

Indice epidemiológico de nutrición infantil basado en un modelo polinomial de los valores de puntuación Z del peso para la edad

Avila-Curiel A., Shamah T., Barragán L., Chávez A., Avila MA, Juárez L.

Instituto Nacional de Ciencias Médicas y Nutrición Salvador Zubirán, Instituto Nacional de Salud Pública de México

RESUMEN. Se propone un índice que modeliza la función matemática de los promedios de la puntuación Z del peso para la edad de 60,079 niños menores de 5 años de la República Mexicana obtenidos a partir de muestras probabilísticas. El modelo matemático de mayor precisión fue un polinomio de quinto grado. El coeficiente de correlación se ubicó en el intervalo $.937 < R < .999$. El índice propuesto es la integral de la función polinomial, lo cual representa la brecha nutricional entre la población observada y la población de referencia. A partir de este modelo se analizan las características de las distintas poblaciones observadas. A nivel nacional, se observa una mejoría entre los años 1988 y 1999 al pasar de -39.6 a -16.8 . Esta mejoría es mayor en el medio urbano (-36.4 a -8.4), que en el medio rural (-48.8 en 1989, a -37.7 en 1999). La población rural indígena del país presentó los mayores niveles de desnutrición: -54.4 , mientras que para la población rural no indígena el índice fue de -37.1 . En la ciudad de México en 1995 el índice fue de -5.9 , promedio de una polarización nutricional, ya que en los estratos socioeconómicos inferiores fue de -17.3 y en los estratos superiores de 18.0 , lo que revela la emergencia de problemas de obesidad infantil. Este índice es útil para estimar la magnitud y las características de la dinámica epidemiológica de la desnutrición en edades tempranas y evaluar efectos de diversas intervenciones, sin que se vea afectado por los sesgos habituales al usar prevalencias de desnutrición.

Palabras clave: Desnutrición infantil, peso para la edad, índice nutricional, indicadores de estado de nutrición.

SUMMARY. An epidemiological index to assess the nutritional status of children under five years of age in Mexico. A nutritional status index was built by modeling the mathematical function of the mean Z scores of weight for age, from 60,079 children under five years of age, selected in a probabilistic fashion from the Mexican population. The most precise mathematical model was a fifth degree polynomial. The correlation coefficient was between $.937 < R < .999$. The proposed index is the integral of the polynomial function, which represents the nutritional gap between the observed and the reference population. This model is used to analyze the characteristics of the different study populations. The index shows an improvement of -39.6 to -16.8 at the national level, between the years 1988 and 1999. This improvement is greater in urban (-36.4 to -8.4) than in rural areas (-48.8 in 1989, to -37.7 in 1999). The indigenous rural population of the country showed the highest levels of malnutrition (-54.4), as compared to the non-indigenous rural population (-37.1). In Mexico, City, the index was -5.9 in 1995, which represents an average of extreme nutritional values: -17.3 in the lower socioeconomic strata and 18.0 in the higher strata, the latter suggesting the presence of childhood obesity. This index is useful to estimate the epidemiological burden and the characteristics of malnutrition at early ages, as well as to assess the impact of interventions, without being altered by common biases related to the utilization of malnutrition prevalence values.

Key words: Childhood malnutrition, weight for age, nutritional index, nutrition status indicators.

INTRODUCCION

La desnutrición infantil se reconoce como uno de los principales problemas de salud y bienestar social de América Latina. La mayor parte de las muertes evitables en la niñez latinoamericana están relacionadas con la desnutrición infantil, acentuándose por el ambiente hostil característico de la pobreza extrema (1,2).

Países como Chile, Cuba y Costa Rica han podido disminuir su prevalencia de desnutrición en la medida que han logrado articular sistemas atención y de vigilancia epidemiológica, lo cual les ha permitido un combatir de manera eficiente a la desnutrición infantil (3-5).

El fin de obtener datos y vigilar el estado de nutrición de la población es transformar los datos en acciones específicas,

encaminadas a mejorar el estado de nutrición y de salud en general de los grupos afectados. En este sentido, es necesario establecer métodos que nos permitan describir en forma clara y precisa las características epidemiológicas que presenta nuestra población, asimismo es de vital importancia la sistematización, interpretación y la evaluación imparcial de los resultados (6).

Diversos autores han realizado esfuerzos para desarrollar métodos de procesamiento de la información antropométrica que permitan validar, comparar y evaluar los datos de diferentes estudios. Algunos proponen, por ejemplo, la utilización del método de sensibilidad y especificidad para precisar la confiabilidad de una prueba diagnóstica de algunos indicadores antropométricos (2,7,8).

Se ha propuesto también la utilización del método de riesgos para decidir cuál es la manera más eficiente de utilizar los recursos, evaluando la efectividad de las intervenciones una vez que el estudio epidemiológico ha sido instrumentado (OPS;1986) (9,10). Por otro lado, se han realizado propuestas para mejorar los métodos de investigación por medio de la utilización de índices que reflejen el problema de estudio con menos datos y con la posibilidad de detectar rápida y eficientemente a la población en riesgo (11,12).

Los requerimientos mínimos para que un índice sea válido es que refleje las dimensiones socioeconómicas de las desigualdades en salud, así como el comportamiento de la población, y que sean sensibles a cambios temporales en la distribución de la población entre los grupos socioeconómicos (13).

En este contexto, México desde la década de los 50's ha realizado esfuerzos por evaluar el problema de la desnutrición. Entre ellos se encuentran las Encuestas Nacionales de Alimentación en el Medio Rural Mexicano (ENAL74,79,89 y 96) (14-17) y las Encuestas Nacionales de Nutrición (ENN-88,99) (18,19), así como la Encuesta Urbana de Alimentación y Nutrición en la zona Metropolitana de la Ciudad de México en 1995 (ENURBAL-95) (20). Estos estudios epidemiológicos, en general se han limitado al análisis de prevalencias, medidas de tendencia central y dispersión de algunos indicadores del estado nutricional.

Los indicadores antropométricos elegidos pueden ser una fuente de error al clasificar niños desnutridos como normales (falsos negativos) y a niños normales como desnutridos (falsos positivos), como expresión de la relación inversa entre sensibilidad y especificidad (21-24) y dependiendo de los objetivos que persiga el estudio (25). La OMS ha recomendado la utilización del indicador peso para la edad como el indicador más útil para la evaluación del estado de nutrición en los niños menores de 5 años (26).

El reporte de resultados como prevalencias simples de desnutrición no permite evaluar objetivamente las diferencias observadas entre poblaciones. Los indicadores utilizados, los puntos de corte que se emplean para categorizar el estado de nutrición, y la estructura etárea de la población estudiada pueden sesgar considerablemente la prevalencia.

El peso para la talla subestima la desnutrición en niños con talla muy baja, clasificándolos frecuentemente como normales, así como también tiende a sobreestimar la desnutrición en niños con talla alta, a quienes puede clasificar erróneamente con déficit de peso (27). En el mismo sentido, Dibley et al (28,29) refieren las limitaciones del uso de las curvas estandarizadas de crecimiento en las poblaciones de niños cuyo crecimiento ha sido afectado en forma importante por la desnutrición, particularmente al utilizar el indicador peso para la talla, ya que la detención del crecimiento altera la proporcionalidad de los segmentos corporales y anula la

pertinencia de una población de referencia basada en niños con talla y proporción normal de segmentos corporales (30, 31).

Respecto a los puntos de corte para discriminar normalidad y grados de desnutrición, Mora (32) ha señalado el carácter arbitrario de los recomendados por la Organización Mundial de la Salud, e indicado la conveniencia de ajustar la prevalencia obtenida con estos puntos de corte, en relación con la esperada en la población de referencia; esto es, 15.9% y 2.3% a $-1z$ y $-2z$, respectivamente.

La estructura etárea puede sesgar notablemente la comparabilidad de la prevalencia de desnutrición observada en una población. Por ejemplo, con datos obtenidos de la Encuesta Nacional de Nutrición y Alimentación en el Medio Rural en 1996 se encontró que las prevalencias de desnutrición de los menores de 5 años según edad de la madre, era más alta en hijos de mujeres con edad mayor de 36 años (46.8%) que en los hijos de madres menores de 18 años (44.6%) (34). Sin embargo, la distribución etárea difiere notablemente entre ambos grupos: los hijos menores de un año de las madres adolescentes representan el 33% del total de los niños menores de 5 años, en tanto que los de las madres mayores de 36 años, únicamente representan el 8.5%. Al ajustar la prevalencia de desnutrición de los niños de madres adolescentes por la estructura de edad de los hijos de madres de mayor edad, dicha prevalencia se incrementa a 55.3%.

El objetivo del presente estudio es construir un índice que permita evaluar dinámicamente y diagnosticar objetivamente las características del estado de nutrición de la población menor de 5 años, el cual no se vea afectado por la estructura de la población ni por el punto de corte utilizado.

MATERIALES Y METODOS

Para la construcción de este índice se contó con cinco grupos de datos procedentes de encuestas probabilísticas: Las bases de datos de las Encuestas Nacionales de Alimentación en el Medio Rural Mexicano 1989 y 1986 (ENAL 89 y 96), la Encuesta Urbana de Alimentación y Nutrición en la zona Metropolitana de la Ciudad de México 1995 (ENURBAL-95); se contó también con tabulados especiales de las Encuestas Nacionales de Nutrición 1988 y 1999 (ENN-88,99). El total de niños evaluados en los cinco grupos de datos fue de 60,079 (Tabla 1).

Para cada grupo de datos se obtuvo el promedio de puntuación z del peso para la edad (Z_{pe}), en relación a la población de referencia NCHS-OMS (34), y el promedio de edad de todos los casos válidos, en nueve grupos etáreos de entre 0 a 60 meses que corresponden, a etapas donde ocurren cambios importantes en el ritmo de crecimiento de los niños en países con problemas de desnutrición infantil (35).

TABLA 1
Grupos de datos antropométricos analizados para el desarrollo del índice epidemiológico polinomial de nutrición infantil

Grupo de datos	Año	Nº de niños	
1 1ª Encuesta Nacional de Nutrición	ENN 88	1988	7426
2 2ª Encuesta Nacional de Nutrición	ENN 99	1999	7831
3 3ª Encuesta Nacional de Alimentación y Nutrición en el Medio Rural	ENAL 89	1989	15329
4 4ª Encuesta Nacional de Alimentación y Nutrición en el Medio Rural	ENAL 96	1996	28429
5 1ª Encuesta Urbana de Alimentación y Nutrición en la Cd. de México	ENURBAL 95	1995	1064
Total			60,079

Mediante el programa Curve expert 3.1 (36) se probaron diversos modelos de ajuste matemáticos para modelar la relación entre los promedios de la puntuación z del peso para la edad respecto a la referencia NCHS-OMS (Zpe) y los promedios de edad en los nueve grupos etáreos referidos en 28,439 niños estudiados en la ENAL 96 (Tabla 2). El mejor ajuste ($R=0.987$), entre 30 modelos matemáticos no lineales explorados, fue el polinomio de quinto grado:

$$f(x) = a + bx + cx^2 + dx^3 + ex^4 + fx^5$$

La modelización de los promedios Zpe de los nueve grupos etáreos calculados a partir de la base de datos de la ENAL 96 se presenta en la Figura 1.

El índice nutricional propuesto en el presente trabajo es la integral de esta función polinomial, es decir, el área entre la curva del polinomio y el eje de las abscisas, el cual cuantifica la brecha existente entre la población estudiada y una población teóricamente libre de desnutrición, entre los 0 y los 60 meses de edad, cuyos promedios Zpe serían iguales a cero en todos los intervalos de edad:

$$\int_0^{60} f(x) = ax + \frac{bx^2}{2} + \frac{cx^3}{3} + \frac{dx^4}{4} + \frac{ex^5}{5} + \frac{fx^6}{6}$$

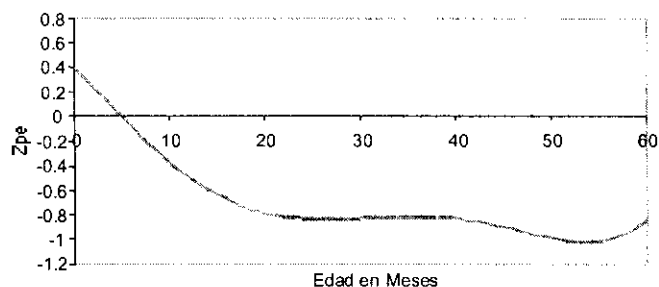
Obviamente, en promedio, los valores negativos del índice indican deficiencia de peso para la edad y los valores positivos son indicativos de sobrepeso.

TABLA 2
Edad y puntuación z promedios del peso para la edad de los niños menores de 5 años estudiados por la ENAL 1996, según intervalos de edad

Intervalo de edad	n	Edad promedio	z promedio
0 a 2.9	658	1.5	0.20
3 a 5.9	787	4.4	0.19
6 a 11.9	1,787	9.2	-0.40
12 a 23.9	4,035	18.0	-0.76
24 a 35.9	5,418	30.2	-0.75
36 a 47.9	7,442	42.1	-0.93
48 a 53.9	4,604	50.9	-0.96
54 a 56.9	2,143	55.5	-0.99
57 a 59.9	1,555	58.3	-0.95
TOTAL	28,429	35.7	-0.79

FIGURA 1

Modelización de los promedios Zpe de nueve grupos etáreos calculados a partir de los datos de la ENAL 1996. México 1996



Los valores de este índice pueden ser estimados fácilmente para cualesquiera intervalos de edad, como la integral definida para tales valores de x correspondientes a la edad en meses. En este sentido denotamos el índice con el símbolo: aI_w , donde a y w corresponden a los límites inferior y superior, respectivamente, del intervalo de edad en meses. Por ejemplo, \int_0^{60} corresponde al índice de la población comprendida entre la edad de 0 y 60 meses; \int_0^{12} al del intervalo de edad de 0 a 12 meses, y así consecuentemente.

Una vez definido el modelo, a continuación se procedió a calcular el índice para cada uno de los cinco grupos de datos antropométricos referidos. El coeficiente de correlación de este modelo respecto a los promedios calculados para los cinco conjuntos de datos se ubicó en el intervalo

.937 < R < .999. Posteriormente se calculó el índice correspondiente a los estratos geográficos, grupos étnicos, género, nivel socioeconómico, condición étnica y urbano-rural, de acuerdo a la información disponible en cada conjunto de datos.

Dado que la ENN 88 no tuvo un diseño muestral que permitiera la diferenciación urbano-rural, al índice nacional se le imputó una diferenciación urbano-rural a partir del índice rural de la ENAL 89 (-48.8) como estimador proximal; si se considera un porcentaje del 25% de la población rural (localidades con menos de 2500 habitantes) respecto a la población total del país de acuerdo con el Censo Nacional de Población 1990 (37), tenemos que:

$$IN_{88} = .25 IR_{89} + .75 IU_{88} = -39.6 \quad (1)$$

donde:

IN_{88} es el I_{0-60} nacional 1988

IR_{89} es el I_{0-60} rural obtenido en la ENAL 89

IU_{88} es el I_{0-60} urbano 1988

por lo que:

$$IU_{88} = (39.6 - .25 (48.8)) / .75 = 36.5 \quad (2)$$

Cabe indicar que para referir la magnitud del índice en el presente trabajo se hace en función de su valor absoluto y no de su valor relativo; es decir, conceptualmente, un índice de -39 se considera "mayor" que -25, en tanto que expresa una magnitud mayor de deterioro nutricional de una población, y no una relación matemática en la que, obviamente, $-25 > -39$.

RESULTADOS

En la Tabla 3 se presentan los resultados obtenidos para cada uno de los cinco conjuntos de datos de las encuestas probabilísticas analizadas. A continuación se detallan los resultados para cada uno de los cinco conjuntos de datos.

Encuestas Nacionales de Nutrición 1988-1999

De acuerdo con el I_{0-60} , a nivel nacional, se observa una mejoría ostensible entre los años 1988 y 1999 al pasar de -39.6 a -16.8, es decir un coeficiente de variación de (57.6 %) Esta mejoría corresponde fundamentalmente con la mejoría observada en el medio urbano con un descenso de -36.5 a -8.4 (76.9%), en tanto que en el medio rural el índice descendió tan sólo de -48.8 a -37.7 (22.5%). En consecuencia 1988 el I_{0-60} rural era del 34% mayor que el I_{0-60} urbano, en tanto que en 1999 la diferencia fue de 447%.•

La presentación del índice por intervalos anuales de edad

muestra que en 1988 el I_{0-12} es menor que los índices de las edades siguientes: de -4.87; el deterioro se incrementa a valores entre -8.02 y -9.58 en los siguientes cuatro años de vida. En 1999 el I_{0-12} es de 1.77 indicativo de sobrepeso; en las edades los subsecuentes se observaron valores de deterioro entre -3.61 y -5.85.

TABLA 3
Índice de desnutrición infantil en distintas encuestas nacionales de nutrición según grupos étnicos y diferentes estratos

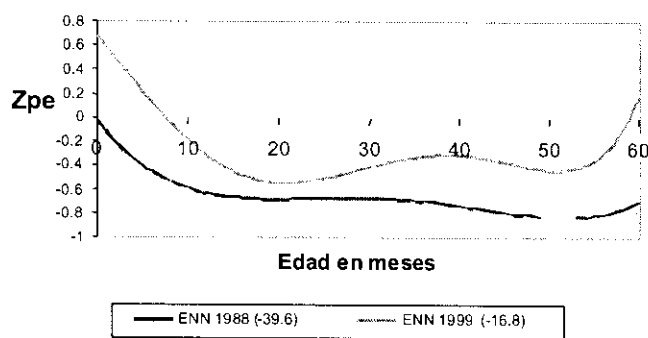
Encuesta/ estrato	0 a 12	12 a 24	24 A 36	35 A 48	48 A 60	Índice	R
ENN 1988							
Rural	—	—	—	—	—	-48.8	—
Urbana	—	—	—	—	—	-36.5	—
Hombres	-5.17	-8.33	-7.75	-8.92	-10.43	-40.60	0.980
Mujeres	-4.47	-7.52	-8.32	-9.17	-8.71	-38.19	0.984
Total	-4.87	-8.02	-8.1	-9.0	-9.58	-39.6	0.999
ENN 1999							
Rural	0.26	-9.57	-10.30	-9.29	-8.76	-37.66	0.949
Urbana	2.39	-4.06	-2.93	-1.86	-1.96	-8.43	0.969
Hombres	0.8	-7.0	-5.7	-4.1	-5.1	-21.2	0.978
Mujeres	2.6	-4.8	-4.5	-4.6	-3.8	-15.0	0.960
Total	1.77	-5.85	-4.98	-4.15	-3.61	-16.82	0.995
ENURBAL 95							
inferior	-3.52	-4.29	-2.11	-3.63	-3.75	-17.30	0.836
superior	2.75	3.99	6.36	4.68	0.25	18.03	0.980
Total	-1.29	-1.42	0.72	-1.30	-2.57	-5.87	0.937
ENAL89							
Indigenismo							
indígena	-8.38	-18.59	-17.61	-16.45	-18.25	-79.28	0.974
presencia	-4.46	-10.83	-10.02	-8.66	-9.95	-43.93	0.923
no indígena	-2.82	-7.72	-7.88	-6.92	-7.30	-32.64	0.918
Sexo							
hombres	-5.81	-12.58	-11.53	-10.32	-12.57	-52.81	0.940
mujeres	-3.70	-10.41	-11.10	-10.06	-9.62	-44.90	0.960
Total	-4.74	-11.49	-11.34	-10.19	-11.06	-48.82	0.949
ENAL96							
Región							
Norte	4.02	-2.31	-3.29	-4.73	-6.36	-12.66	0.995
Centro	1.68	-12.06	-9.94	-9.55	-11.42	-41.29	0.959
Sur	-3.89	-12.66	-13.92	-14.07	-15.35	-59.89	0.990
Indigenismo							
indígena	-1.62	-11.31	-13.42	-13.36	-14.75	-54.46	0.961
presencia	-2.44	-9.49	-10.81	-10.91	-11.83	-45.48	0.991
no indígena	-0.51	-7.82	-9.18	-8.92	-10.97	-37.40	0.990
Sexo							
hombres	-2.06	-9.42	-9.97	-10.26	-11.83	-43.54	0.978
mujeres	0.45	-7.62	-9.79	-10.46	-11.67	-39.09	0.991
Total	-0.86	-8.56	-9.88	-10.35	-11.76	-41.40	0.987

Se pueden apreciar también diferencias de los índices por sexo. En 1988 el I_{0-60} de los niños fue 6% mayor que el de las niñas, en tanto que en 1999 dicha diferencia fue del 41%, expresándose ya en forma clara una tendencia al sobrepeso en el I_{0-12} de las niñas.

La representación gráfica del modelo polinomial de estas encuestas se presentan en la Figura 2.

FIGURA 2

Comparación del Índice Polinomial en menores de 5 años. Encuestas Nacionales de Nutrición, México 1988 y 1999

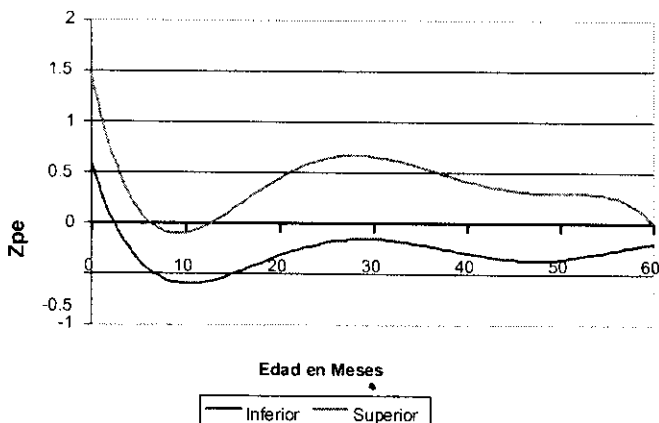


Encuesta Urbana Ciudad de México

En 1995 en la ciudad de México el I_{0-60} fue de -5.9. Al evaluar en forma separada este índice para los niños de los estratos socioeconómicos inferior y superior se observa una notable polarización alimentaria, ya que en los estratos socioeconómicos inferiores fue de -17.3 y en el estrato superior fue de 18.0, lo que es indicativo de un sobrepeso importante en los niños de este estrato (Figura 3).

FIGURA 3

Comparación del Índice Polinomial de desnutrición infantil de los estratos socioeconómicos Superior e Inferior de la Zona Metropolitana de la Ciudad de México, 1995



Por intervalos anuales el índice del estrato inferior urbano muestra, a diferencia de lo observado en las ENN 88 y 99, que no hay progresión importante en el deterioro nutricional entre el I_{0-12} (-3.52), y los subsecuentes grupos etáreos (de -2.11 a -4.29). Sin embargo sí se observa una progresión en el sobrepeso de los estratos superiores al pasar de un I_{0-12} de 2.75 a un I_{12-24} de 3.99 y un I_{24-36} de 6.36.

Encuestas Nacionales en el Medio Rural 1989 y 1996

El I_{0-60} en las localidades rurales descendió de -48.8 en 1989 a -41.3 en 1996. Esta disminución se dio a expensas del I_{0-36} el cual disminuyó en un 30% (-27.6 a -19.3), en tanto que el I_{36-60} únicamente presentó una variación mínima en sentido opuesto (-19.3 a -22.1).

Hubo también una notable disminución del deterioro nutricional en las localidades indígenas al pasar el I_{0-60} de -78.3 a -54.5, lo que representa una disminución del 31% en la brecha nutricional. No obstante esta mejoría, la población rural indígena del país es la que presenta los mayores niveles de desnutrición en 1996; 45% superior a la del medio rural no indígena.

Las diferencias por género son consistentes en prácticamente todos los grupos de edad de las ENAL 89 y 96. Los hombres suelen presentar un mayor deterioro nutricional que las mujeres; en 1989 el I_{0-60} de los niños (-52.8) fue 18% superior al de las niñas (-44.9). En 1999 esta diferencia fue del 11% (-43.5 y -39.1, niños y niñas respectivamente).

El análisis regional se realizó únicamente para la ENAL 96. El I_{0-60} revela una gran polarización nutricional norte-sur, congruente con las características sociales y geoeconómicas del país. En la región Norte este índice es de tan solo -12.7, observándose una tendencia al sobrepeso en el I_{0-12} (4.0). En la región Centro el I_{0-60} es de -41.3, en tanto que en la región Sur se eleva hasta 54.5.

Se realizó también el cálculo de los índices anuales y total para cada Estado de la República Mexicana, las cuales se presentan en la Tabla 4. Los estados de Sonora y Baja California Sur muestran ya un I_{0-60} con valores indicativos de sobrepeso: 17 y 8.4, respectivamente. Con mucho Guerrero es el estado con mayor deterioro nutricional ($I_{0-60} = -75.1$) seguido de los estados de Puebla, Yucatán, Oaxaca y Quintana Roo (I_{0-60} entre -58.8 y -64.5).

TABLE 4
 índice de desnutrición infantil de la Encuesta Nacional de Nutrición en el Medio Rural 1996,
 por entidad federativa y grupos etáreos

Entidad	Región	0 a 12	12 a 24	24 A 36	35 A 48	48 A 60	Índice	R
01 AGUAS CALIENTES	Norte	-1.11	-2.14	-0.47	-7.45	-9.95	-21.12	0.975
02 BAJA CALIFORNIA	Norte	2.75	-0.68	2.23	0.03	-3.75	0.57	0.896
03 BAJA CALIFORNIA SUR	Norte	9.07	5.00	1.98	-2.18	-5.52	8.35	0.811
04 CAMPECHE	Sur	-5.64	-10.02	-11.75	-11.46	-13.05	-51.92	0.967
05 COLIMA	Centro	8.62	-3.76	-4.67	-6.72	-8.76	-15.29	0.992
06 COAHUILA	Norte	0.56	-8.18	-3.46	-3.63	-9.15	-23.86	0.900
07 CHIAPAS	Sur	0.01	-9.39	-11.94	-13.48	-14.58	-49.38	0.986
08 CHIHUAHUA	Norte	7.56	-4.97	-6.83	-6.02	-12.25	-22.51	0.974
10 DURANGO	Norte	6.45	-1.95	-3.15	-2.62	-1.36	-2.63	0.963
11 GUANAJUATO	Centro	0.00	-7.95	-10.85	-9.65	-8.70	-37.16	0.874
12 GUERRERO	Sur	-5.87	-15.44	-17.94	-17.77	-18.10	-75.12	0.985
13 HIDALGO	Centro	-2.10	-9.52	-11.13	-10.93	-12.03	-45.70	0.910
14 JALISCO	Centro	2.25	-1.17	-2.25	-3.20	-6.42	-10.79	0.998
15 MEXICO	Centro	-2.31	-9.19	-9.14	-8.44	-10.63	-39.72	0.892
16 MICHOACAN	Centro	1.49	-3.69	-3.93	-5.79	-7.87	-19.79	0.989
17 MORELOS	Centro	-2.70	-9.88	-9.64	-8.12	-11.38	-41.72	0.902
18 NAYARIT	Centro	8.82	1.44	-5.35	-6.70	-8.03	-9.81	0.908
19 NUEVO LEON	Norte	3.26	-6.41	-9.11	-7.59	-10.27	-30.12	0.786
20 OAXACA	Sur	-2.64	-12.27	-14.35	-14.06	-16.25	-59.58	0.968
21 PUEBLA	Centro	-5.24	-15.45	-14.12	-13.71	-16.00	-64.53	0.988
22 QUERETARO	Centro	-3.53	-7.64	-9.92	-10.79	-10.53	-42.42	0.942
23 QUINTANA ROO	Sur	-4.46	-15.56	-12.20	-13.68	-12.87	-58.77	0.870
24 SAN LUIS POTOSI	Norte	-1.16	-7.68	-9.52	-9.31	-13.34	-41.00	0.933
25 SINALOA	Norte	7.34	-1.77	-3.17	-4.93	-4.32	-6.85	0.864
26 SONORA	Norte	12.67	4.79	1.10	-0.48	-1.08	17.00	0.942
27 TABASCO	Sur	1.86	-8.22	-9.92	-8.32	-10.88	-35.47	0.900
28 TAMAULIPAS	Norte	3.21	-0.91	-5.29	-4.48	-4.64	-12.11	0.647
29 TLAXCALA	Centro	-8.61	-11.75	-10.84	-8.97	-12.84	-53.02	0.993
30 VERACRUZ	Centro	-2.41	-8.35	-10.01	-11.17	-11.92	-43.87	0.963
31 YUCATAN	Sur	-2.48	-13.74	-14.68	-14.61	-16.17	-61.68	0.962
32 ZACATECAS	Norte	2.40	-4.47	-6.06	-4.384	-5.96	-18.48	0.990
TOTAL		-0.86	-8.56	-9.88	-10.35	-11.76	-41.40	0.987

DISCUSION

Las curvas obtenidas con los datos observados presentaron inflexiones muy pronunciadas que corresponden a periodos diferenciables en la historia natural de la desnutrición infantil relacionados con el peso al nacer, lactancia materna, edad de ablactación, la incidencia de infecciones y parasitosis, la competencia inmunológica y sobrevivencia, entre otros factores (38-40). El análisis por segmentos de edad específica permite también modelar matemáticamente la dinámica de los periodos en los cuales el daño nutricional se presenta con mayor intensidad, lo cual puede apreciarse también a simple vista en la representación gráfica del polinomio generado a partir de los datos observados.

El índice propuesto como la integral del polinomio de

quinto grado, nos permite apreciar cualitativa y cuantitativamente la brecha que separa a las poblaciones estudiadas respecto a la población de referencia. De esta manera es posible describir los cambios ocurridos a través del tiempo, así como discriminar los contrastes que existen entre diferentes grupos poblacionales, lo cual no es posible cuando se analiza únicamente la prevalencia de desnutrición en menores de 5 años.

El índice polinomial de desnutrición infantil, permite una comparación objetiva entre diferentes encuestas y a diferentes escalas, lo cual cobra importancia en los países latinoamericanos donde se genera de manera permanente información del estado de nutrición en población infantil, a través de encuestas y programas, los cuales hasta el momento actual han permitido cuantificar y establecer algunos cambios

en el tiempo, pero sin poder establecer comparaciones consistentes entre diferentes poblaciones.

Al analizar la información de las encuestas nacionales mediante este índice, es posible apreciar los cambios importantes ocurridos en los años recientes en México, como resultado de un complejo proceso de transición, en el cual la disminución de la prevalencia nacional de desnutrición, lejos de implicar la superación de un grave problema, se presenta como un fenómeno de polarización nutricional. En el medio urbano se transita aceleradamente hacia graves problemas de sobrealimentación, en tanto que los problemas de desnutrición persisten en forma importante en el medio rural, y, en menor medida, en los sectores urbanos inferiores. Es posible identificar incluso zonas de deterioro muy importante como las regiones indígenas y el estado de Guerrero.

La identificación de grupos de riesgos es uno de los atributos más destacados de este índice, al con mayor detalle la dinámica de la desnutrición en la población menor de cinco años, no sólo diferenciando entre grupos por características sociodemográficas de relevancia epidemiológica, sino también al establecer los periodos de edad en los que se produce el deterioro nutricional o el sobrepeso en el grupo estudiado.

El índice puede ser también de utilidad para evaluar objetivamente el impacto de las intervenciones de apoyo a la nutrición, en programas que cuenten con un sistema de vigilancia longitudinal del estado de nutrición de la población atendida. Las diferencias observadas entre dos momentos a lo largo del programa permiten apreciar la evolución de la brecha nutricional en respuesta a las acciones del programa, sin necesidad de efectuar ajustes de prevalencia por estructura de población en ambos momentos.

A través de esta investigación, se observaron algunas limitaciones de este índice que es necesario tomar en cuenta. Debe cuidarse la capacidad del modelo para representar la distribución de promedios de la puntuación z de la población estudiada. En este sentido cuando la r es menor a .90 recomendamos tener cautela en la interpretación del índice. Otras precauciones deben observarse en lo referente al tamaño de la muestra y a la varianza de los grupos. Cuando la muestra es pequeña los valores promedio pueden sesgarse en forma importante si uno de los casos presenta valores z muy bajos o muy altos; si ello ocurre en alguno de los grupos etéreos extremos, expresado en un error estándar alto, habrá una distorsión de los valores extrapolados correspondientes a cero ó sesenta meses, lo cual puede sesgar el índice en forma importante. Por otra parte, cuando tenemos un tamaño de muestra suficientemente grande, pero se observa una varianza elevada, puede ser indicativo que estamos mezclando dos o más poblaciones con atributos diferentes, como se observa claramente en la Enurbal 95.

Sería conveniente profundizar en el análisis del

comportamiento de este índice polinomial en distintas poblaciones para establecer parámetros que permitan clasificar a las poblaciones. Si tomamos en cuenta que, a escala mundial, la mayor prevalencia observada de peso para la edad menor a $-2z$ en menores de 5 años se ubica alrededor de 50% (41), bajo el supuesto de proximidad suficiente de la media y la mediana, el promedio de $-2z$ en el intervalo de 0 a 60 meses equivaldría a un valor del índice de -120 , probablemente muy cercano al límite superior observable epidemiológicamente. En el presente trabajo el mayor índice encontrado, -79.28 , correspondió a la población indígena de la ENAL 89.

Pudiera ser de utilidad clasificar a las poblaciones utilizando intervalos de 25 unidades para categorías de deterioro nutricional. De esta manera pudiera caracterizarse a las poblaciones de acuerdo con la siguiente escala de deterioro: leve (-1 a -24.9), moderado (-25 a -49.9), grave (-50 a -74.9), muy grave (-75 a -99.9) y extremadamente grave (superior a -100).

Este modelo deberá validarse en función de su sensibilidad y especificidad de acuerdo con otros criterios de prevalencia del estado de nutrición, considerados como estándares convencionales.

Se concluye, que este índice es útil y presenta ventajas para la evaluación y vigilancia epidemiológica del estado de nutrición de población en riesgo nutricional, sí como para cuantificar el efecto de los programas de nutrición y los cambios ocurridos a través del tiempo en población infantil.

REFERENCIAS

1. Valiente S, Abala C, Avila B., Patología nutricional en América Latina y el Caribe Arch Latinoamer Nutr 1988 Sep;38(3):445-65.
2. De Onis M, Frongillo E, Blössner M Is malnutrition declining? An analysis of changes in levels of child malnutrition since 1980. Bull World Health Organ. 2000;78(10):1222-33.
3. Monckeberg F Campaña contra la desnutrición infantil en Chile, 1952-1977 Rev Med Chil. 1977 Oct;105(10):687-95 .
4. Riveron Corteguera R, Rios Massabot NE, Carpio Sabatela R. Infant mortality in Cuba, 1969-1988. Bull Pan Am Health Organ 1989;23(3):273-83
5. Mata LJ, Mohs E, Albertazzi C, Gutierrez R. Consideraciones acerca de la desnutrición en Centro América con especial referencia a Costa Rica Rev Biol Trop 1976 Jun;24(1 Suppl):25-39.
6. OPS .Investigaciones en salud pública. Serie de informes técnicos. Washington, D.C. 2001
7. Gómez-Saucedo T. Validación del índice nutricional en preadolescentes mexicanos con el método de sensibilidad y especificidad. Salud Pública de México, Vol.40, N°5, Septiembre-Octubre de 1998.
8. Gómez-Saucedo T. Validez diagnóstica del índice de masa corporal, en una muestra de escolares preadolescentes y

- adolescentes mexicanos. *Acta pediatr Mex* 1997;18 (3): 03-110.
9. Organización Panamericana de la Salud. Manual sobre el enfoque de riesgo en la atención materno-infantil. OPS, Washington, 1986.
 10. White JV. Risk factors for poor nutritional status. *Prime Care* 1994;21:19-31.
 11. Sermet-Gaudelus I. Poisson-Salomon AS. Colomb V. Brusset MC. Mosser F. Berrier F. Ricour C. Simple pediatric nutritional risk score to identify children at risk of malnutrition. *Am J Clin Nutr* 2000; 72: 64-70.
 12. Organización Panamericana de la Salud. Serie de informes técnicos sobre índices de inequidad en servicios de salud, OPS, Guatemala, 1995.
 13. Wogstaff, 1991 en OPS Serie de informes técnicos sobre índices de inequidad en servicios de salud, Guatemala. 1995.
 14. Instituto Nacional de la Nutrición Salvador Zubirán. Encuesta Nacional de Nutrición en el medio Rural ENAL-1989. México, D.F.: INNSZ, Comisión Nacional de Alimentación. 1990.
 15. Avila-Curiel A. Shamah T. Chávez A. Madrigal H. La desnutrición infantil en el medio rural mexicano: análisis de las encuestas nacionales de alimentación. *Salud Pública de Méx.* 1993;35:658-666.
 16. Avila A. Shamah T. y Chavez. Encuesta Nacional de Alimentación y Nutrición en el Medio Rural 1996. Resultados por Entidad. Vol 1. México, D.F. Junio de 1997.
 17. Avila-Curiel A, Shamah-Levy T, Galindo-Gómez C, Rodríguez-Hernández G, Barragán-Heredia, L M. La desnutrición en el medio rural mexicano. *Salud Pública Mex* 1998; 40: 150-160.
 18. Sepúlveda J, Lezana MA, Tapia-Conyer R, Valdespino JL, Madrigal H, Kumate J. Estado nutricional de los preescolares y mujeres en México: Resultados de una encuesta nacional. *Gac Med Mex* 1990; 126:3.
 19. Rivera J, Shamah T, Villalpando S, González de Cossío T, Hernández B, Sepúlveda J. Encuesta Nacional de Nutrición 1999. Estado nutricional de niños y mujeres en México. México, Instituto Nacional de Salud Pública 2001.
 20. Avila A, Shamah T. y Chavez. Encuesta Urbana de Alimentación y Nutrición en la Zona Metropolitana de la Ciudad de México. México D.F. 1995.
 21. Habicht JP. Some characteristics of indicators of nutritional status for use in screening and surveillance. *Am J Clin Nutr* 1980; 33:531-5.
 22. Waterlow JC, Buzina R, Keller W, Lane JM, Nichaman MZ, Tanner JM. The presentation and use of height and weight data for comparing the nutritional status of groups of children under the age of 10 years. *Bull World Health Organ.* 1977;55(4):489-98.
 23. Acciari G, JC Eckroad, et al. Análisis comparativo de diferentes mediciones antropométricas Arch Latinoamer Nutr 1977;27(3): 359-75.
 24. López de Piza E, E Piza Volio, et al. Desarrollo de una metodología para la evaluación del estado nutricional en hogares. *Arch Latinoamer Nutr* 1986;36(1): 53-66.
 25. WHO, Working Group. Physical status: The use and interpretation of anthropometry. Technical Report Series-854. Geneva. 1995.
 26. Organización Mundial de la Salud. Medición del Cambio del Estado Nutricional. NCHS-OMS. Ginebra, 1983.
 27. Victora CG. The association between wasting and stunting: an international perspective. *J Nutr* 1992 May;122(5):1105-10.
 28. Dibley MJ, Goldsby JB, Staehling NW, Trowbridge FL. Development of normalized curves for the international growth reference: historical and technical considerations. *Am J Clin Nutr* 1987; 46:736-48
 29. Dibley MJ, Staehling N, Nieburg P, Trowbridge FL. Interpretation of Z-score anthropometric indicators derived from the international growth reference. *Am J Clin Nutr.* 1987; 46:749-462
 30. Cora LA. Post and Cesar G. Victora The low prevalence of weight-for-height deficits in Brazilian children is related to body proportions *J Nutr.* 2001;131:1290-1296.)
 31. Tanner JM, Hayashi T, Preece MA, Cameron N. Increase in length of leg relative to trunk in Japanese children and adults from 1957 to 1977: comparison with British and with Japanese Americans. *Ann. Hum. Biol.* 1982;9:411-424
 32. Mora JO. A new method for estimating a standardized prevalence of child malnutrition from anthropometric indicators. *Bulletin of the World Health Organization* 1989; 67(2):133-142
 33. Cálculo directo a partir de las bases de datos de la ENAL 96. No publicado.
 34. Organización Mundial de la Salud. Medición del Cambio del Estado Nutricional. NCHS-OMS. Ginebra, 1983
 35. Shrimpton R, Victora C, De Onis M, Costa-Lima R, Blössner M, Clugston G. Worldwide Timing of Growth Faltering: Implications for Nutritional Interventions *Pediatrics* 2001. 107(5) e75.
 36. Hayman D. CurveExpert 1.34. A curve fittings System for Windows, 1997 <http://www.ebicom.net/~dhyams/cvxppt.htm>
 37. México Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática. XI Censo Nacional de Población y Vivienda. Resumen General, México 1992 .
 38. Chávez A, Martínez C, Yashine T. Nutrition, behavioral development and mother-child interaction in young rural children. *Fed Proc* 1975;34:1574-1586.
 39. Chandra RK. Nutrition, Immunity and Infection: present knowledge and future directions. *Lancet* 1983; 1:688-691.
 40. Pelletier DL, Frongillo E, Habicht J-P. Epidemiologic evidence for a potentiating effect of malnutrition on child mortality. *Am J Public Health* 1993;83:1130-1133.si
 41. Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia. Estado Mundial de la Infancia 2001. Unicef, Nueva York. 2001 pp 82-85.

Recibido: 14-05-2003

Aceptado: 13-10-2003