

Factores de riesgo de retraso en el crecimiento lineal en niños de 12 a 120 meses de edad en Arandas, Jalisco, México

Edgar M. Vásquez Garibay, Miguel Ángel Ortiz Ortega, Enrique Romero Velarde, Francisco Nápoles Rodríguez

Instituto de Nutrición Humana, Departamento de Reproducción Humana, Crecimiento y Desarrollo Infantil, CUCS, Universidad de Guadalajara. Jalisco, México

RESUMEN. El propósito fue identificar los factores asociados a retraso en el crecimiento en niños de una región semi-rural en Arandas, Jalisco, México. En estudio transversal analítico se incluyeron 432 niños de 12 a 120 meses. Se analizaron variables sociales, demográficas, económicas, dietéticas y patológicas. Se utilizó la puntuación Z del índice talla/edad (< -1 DE y < -2 DE) para evaluar el déficit de crecimiento. Con la prueba de chi cuadrada y la razón de momios (IC 95%) se estimaron los factores de riesgo y protección. Los factores de riesgo fueron: > tres niños en la familia [RM 1.71 (1.01, 2.87)], consumo de sodas azucaradas > 4 veces por semana [RM 2.36 (1.19-4.73)], ingreso familiar mensual < 200 USA dólares [RM 3.5 (1.28, 9.76)] y gasto per cápita en alimentación < 10% de un salario mínimo (100 USA dólares al mes) [RM 1.81 (1.06, 3.09)]; edad < 24 meses [RM 2.02 (1.09, 3.75)], adición de azúcar al biberón [RM 8.56 (1.84, 54.9)], modificación de la dieta durante la diarrea [RM 2.40 (1.02, 5.77)] ingestión de leche < 4 veces a la semana [RM 2.71 (1.55, 4.73)] y casi significativo: consumo de frijoles [RM 1.75 (0.98, 3.13)]. Factores de protección: familia nuclear [RM 0.28 (0.09, 0.85)] y dilución adecuada de la fórmula de alimentación [RM 0.71 (0.60, 0.85)]. En el modelo de regresión los factores de riesgo fueron: consumo de sodas, frijoles y adición de azúcar u otros edulcorantes al biberón.

Palabras clave: Factores de riesgo y protección, retraso en el crecimiento, niños.

INTRODUCCION

En la región del sureste de México, población mayoritariamente indígena (1), persiste una elevada prevalencia de desnutrición primaria crónica y retraso del crecimiento lineal (RCL), debido a diversos factores: hábitos de alimentación, con frecuencia deficitarios en proteínas, nutrimentos inorgánicos y energía, analfabetismo y extrema pobreza (2, 3). En 1999, la Encuesta Nacional de Nutrición

SUMMARY. Risk factors associated to growth retardation in children 12 to 120 months of age in Arandas, Jalisco, México.

The purpose was to identify risk factors associated to deficit on linear growth in children from a semi-rural population in Arandas, Jalisco, Mexico. In a cross sectional study 432 children, 12 to 120 months old were included. Social, demographic, economical, dietetic and pathological characteristics and deficit in the height /age index (< -1 and -2 z score) were considered. A chi square test and Odds Ratio (CI 95%) to identify the risk and protection factors were also obtained. Risk factors for height/age deficit were: > 3 children in the family [OR 1.71 (1.01, 2.87)], soft drinks consumption > 4 times a week [OR 2.36 (1.19-4.73)], family's monthly income < 200 USA dollars [OR 3.5 (1.28, 9.76)] and per capita food expenses < 10% of a minimum salary (100 USA dollars a month) [OR 1.81 (1.06, 3.09)]; age < 24 months [OR 2.02 (1.09, 3.75)], adding sweeteners to the bottle [OR 8.56 (1.84, 54.9)], diet modification during diarrhea [OR 2.40 (1.02, 5.77)], milk intake < 4 times a week [OR 2.71 (1.55, 4.73)] and nearly significant, bean consumption [1.75 (0.98, 3.13)]. Protection factors: nuclear family [OR 0.28 (0.09, 0.85)] and an adequate infant formula dilution [OR 0.71 (0.60, 0.85)]. In multivariate models associated factors to deficit of height were higher consumption of soft drinks, beans and the addition of sweeteners to the bottle. In addition to socioeconomic variables, lower consumption of high quality food and proteins and higher intake of legumes were important risk factors for mild and moderate deficit height/age.

Key words: Risk and protection factors, growth retardation, children.

(ENN-1999) (2) detectó los distritos, regiones y comunidades donde la mala nutrición era más frecuente (4).

El municipio de Arandas, Jalisco está localizado en la parte media del Occidente del país, tiene 2060 m de altitud y un área de 1239 km². El clima es semi-seco y el promedio de la temperatura anual es de 10° C (7.3-30° C). Al momento del estudio, la población se estimaba en 75,064 habitantes. Las poblaciones que integran el municipio son Arandas, San Ignacio Cerro Gordo, Santa María del Valle y Santiaguito de Velásquez; una parte importante de sus habitantes viven en forma dispersa en alrededor de 200 delegaciones pequeñas. El ingreso económico y educación de esta población ha sido el más bajo de la región y estos factores junto con su fuerte conservadurismo y religiosidad también podrían explicar su

Ayudado por: Universidad de Guadalajara, Simorelos Conacyt, Hospital Civil "Dr Juan I. Menchaca", Secretaría de Desarrollo Social

elevada tasa de natalidad. Otros aspectos importantes de esta población son su característica étnica (la mayoría caucásica) y una elevada migración hacia los Estados Unidos de América (EUA).

El Instituto Alteño para el Desarrollo de Jalisco (INADEJ) es un organismo no gubernamental, no lucrativo que provee apoyo en salud y nutrición a los niños de esa zona de Los Altos de Jalisco. Durante el periodo de estudio el INADEJ contaba con 1196 niños; 603 (50.4%) de las áreas más urbanizadas y el resto, 593 (49.6%) de las zonas rurales. Considerando las peculiaridades de esta población alteña poco explorada en el país, el propósito del estudio fue analizar los factores de riesgo y protección asociados a RCL de causa no orgánica como una expresión de desnutrición crónica o pasada.

MATERIAL Y METODOS

Métodos y sujetos

En un estudio transversal analítico (5) se realizaron 432 encuestas y mediciones antropométricas a niños y niñas de 12 a 120 meses de edad que asistieron por primera vez a INADEJ. Todos tuvieron peso normal al nacer, sin infección aparente, diarrea u otra patología o sospecha de algún síntoma clínico. Si algún sujeto mostró síntomas o evidencias de enfermedad crónica (genética, malformaciones congénitas, neuropatía crónica, síndrome de mala absorción, tuberculosis, etc.) fue excluido del estudio.

Variables dependientes

Índice talla/edad con dos niveles de puntuación Z (< -1 y < -2 DE); criterios nacionales (2, 6) e internacionales (7). De acuerdo con el criterio nacional (6) consideraremos retardo leve cuando el índice talla/edad sea < -1 DE y moderado a grave cuando sea < -2 DE.

Independientes

Para la obtención de estas variables se diseñó una encuesta "ad hoc" para explorar cada uno de los apartados señalados. Los datos relacionados con la alimentación incluyen frecuencia semanal de consumo de alimentos en la familia, antecedentes de alimentación y frecuencia de consumo de alimentos de los sujetos. Variables: a) Demográficas: edad, sexo, estado civil, de salud y educación de los padres (analfabetismo, primaria incompleta, completa, etc., hasta licenciatura y promedio de escolaridad), y las características de la familia; b) Socioeconómicas: situación económica de la familia, empleo, ingreso mensual de ambos padres, gastos mensuales en alimentación por cada persona y seguridad social; c) Antecedentes dietéticos: hábitos de lactancia materna, destete, adición de azúcar u otros edulcorantes en el biberón, ofrecimiento de fórmula en biberón al acostarse, alimentación

complementaria; d) Frecuencia de consumo de alimentos; e) Infección e higiene: frecuencia de episodios diarreicos e infecciones agudas de vías respiratorias superiores en el año previo, higiene de los alimentos, el hábito de "dejar la cucharita" en la lata de la leche en polvo; f) Características de la vivienda. Para la captura de datos se diseñó un instrumento.

Estrategias de trabajo de campo

Dos investigadores entrenados y dos asistentes de investigación participaron en el trabajo de campo. Una vez obtenido el consentimiento por escrito de un familiar, la encuesta fue realizada entre el martes y el viernes de cada semana y las mediciones antropométricas se tomaron una vez a la semana (martes).

Equipo y técnicas de medición

Dos observadores entrenados y estandarizados obtuvieron todas las mediciones. Peso: Los niños menores de 36 meses de edad fueron pesados sin pañal en una báscula mecánica con capacidad de 16 kg. y lectura mínima de 5 g (Oken [®], México, DF, México). Los niños mayores de 36 meses se pesaron en ropa interior y una bata de algodón (pesada previamente) parados en una báscula mecánica (Torino [®], México, DF, México) con una lectura mínima de 100g. Longitud: los sujetos menores de 24 meses se midieron en un infantómetro graduado como el descrito previamente (8). Estatura: Los niños mayores de 24 meses se midieron en una escala vertical graduada utilizando el procedimiento previamente descrito (8). Con la información obtenida se calcularon los índices longitud/edad y talla/edad con puntuación Z (7).

Análisis estadístico

Se utilizaron los programas D-base IV, Epi-info 6.04 y SPSS.10. Además de la estadística descriptiva se utilizaron las pruebas de chi cuadrada para una o varias proporciones (Kruskal Wallis) y la prueba exacta de Fisher cuando el número de observaciones fue inferior a cinco. Con la asociación significativa entre el déficit antropométrico y los factores de riesgo y protección se estimó la razón de momios (RM) y su intervalo de confianza (IC 95%) para determinar su significado epidemiológico. Finalmente se utilizó una prueba de regresión logística con aquellas variables significativamente asociadas.

Consideraciones éticas

Se obtuvo el consentimiento por escrito de alguno de los padres o de la persona legalmente responsable y el protocolo fue aprobado por el comité de Bioética del Hospital Civil de Guadalajara.

RESULTADOS

El promedio del índice talla/edad se encontró por debajo de -1 DE en los tres grupos estratificados por edad (12 a 23 meses; 24 a 59 meses y 60 a 120 meses), Tabla 1. Respecto al grupo etario, 10.9% fueron niños de los 12 a 23 meses, 32.4% de 24 a 59 meses y 56.7% de 60 a 120 meses de edad; 50.9% fueron del sexo femenino y 28.5% contaban con seguridad social. En la Tabla 2 aparecen características generales de los niños y sus familias. Las familias eran nucleares en 91% de los casos y 64.5% tenía más de cuatro hijos. El déficit antropométrico más pronunciado se observó en el grupo de 12 a 23 meses de edad. Eran analfabetas 50% de los padres (papá y mamá) y los papás tenían ocupaciones diversas. La mayoría de los padres estaban casados por ambas leyes civil y religiosa (En México solo la ceremonia civil es legal). El promedio de ingreso familiar mensual fue alrededor de 200 dólares americanos y el gasto en alimentación *per cápita* para las tres comidas del día era de 0.60 dólares americanos. Todas las familias consumían tortillas diariamente, 82% consumían leguminosas (frijoles), 38% consumían alimentos considerados “productos chatarra” (golosinas, refrescos o sodas endulzadas, frituras, etc.) y solo 12% consumían carne más de tres veces por semana.

TABLA 1

El índice talla/edad por grupo de edad (puntuación z) & †

Grupo de edad (meses)	n	X	DE	Límites	
12 – 23	47	17.46	3.4	12	23
Longitud (cm)		76.2	4.7	66	91
Peso (kg)		8.9	1.2	4.4	11.3
Longitud/edad (z)		- 1.5	0.96	- 3.9	3.3
24 – 59	140	40.3	10.3	24.0	59.0
Estatura (cm)		92.0	7.1	76.0	107.4
Peso (kg)		12.3	1.8	8.1	17.7
Talla/edad (z)		- 1.3	0.9	- 5.0	1.1
60 – 120	245	88.4	17.6	60.0	120.0
Estatura (cm)		116.1	8.8	93.3	140.0
Peso (kg)		19.4	3.4	12.0	28.2
Talla/edad (z)		- 1.3	0.7	- 6.3	1.35
Todos los sujetos	432	65	31.1	12	120
Talla (cm)		104	16.6	65.9	140
Peso (kg)		16	4.9	4.4	28.2
Talla/edad (z)		- 1.3	0.8	- 6.3	3.3

& T/E (Z) < -1 SD: 12 – 23: 46.4%; 24 – 59: 46.8%; 60 – 120: 54.6%

† T/E (Z) < -2 SD: 12 – 23: 28.6%; 24 – 59: 17.5%; 60 – 120: 12.9%

TABLA 2

Características generales de los sujetos (n = 432)

Variable	n	%
Lugar de nacimiento (n = 429)		
Hospital privado	191	44,5
Hospital público	125	29,1
Seguro social	69	16,1
Otros	44	10,3
Tipo de familia		
Nuclear	392	90,7
Extensa / Ampliada &	14	3,2
Extensa †	22	5,1
Otros	4	0,9
Miembros en la familia		
1-3	26	6,0
4-6	198	45,8
7-9	127	29,4
>9	81	18,8
Hijos vivos (n = 423) #		
1-3	150	35,5
4-6	175	41,4
7-9	77	18,2
>9	21	4,9

& Abuelos incluidos; † Otros miembros y no miembros de la familia viviendo en el mismo domicilio. # Se refiere a total de hijos vivos de las madres de los sujetos

Talla para la edad (< -1 z)

Variabes demográficas

El grupo etario de 12 a 24 meses fue el de mayor riesgo de déficit leve en el índice talla/edad vs. El grupo de 24 a 59 meses (75 vs. 61%), [RM 1.93 (1.07, 3.43), $p = 0.019$]. Cuando el número de niños en la familia fue = 3 vs. < 3 o = 5 vs. < 5, el riesgo de retraso en el crecimiento fue mayor de manera significativa [69 vs. 56%, RM 1.71 (1.01, 2.87), $p = 0.032$ y 71 vs. 56%, RM 1.91 (1.09, 3.37), $p = 0.019$ respectivamente]

Variabes socioeconómicas

Padres con empleo estable se asociaron a mayor déficit talla/edad (75 vs. 58%, $p = 0.05$). Cuando el ingreso económico familiar mensual fue menor a 200 dólares americanos vs. > 400 dólares el riesgo de RCL fue mayor (70 vs. 40%), [RM 3.5 (1.28, 9.76), $p = 0.005$]. La menor cantidad de dinero gastada en alimentos, el alto costo en el suministro de agua, gas y energía cuando fueron tomados como un porcentaje del salario mínimo, fijo y mensual fueron factores que incrementaron significativamente el riesgo de RCL, Tabla 3.

TABLA 3
Variables económicas asociadas al déficit en el índice talla/edad (< - 1 z)

Variable	Expuestos ¹		No expuestos ²		RM	IC (95%) &	P
	N	%	N	%			
Empleo del padre †	108/149	72	162/256	63	1.53	0.96-2.43	0.05
Ingreso familiar							
Ingreso del padre ‡	44/59	74	41/70	58	1.27	0.99-1.63	0.057
Familiar (mensual) ¶	203/290	70	74/127	58	1.67	1.06-2.64	0.019
Familiar (mensual) §	203/290	70	8/20	40	3.5	1.28-9.76	0.005
Gastos de la familia							
Gasto aliment. per capita ††	80/105	76	200/313	63	1.81	1.06-3.09	0.02
Gasto en agua, electricidad y gas ‡‡	75/96	78	198/312	63	2.08	1.18-3.69	0.006
Deudas fijas (mensual) ¶¶	12/12	100	55/77	71	1.40	1.22-1.62	0.03
Deudas fijas (mensual) §§	13/13	100	97/149	65	1.54	1.37-1.73	0.009

¹Expuestos al factor considerado de riesgo según la RM; ²No expuestos al factor considerado de riesgo & Intervalos de confianza; † Estable vs. Eventual; ‡ ≤ 100 vs. > 100 dólares americanos (mensual); ¶ ≤ 200 vs. 200 dólares (mensual); § ≤ 200 vs. ≥ 400 dólares (mensual); †† < vs. ≥ 10% de un salario mínimo (mensual); ‡‡ > vs. ≤ 20% de un salario mínimo (mensual); ¶¶ > 60 dólares (Prueba exacta de Fisher); §§ > 60% de un salario mínimo

Antecedentes dietéticos

Una dilución adecuada de la fórmula de alimentación durante el primer año de la vida, tuvo un efecto protector [RM 0.71 (0.60, 0.85), p = 0.002].

Frecuencia en el consumo de alimentos

Cuando el consumo de derivados de la leche fue 0 a 1 veces a la semana, el riesgo de déficit antropométrico fue mayor que cuando el consumo fue 2-4 veces por semana (71 vs. 54%) [RM 1.86 (1.15, 3.02), p = 0.007].

Características de la vivienda

El déficit en el índice talla/edad fue menor cuando el suministro de agua fue intra-domiciliario, o bien, guardado en cisternas, tinacos o en tambos (64%) que cuando fue guardada en cubetas pequeñas u ollas (76%), [RM 0.56 (0.33, 0.99), p = 0.02].

Talla para la edad (< - 2 z)

Características demográficas

El déficit moderado en el índice talla/edad afectó más a los preescolares menores de 24 meses que aquellos entre los 24 a 59 meses (28.6 vs. 17.5%) [RM 2.02 (1.09, 3.75), p = 0.02]. Una situación similar ocurrió cuando los niños menores de cinco años de edad fueron comparados con aquellos mayores de esa edad (19.5 vs. 13%), [RM 1.6, (1.07, 2.40), p = 0.016]. Pertenecer a una familia nuclear fue un factor de protección (17.6 vs. 43%), [RM 0.28 (0.09, 0.96), p = 0.028]. El estado civil de los padres fue una variable importante: cuando los padres estaban casados por las leyes civil y religiosa, o viviendo en pareja, el déficit en el índice talla/edad fue menor (17.6 vs. 44%), [RM 0.27 (0.09, 0.85), p = 0.008] que cuando los niños eran hijos o hijas de madres solteras o separadas.

TABLA 4
Variables dietéticas del niño asociadas a déficit talla/edad (< - 1 z)

Variable	Expuestos ¹		No expuestos ²		RM	IC (95%) &	P
	N	%	N	%			
Leguminosas †	250/364	68	35/63	55	1.75	0.98-3.13	0.04
Carne ‡	132/186	71	127/209	60	1.51	1.01-2.46	0.03
Derivados lácteos ‡	146/204	71	77/134	57	1.86	1.15-3.02	0.007
Sodas (endulzadas) ‡	167/242	69	61/109	56	1.75	1.07-2.87	0.01
Sodas (endulzadas) §	57/76	75	61/109	56	2.36	1.19-4.73	0.008
Café > 4 veces a la semana	80/105	76	200/313	63	1.81	1.06-3.09	0.02
Dilución de la fórmula **	71/110	64	38/42	90	0.71	0.60-0.85	0.002

¹Expuestos al factor considerado de riesgo y/o protección según la RM; ²No expuestos al factor considerado de riesgo y/o protección; & Intervalos de confianza; † > 4 vs. = 4 veces a la semana; ‡ 0-1 vs. 2-4 veces a la semana; § > 4 vs. 2-4 veces a la semana; ** Dilución adecuada vs. Muy diluida

Antecedentes dietéticos

Una dilución adecuada de la fórmula de alimentación durante el primer año de vida tuvo un efecto protector (23 vs. 75%), [RM 0.09 (0.01-0.53), $p = 0.002$]. Sin embargo, cuando las madres agregaban azúcar o miel a la fórmula (32 vs. 5%) [OR 8.6 (1.84-54.9), $p = 0.002$] o modificaban la dieta del niño durante un episodio de diarrea (sustituyendo la alimentación habitual por té o “atole” de arroz, avena o maíz sin leche, etc.) el riesgo de déficit fue mayor (30 vs. 15%), [RM 2.4 (1.02-5.77), $p = 0.029$].

Frecuencia de consumo de alimentos

Los niños que consumían carne 0-1 veces por semana tuvieron mayor déficit antropométrico (23%) cuando se

compararon con niños que consumían carne más de dos veces por semana (15%). Cuando el niño consumía leche menos de cuatro veces por semana el riesgo de déficit fue mayor (32 vs. 15%), [OR 2.7, (1.55-4.73) $p = 0.001$], mientras que un consumo modesto de productos derivados de la leche fue mostrado como un factor de riesgo (32.5 vs. 12%), [RM 2.27, (1.18-4.40) $p = 0.007$]. Paradójicamente, cuando el consumo de productos chatarra (golosinas, frituras o refrescos embotellados) fue de 0-1 veces por semana, el riesgo de déficit fue mayor (25%) que cuando el consumo fue de 2-4 veces por semana (13%) [RM 2.0, (1.01, 4.58) $p = 0.03$], Tabla 5.

TABLA 5
Variables dietéticas del niño asociadas a déficit talla/edad (< - 2 z)

Variable	Expuestos ¹		No expuestos ²		RM	CI (95%) &	P
	N	%	N	%			
Carne †	43/186	23	36/241	15	1.71	1.02-2.88	0.03
Leche ‡	31/98	32	48/329	15	2.71	1.55-4.73	0.001
Derivados leche †	48/204	32.5	16/134	12	2.27	1.18-4.40	0.007
Producto chatarra ¶	41/166	25	12/90	13	2.01	1.01-4.58	0.03
Alimento adicionado a leche en biberón **	31/98	32	2/39	5	8.56	1.84-54.9	0.002
Cambio dietético durante diarrea	30/100	30	10/66	15	2.40	1.02-5.77	0.029

¹ Expuestos al factor considerado de riesgo según la RM; ² No expuestos al factor considerado de riesgo

& Intervalos de Confianza; † 0-1 vs. 2 o más veces por semana; ‡ < 4 vs. ≥ 4 veces por semana; ¶ 0-1 vs. 2-4 veces por semana;

** Azúcar o miel

TABLA 6

Modelo de regresión logística de variables dietéticas significativamente asociadas a déficit en el índice talla/edad (< - 1 z)

Variable	RM Crudo	(95% IC)	RM ajustado &	(95% IC)
Sodas †	1.64	(0.94, 2.85)	1.92	(1.07, 3.42)
Leguminosas †	1.76	(1.02, 3.02)	1.78	(1.01, 3.14)
Derivados lácteos ‡	1.49	(1.00, 2.22)	1.32	(0.85, 2.06)
Carne ‡	1.46	(0.94, 2.11)	1.28	(0.81, 2.03)

& Ajuste interno entre variables; † Consumo ≥ cinco días vs. < cinco días; ‡ Consumo ≤ dos días vs. > dos días

Se diseñó un modelo de regresión logística con las variables dietéticas que se asociaron a déficit en el índice talla/edad (< - 1 y < - 2 z). Con un déficit leve (< - 1 z), el consumo de sodas azucaradas y leguminosas permanecieron en el modelo. El consumo de carne, derivados de la leche y café tuvieron menor

significado epidemiológico, Tabla 6. Sin embargo, con déficit moderado a grave (< - 2 z), solo la adición de miel o azúcar al biberón permaneció en el modelo [RM = 7.7 (1.73, 34.3), $p = 0.007$].

Características de la vivienda

El almacenamiento del agua en cisternas, tinacos o tambos grandes tuvo un efecto protector de déficit (15%) comparado con el almacenamiento en cubetas pequeñas, ollas u otros utensilios (28%) [RM 0.47 (0.27, 0.83), $p = 0.004$]. El uso de leña como combustible vs. Gas para cocinar fue un factor de riesgo mayor de déficit (< - 2 z) (26 vs. 16% respectivamente) [RM 1.89 (1.07-3.32), $p = 0.017$].

DISCUSION

La elevada prevalencia de retraso en el crecimiento en una población pediátrica en la comunidad es influida por problemas sociales, económicos, educacionales y ecológicos. Esta forma endémica y crónica de desnutrición, sin una patología subyacente, refleja pobreza en las condiciones de

salud y en la calidad de vida de las familias, que como consecuencia provoca mayor frecuencia y recurrencia de infecciones (9, 10). La estratificación por grupo de edad y el uso del indicador talla para la edad en puntuación z (< -1 y -2 z) pretendió de identificar grupos etarios específicos de mayor riesgo e identificar el efecto diferenciado de las variables independientes asociadas (9, 11). El mayor riesgo de desaceleración en el crecimiento se observó en niños menores de cinco años de edad particularmente aquellos de 12 a 24 meses, como ha sido documentado (9, 11); y a diferencia de otros estudios en México y otras partes del mundo (9, 12-16), la pobre educación de la madre no fue un factor de riesgo de RCL. Como se ha enfatizado (9, 16), el gasto bajo en alimentación (como % del salario mínimo) se ha asociado significativamente a déficit en el índice talla/edad (< -1 z). De acuerdo con Sandoval et al (16), el número de niños en la familia (> 3 y > 5) fue un factor de riesgo de RCL (< -1 z). Es interesante observar que los niños de familiares nucleares o bien integradas (en matrimonio civil y religiosos o viviendo en pareja) mostraron menor riesgo de déficit antropométrico (< -2 z) que aquellos que vivían en familias extensas o de madres solteras o separadas. Cabe señalar que aún es motivo de debate cuál tipo de familia es más funcional, unida y compatible con un buen crecimiento y desarrollo del niño; sin embargo, cuando se estratifica por status social y se considera sólo el crecimiento físico del niño, parece ser que la familia nuclear es la más adecuada (17).

A diferencia de otros estudios (18-20), en el presente, cuando los padres tenían un empleo de base, estable, de tiempo completo, los niños mostraron una prevalencia mayor de déficit antropométrico (< -1 z). Esta aparente paradoja podría ser explicada si consideramos que en el estado de Jalisco, los padres obtienen más ingresos económicos cuando realizan varios trabajos aparentemente inestables, lo cuál les otorga mayor disposición del tiempo para realizar otras actividades más lucrativas. Por el contrario, en comunidades pequeñas del estado, los padres que son empleados sobre una base estable, reciben un salario mínimo bajo (alrededor de 120 a 140 dólares americanos), cantidad insuficiente para cubrir las necesidades básicas de una familia de cuando menos cuatro miembros. Variables como ingreso económico mayor del padre aparecen como factor de protección de déficit antropométrico. Los gastos mensuales fijos para cubrir el suministro de luz, agua y gas cuando fueron mayores de 20% de un salario mínimo, tuvieron un impacto negativo en la prevalencia de déficit en el índice talla/edad (< -1 z). Es probable que el gasto destinado a la alimentación sea sacrificado cuando estos pagos deben realizarse de manera obligatoria. De tal manera que en familias nucleares pobres, pero no extremadamente pobres, sus finanzas escasas tendrían un efecto negativo en el estado nutricional de los niños durante los periodos críticos del crecimiento afectando en forma definitiva la talla final alcanzada.

Un hábito común en los estratos socioeconómicos bajos en México es la sobre dilución de la fórmula de alimentación en biberón adicionando miel, azúcar o cereales. Esta costumbre sustituye alimentos más nutritivos, causando pérdida del apetito y afectando adversamente a los niños en su crecimiento físico. Estos resultados parecen revelar que las prácticas alimentarias inadecuadas durante el primer año de la vida impactan negativamente el crecimiento físico del niño en el corto y mediano plazo. El consumo frecuente de frijoles tuvo un efecto negativo en el índice talla/edad (< -1 z). Esta leguminosa, alimento fundamental en la dieta mexicana, incrementaría significativamente la ingestión de fibra y fitatos y así afectaría la bio-disponibilidad de zinc, micro nutriente indispensable en el crecimiento lineal. Por tanto, niños que no consumen habitualmente proteínas de origen animal y zinc altamente bio-disponible, se beneficiarían de los suplementos de zinc (21) ya que el déficit de este nutriente y del hierro tendrían un impacto negativo en el crecimiento físico. Cuando la carne o los derivados de la leche fueron consumidos menos de una vez por semana, el déficit en el índice talla/edad fue más frecuente. Una dieta adecuada en proteínas de alta calidad biológica y nutrientes inorgánicos con elevada biodisponibilidad han mostrado un impacto positivo innegable en el crecimiento físico (13-15, 22-25). Extrañamente, cuando la ingestión de sodas endulzadas ocurrió 2-4 veces por semana, el déficit talla/edad (< -1 z) fue menor que cuando el consumo fue 0-1 veces por semana. Sin embargo, el exceso en la ingestión de soda (> 4 veces por semana) fue un factor de riesgo de déficit en el índice talla/edad. Esta aparente paradoja podría ser solo una variable de confusión y el consumo moderado de sodas endulzadas (2-4 veces por semana) podría significar solo mayor capacidad de compra asociada a un mayor estrato socioeconómico. El consumo de productos chatarra (golosinas, chocolates, frituras, etc.) también mostró resultados en apariencia poco razonables; el consumo mínimo o nulo vs. 2-4 veces por semana se asoció a mayor déficit antropométrico (< -2 z). Este hallazgo podría significar que los productos chatarra y los alimentos procesados serían una parte de la dieta diaria de estos niños y que eventualmente se habrían convertido en una fuente segura de energía.

Los resultados del modelo de regresión logística podrían significar que cuando el déficit antropométrico es leve, la combinación de ingestión frecuente de frijoles (alto contenido de fitatos) y el consumo regular de sodas (endulzadas) podrían afectar el crecimiento lineal de esta población. Parece ser que el principal factor de riesgo de déficit moderado a grave del crecimiento lineal en preescolares es el hábito inadecuado de adicionar edulcorantes al biberón u ofrecer líquidos endulzados (azúcar, miel, té, café, o "atole" de arroz, maíz o avena) con o sin leche. Bajo estas circunstancias, en especial en los niños más pequeños, parece ser que se "sacrifican" los

alimentos más nutritivos al consumir alimentos “azucarados” cuyo efecto en la elevación en la concentración de glucosa en sangre, y en consecuencia, disminución del apetito es ampliamente conocido.

Con base en los hallazgos descritos, el déficit en el índice talla/edad como una expresión de desnutrición crónica o pasada, sería una manifestación de inequidad social y económica en la comunidad que afecta en primer lugar a la población más vulnerable. Este déficit antropométrico, sería un indicador, no sólo de la afectación del crecimiento linear, sino muy probablemente asociado al riesgo de un retraso el desarrollo intelectual del niño; ambos efectos, limitarían su potencial a largo plazo y empobrecerían aún más su talento, a través del círculo vicioso de desnutrición – infección y desaceleración del crecimiento y desarrollo.

Tal desventaja en el crecimiento y desarrollo representaría una carga económica para la comunidad, en el corto, mediano y largo plazo. Porque, se ha demostrado que la desnutrición crónica originada en la infancia, incrementa el riesgo de adquirir enfermedades crónicas relacionadas con la nutrición, como son: obesidad, diabetes tipo 2, hipertensión arterial, dislipidemia, cáncer y enfermedad coronaria (26).

REFERENCIAS

1. Ávila AC, Shamah LT, Galindo GC, Rodríguez HG, Barragán HLM. La desnutrición infantil en el medio rural mexicano. *Salud Pública Méx.* 1998; 40:150 – 60
2. Rivera Dommarco J, Shamah LT, Villalpando S, González CT, Hernández PB, Sepúlveda J. Encuesta Nacional de Nutrición 1999. Estado nutricional de niños y mujeres en México. Cuernavaca, Morelos, México: Instituto Nacional de Salud Pública, 2001.
3. Vásquez Garibay EM, Romero VE, Nápoles RF, Nuño CME, Padilla GN. Interpretación de índices antropométricos en niños de Arandas, Jalisco, México. *Salud Pública Méx.* 2002; 44: 92-99.
4. Weiss NS. Can we protect ourselves from excesses of language? *Am J Epidemiol.* 1998; 148(2): 131-32.
5. Knapp RG, Miller III MC. Clinical epidemiology and biostatistics. In: Knapp RG and Miller MC eds. Baltimore, Md. Williams & Wilkins, 1992: 109-30.
6. Secretaría de Salud. Norma Oficial Mexicana NOM-031-SSA2-1999. Para la atención a la salud del niño. México: Diario Oficial (Primera Sección); 9 de junio, 2000: p. 1-42.
7. WHO Expert Committee. Physical Status: the use and interpretation of Anthropometry. (WHO Technical Report Series; 854), Geneva: World Health Organization, 1995: p. 161-255.
8. Fomon SJ. Nutrition of normal infants. St Louis: Mosby Year Book, Inc., 1993: 36-39.
9. Vásquez GE, Nápoles RF, Romero VE. Interpretación epidemiológica de los indicadores antropométricos en niños de áreas marginadas. *Bol Med Hosp Infant Mex.* 1991; 48:857-63.
10. Torún B, Chew F. Protein-energy malnutrition. In: Shils ME, Olson JA, Shike M, eds. *Modern Nutrition in Health and Disease.* 9ª ed. Philadelphia: Williams/ Wilkins, 1999: 963-86.
11. Keller W. The epidemiology of stunting. In: Waterlow JC, ed. *Linear growth retardation Workshop Series*, vol. 14 New York: Vevey/Raven Press, 1988: 17-40..
12. Jeyaseelan L, Laskman M. Risk factors for malnutrition in South Indian children. *J Biosoc Sci.* 1997; 29: 93-100.
13. Kikafunda JK, Walker AF, Collet D, Tumwine JK. Risk factors for early childhood malnutrition in Uganda. *Pediatrics* 1998; 102: E45.
14. Rikimaru T, Yartey JE, Taniguchi K, Kennedy DO, Nkrumah FK. Risk factors for the prevalence of malnutrition among urban children in Ghana. *J Nutr Sci Vitaminol.* 1998; 44: 391-407.
15. Madusolumuo MA, Akogun OB. Socio cultural factors of malnutrition among under-fives in Adamawa state, Nigeria. *Nutr Health.* 1998; 12: 257-62
16. Sandoval-Priego AA, Reyes MH, Pérez CR, Abrego BR, Orrico TEF. Estrategias familiares de vida y su relación con desnutrición en niños menores de dos años *Salud Pública Méx.* 2002; 44(1): 41-49.
17. Cevallos GA, Vásquez GE, Nápoles RF, Sanchez TE. Influencia de la dinámica familiar y otros factores asociados al deficit en el estado nutricional de preescolares en guarderías del sistema desarrollo Integral de la Familia (DIF), Jalisco. *Bol Med Hosp Infant Mex.* 2005; 62: 104-116.
18. Crooks DL. Child growth and nutritional status in a high-poverty community in eastern Kentucky. *Am J Phys Anthropol.* 1999; 109: 129-42.
19. Núñez-Rocha GM, Castillo-Treviño BC, Salinas MAM, Villarreal RE, Garza EME. Migración como factor de riesgo en desnutrición del niño preescolar. *Rev Med IMSS.* 2002; 40(5): 379-85.
20. Salcedo-Rocha AL, Prado AC. El proceso migratorio como factor de riesgo de desnutrición crónica del preescolar migrante cañero de Jalisco. *Salud Pública Méx.* 1992; 34(5): 518-27.
21. Brown KH, Peerson JM, Rivera J, Allen LH. Effect of supplemental zinc on the growth and serum zinc concentration of prepubertal children: a meta-analysis of randomized controlled trials. *Am J Clin Nutr.* 2002; 75: 1062-71.
22. Arnaud-Viñas M, Mataix VJ. Factores asociados a la desnutrición en niños menores de cinco años de comunidades rurales de México. *Res Esp Nutr Comunitaria* 1999; 5(2): 87-94
23. Simondon KB, Simondon F. Infant feeding and nutritional status: the dilemma of mothers in rural Senegal. *Eur J Clin Nutr.* 1995; 49: 179-88.
24. Fawzi WW, Herrera MG, Nestel P, el Amin A, Mohamed KA. A longitudinal study of prolonged breastfeeding in relation to child undernutrition. *Int J Epidemiol.* 1998; 27: 255-60.
25. Getaneh T, Assefa A, Tadesse Z. Protein-energy malnutrition in urban children: prevalence and determinants. *Ethiop Med J (abs).* 1998; 36: 153-66.
26. Forsen TJ, Eriksson JG, Osmond C, Barker DJ. The infant growth of boys who later develop heart disease. *Ann Med.* 2004; 36: 389-92.

Recibido: 02-09-2008

Aceptado: 07-11-2008