beneficios nutricionales para el niño. Aunque en ese estudio la duración de la lactancia en las madres con educación universitaria fue más breve que en las de menor nivel educativo, los efectos de este último sobre la DLMT notificados en la literatura son contradictorios. En países pobres, el nivel educativo alto se ha asociado con menor DLMT (*22-24*), aunque también se han

CUADRO 5. Tasa relativa de destete (TRD, × 100) y duración relativa de la lactancia materna total (DRLMT) ajustadas por características sociodemográficas, de la atención médica y del niño. República Dominicana, 1991

Característica	TRD	IC95% TRD	DRLMT ajustada
Introducción de alimentos			
No	1,00	–	100,0
Sí	8,56	4,25 – 17,2	11,7
Nivel de escolaridad			
Ninguno/bachillerato	1,00	–	100,0
Universitaria	1,48	1,24 – 1,77	67,6
Lugar del parto			
Hogar/otro	1,00	–	100,0
Pública	1,62	1,24 – 2,11	66,7
Privada	2,19	1,65 – 2,91	45,7
Momento en que empezó a dar el pecho			
Minutos/horas	1,00	–	100,0
Días	1,25	1,11 – 1,40	80,0
Nivel socioeconómico			
Multíparas			
Bajo	1,00	–	100,0
Medio	1,84	1,56 – 2,17	54,3
Alto	2,02	1,68 – 2,42	49,5
Primíparas			
Bajo	1,00	–	100,0
Medio	1,18	0,95 – 1,51	84,7
Alto	1,37	1,06 – 1,76	73,0
Paridad			
NSE bajo			
Multípara	1,00	–	100,0
Primípara	1,80	1,45 – 2,24	55,6
NSE medio			
Multípara	1,00	–	100,0
Primípara	1,16	0,95 – 1,40	86,2
NSE alto			
Multípara	1,00	–	100,0
Primípara	1,22	0,99 – 1,50	82,0

IC95%: intervalo de confianza de 95%.
NSE: nivel socioeconómico.

constatado efectos ajustados nulos (*19*) o de aumento con el nivel educativo (*25*). Por el contrario, en países industrializados, la DLMT parece aumentar con el nivel educativo de la madre (*26, 27*). La menor DLMT en mujeres con alto nivel educativo de países pobres podría explicarse por el hecho de que las madres de este grupo adoptan métodos de alimentación artificial antes que las de otros grupos.

Independientemente del efecto de otras variables, las madres que dieron a luz en instituciones privadas o públicas amamantaron a sus hijos durante menos tiempo que las que lo hicieron en el hogar. Se ha observado una tendencia similar en madres de Bangkok (*28*) y de Bogotá (*29*). Además, en un estudio (*19*) se encontró que, independientemente de otros factores, el parto atendido por un médico se asociaba con menor DLMT. Esto sugiere que el efecto del lugar del parto podría ser consecuencia de la influencia de prácticas modernizadas de atención materna en el inicio y la DLMT (*6, 30, 31*), dado que la atención hospitalaria convencional puede interferir en el establecimiento de una relación de confianza entre la madre y su hijo, necesaria para la lactancia materna exitosa (*32*). Esto podría estar ocurriendo a pesar de que, siguiendo la iniciativa de los "hospitales amigos del niño", en la República Dominicana se proscribe la promoción y la oferta de sustitutos de la leche materna (*31*).

Como se ha indicado en diversos estudios (*28, 30, 33, 34*), el inicio temprano de la lactancia materna se asocia con mayor DLMT. Al contacto temprano se atribuye el efecto positivo que el *alojamiento conjunto* de la madre y el niño ejerce en la DLMT (*35*). Este efecto es tan importante que la OMS y el Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF) recomiendan la aplicación de modelos de alojamiento conjunto en todas las salas de maternidad (*31*). La menor DLMT en madres que inician tardíamente el contacto con sus hijos podría deberse a la menor frecuencia de la lactancia materna y a la disminución del volumen de leche en ausencia del estímulo de la succión.

El efecto del NSE sobre la DLMT dependió de la paridad de la madre. Mientras que en madres primíparas la DLMT disminuyó ligeramente con el aumento del NSE,

en multíparas descendió de forma marcada. Este tipo de interacción no se había puesto de manifiesto previamente. Conforme a estos hallazgos, en madres con NSE medio y alto la DLMT fue independiente de la paridad, mientras que en primíparas con NSE bajo solo fue 56% de la de las multíparas de ese mismo estrato.

Como este estudio no se diseñó para evaluar la interacción entre paridad y NSE, es difícil determinar si el mecanismo de esta interacción responde a razones fisiológicas o socioculturales. Es posible que la menor DLMT en primíparas se deba a su menor reserva de grasa corporal en relación con la de las multíparas. Este efecto de la reserva de grasa corporal podría ser menor en madres con NSE medio y alto que en las de NSE bajo, ya que en las primeras las diferencias de reserva de grasa corporal serían menos marcadas a causa de su mejor estado nutricional. Por otra parte, las primíparas no tienen experiencia en lactancia materna, lo cual podría explicar que amamanten durante menos tiempo que las multíparas. Esta falta de experiencia podría ser parcialmente compensada por las madres con NSE medio y alto, habida cuenta de su mejor acceso a información sobre la lactancia. Lamentablemente, estas hipótesis no pudieron ser exploradas porque no se contaba con datos sobre el estado nutricional de las madres ni sobre su nivel de conocimiento sobre la lactancia.

Los hallazgos del presente estudio podrían deberse en parte al efecto de sesgos de selección, ya que 21,6% de las mujeres seleccionadas en la muestra original no pudieron ser encuestadas (*8*). La falta de información sobre las características de las no participantes impide evaluar la magnitud así como la dirección de posibles sesgos. Debido a que la mortalidad materna es muy baja, podemos suponer que al incluir en el estudio solamente a las madres vivas en el momento de la encuesta no se introducen sesgos importantes al estimar la DLMT.

Es poco probable que los resultados obtenidos se deban a errores de información. Aunque los datos sobre lactancia materna dependían de la memoria de las madres, el período de recuerdo fue corto, pues 80% de los niños eran menores de dos años y las madres fueron interrogadas sobre su último niño. Además, se ha notificado que la calidad de la información recolectada en las encuestas nacionales de salud es buena (*36*) y que las madres recuerdan de forma válida y precisa cuánto tiempo dieron de mamar a sus hijos (*37*).

En vistas de que el modelo de Cox se ajustó adecuadamente a los datos observados, es legítimo suponer que los hallazgos no dependieron del tipo de análisis estadístico.

De acuerdo con los resultados obtenidos, en la República Dominicana los programas de promoción de la lactancia materna deberían centrarse en las madres con educación universitaria, en las que dan a luz en clínicas privadas y en las primíparas con NSE bajo, dado que son las que amamantan durante menos tiempo a sus hijos. Dentro de las estrategias de estos programas, habría que subrayar la importancia que reviste el retraso de ablactación, pues ésta parece ser el factor que mayor impacto ejerce en la duración de la lactancia materna.

AGRADECIMIENTO

Este estudio fue financiado por el Institute for Resource Development (IRD), Macro/International.

REFERENCIAS

1. Nylander G, Lindemann R, Helsing E, Bendvold E. Unsupplemented breastfeeding in the maternity ward. Positive long-term effects. *Acta Obstet Gynecol Scand* 1991;70:205–209.

2. Victoria CG, Smith PG, Vaughan JP, et al. Evidence for protection by breast-feeding against infant deaths from infectious diseases in Brazil. *Lancet* 1987;2:319–322.

3. Goldman AS, Garza C, Nichols BL, Goldblum RM. Immunologic factors in human milk during the first year of lactation. *J Pediatr* 1982;100:563–567.

4. Tognetti J. Evaluating breastfeeding promotion programmes. In: Jelliffe DB, Jelliffe EFP. *Pro-*

grammes to promote breastfeeding. New York: Oxford University Press; 1988:405–419.

5. Pérez-Escamilla R. Breastfeeding in Africa and the Latin American and Caribbean region: the potential role of urbanization. *J Trop Pediatr* 1994;40:137–143.

6. Winikoff B, Laukaran VH. Breast feeding and bottle feeding controversies in the developing world: evidence from a study in four countries. *Soc Sci Med* 1989;29:859–868.

7. República Dominicana, Secretaría de Estado de Salud Pública y Asistencia Social, Consejo Nacional de Población y Familia/Institute for Resource Development/Westinghouse. *Encuesta demográfica y de salud 1986 (DHS-86)*. Santo Domingo: CONAPOFA; 1987.

8. República Dominicana, Instituto de Estudios de Población y Desarrollo, Oficina Nacional de Planificación/Institute for Resource Development/Macro International Inc. *Encuesta demográfica y de salud 1991*. Santo Domingo: PROFAMILIA; 1992.

9. Gómez E, Montero R, Canario M. Patrones de lactancia materna en el Distrito Nacional de la República Dominicana. En: República Dominicana, Centro Nacional de Investigación en Salud Materno Infantil. *Estado actual de la lactancia materna en la República Dominicana*. Santo Domingo: CENISMI; 1987.

10. Ogando E, Romero H, Soriano G. *Monitoreo del efecto de las políticas económicas y sociales en el bienestar infantil 1988–1991*. Santo Domingo: Centro Nacional de Investigación en Salud Materno Infantil, Oficina Nacional de Planificación/Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia; 1992.

11. Labbok M, Krasovec K. Toward consistency in breastfeeding definitions. *Stud Fam Plann* 1990;21:226–230.

12. Kahn HA, Sempos CT. Follow-up studies: life tables. In: Kahn HA, Sempos CT. *Statistical methods in epidemiology*. New York: Oxford University Press; 1989:168–205.

13. Collect D. *Modelling survival data in medical research*. London: Chapman & Hall; 1994:15–24.

14. Collect D. *Modelling survival data in medical research*. London: Chapman & Hall; 1994:53–106.

15. Rothman K. *Modern epidemiology*. Boston: Little Brown; 1986:23–29.

16. Clayton D, Hills M. *Statistical models in epidemiology*. Oxford: Oxford University Press; 1993:96–109.

17. Thomas DC. Statistical methods for analyzing effects of temporal patterns of exposure on cancer risks. *Scand J Work Environ Health* 1983;9:353–366.

18. Harrell FE Jr, Lee KL. Verifying assumptions of the Cox proportional hazards model. En: *proceedings of the Eleventh Annual SAS User's Group International Conference, 1986*. Cary, NC: SAS Institute, Inc.; 1986.

19. Winikoff B. Summary. In: Winikoff B, Castle MA, Laukaran VH. *Feeding infants in four societies: causes and consequences of mothers' choices*. New York: Greenwood Press; 1988:227–246.

20. Hill PD. Predictors of breast-feeding duration among WIC and non-WIC mothers. *Public Health Nurs* 1991;8:46–52.

21. Cohen RJ, Brown KH, Canahuati J, Rivera LL, Dewey KG. Effects of age of introduction of complementary foods on infant breast milk intake, and growth: a randomised intervention study in Honduras. *Lancet* 1994;344:288–293.

22. Meftuh AB, Tapsoba LP, Lamounier JA. Breastfeeding practices in Ethiopian women in southern California. *Indian J Pediatr* 1991;58:349–356.

23. Manderson L. 'These are modern times': infant feeding practice in Peninsular Malaysia. *Soc Sci Med* 1984;18:47–57.

24. Forman MR. Review of research on the factors associated with choice and duration of infant feeding in less-developed countries. *Pediatrics* 1984;74:667–694.

25. Monteiro CA, Zuniga HP, Benicio MH, Rea MF. Breast-feeding patterns and socioeconomic status in the City of Sao Paulo. *J Trop Pediatr* 1988;34: 186–192.

26. Michaelsen KF, Larsen PS, Thomsen BL, Samuelson G. The Copenhagen cohort study on infant nutrition and growth: duration of breast feeding and influencing factors. *Acta Paediatr* 1994;83:565–571.

27. Vestermark V, Hogdall CK, Plenov G, Birch M, Toftager-Larsen K. The duration of breast-feeding. A longitudinal prospective study in Denmark. *Scand J Soc Med* 1991;19:105–109.

28. Winikoff B, Durongdej S, Cerf BJ. Infant feeding in Bangkok, Thailand. In: Winikoff B, Castle MA, Laukaran VH. *Feeding infants in four societies: causes and consequences of mothers' choices*. New York: Greenwood Press; 1988:15–41.

29. Castle MA, Solimano G, Winikoff B, Samper de Paredes B, Romero ME, Morales de Look A. Infant feeding in Bogota, Colombia. In: Winikoff B, Castle MA, Hight Laukaran V. *Feeding infants in four societies: causes and consequences of mothers' choices*. New York: Greenwood Press; 1988:43–66.

30. Winikoff B, Castle MA. The influence of health services on infant feeding. In: Winikoff B, Castle MA, Laukaran VH. *Feeding infants in four societies: causes and consequences of mothers's choices*. New York: Greenwood Press; 1988:147–164.

31. World Health Organization. Protecting, promoting and supporting breast-feeding: the special role of

maternity services. A joint WHO/UNICEF statement. *Int J Gynecol Obstet* 1990;31 (Suppl): 171–183.

32. Hofmeyr GJ, Nikodem VC, Wolman WL, Chalmers BE, Kramer T. Companionship to modify the clinical birth environment: effects on progress and perceptions of labour, and breastfeeding. *Br J Obstet Gynaecol* 1991;98:756–764.

33. Salariya EM, Easton PM, Cater JI. Duration of breastfeeding after early initiation and frequent feeding. *Lancet* 1978;2:1141–1143.

34. Elander G, Lindberg T. Short mother-infant separation during first week of life influences the duration of breastfeeding. *Acta Paediatr Scand* 1984;73:237–240.

35. Perez-Escamilla R, Segura Millan S, Pollitt E, Dewey KG. Effect of the maternity ward system on the lactation success of low-income urban Mexican women. *Early Hum Dev* 1992;31:25–40.

36. Goldman N, Rutstein SO, Singh S. *Assesment of the quality of data in 41 WFS surveys: a comparative approach*. Voorburg, Netherlands: International Statistics Institute; 1985:5–83.

37. Eaton Evans J, Dugdale AE. Recall by mothers of the birth weights and feeding of their children. *Hum Nutr Appl Nutr* 1986;40:171–175.

Manuscrito recibido el 25 de mayo de 1995. Aceptado para publicación en el *Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana*, tras revisión, el 22 de febrero de 1996.

ABSTRACT

Duration of breast-feeding in the Dominican Republic

The present study reanalyzed data from the Dominican Republic National Health Survey, conducted in 1991, in order to identify the socioeconomic characteristics and the factors related to medical care, the pregnancy, and the child which influenced the total duration of breast-feeding (TDBF). A representative sample of 1984 mother-infant pairs was studied. Of the children of each mother, only the last one who was breast-fed and was less than three years old at the time of the survey was included. Data on TDBF and the factors studied were collected by interviewing the mothers. The risk of having been weaned at various ages was calculated by means of a life table, and the independent effect of each variable of interest was estimated using Cox's regression model. The median TDBF was 7 months and the relative weaning rate (RWR) was higher among weaned children (RWR = 8.56; 95%CI: 4.25 — 17.20), those whose mothers had a university education (RWR = 1.48; 95%CI: 1.24 —1.77), those who began to suckle late (RWR = 1.25; 95%CI: 1.11 — 1.40), those who were born in public institutions (RWR = 1.62; 95%CI: 1.24 — 2.11) and private institutions (RWR = 2.19; 95%CI: 1.65 — 2.91), and those born to first-time mothers of a low socioeconomic level (RWR = 1.80; 95%CI: 1.45 — 2.24). Among the strategies of programs to promote breast-feeding, the importance of delayed weaning should be underscored, since this factor has the greatest influence on duration of breast-feeding.