

NUEVO MÉTODO PARA ESTIMAR UNA PREVALENCIA ESTANDARIZADA DE DESNUTRICIÓN INFANTIL A PARTIR DE INDICADORES ANTROPOMÉTRICOS¹

————— José O. Mora² —————

Los indicadores antropométricos se usan ampliamente para evaluar el estado de nutrición de los niños, pero la falta de consenso en cuanto a límites para estimaciones de prevalencia ha impedido el uso de métodos analíticos estandarizados en estudios de poblaciones. En este artículo se presenta un método sencillo para estimar una prevalencia estandarizada de desnutrición infantil a partir de indicadores antropométricos. El método se basa en una comparación de la distribución del indicador con la distribución normalizada de la población de referencia del Centro Nacional de Estadísticas de Salud (NCHS) de los Estados Unidos de América, suponiendo que ambas distribuciones sean casi normales.

La prevalencia estandarizada es la proporción de casos en el grupo observado no comprendida en la curva de distribución normal de los valores de referencia, y puede ser estimada a partir de la media y la desviación estándar de los valores Z normalizados de la población utilizando una fórmula basada en las propiedades matemáticas de la curva normal de probabilidad. Se incluye una tabla de valores de prevalencia calculados por computadora para distintos valores Z de la media y desviaciones estándar de indicadores antropométricos de distribución normal.

La antropometría nutricional sigue siendo el método más práctico y útil para evaluar el estado de nutrición de la población, y especialmente de los lactantes y niños pequeños (1, 2). En los estudios transversales, el uso de indicadores antropométricos apropiados permite determinar la índole y la magnitud de la desnutrición proteínocalórica en la población. Las evaluaciones repetidas también son útiles para realizar el seguimiento de grupos, comparar dichos grupos, evaluar programas y hacer compa-

raciones estadísticas en el marco de investigaciones epidemiológicas (3, 4).

A pesar de la popularidad y de la utilidad reconocida de la antropometría nutricional para evaluar la salud y la nutrición, se han suscitado debates y recomendaciones contrarias en cuanto a los límites que se deben usar para estimar la prevalencia de anomalías antropométricas que convencionalmente se consideran indicadores de "subnutrición" (1-10). Se han propuesto y se han usado distintos límites y sistemas de clasificación para estimar la prevalencia de la desnutrición en estudios de poblaciones. En consecuencia, las cifras notificadas no son comparables y sí, a

¹ Se publica en el *Bulletin of the World Health Organization*, Vol. 67, No. 2, 1989, con el título "A new method for estimating a standardized prevalence of child malnutrition from anthropometric indicators". © Organización Mundial de la Salud, 1989.

² Dirección postal: Logical Technical Services Corp., International Nutrition Unit, 7222 47th Street, Chevy Chase, MD 20815, EUA.

veces, cuestionables. Esta confusión y la consiguiente falta de métodos analíticos estandarizados al parecer han legitimado una lamentable tendencia a dejar que cada país (o grupo) establezca sus propios criterios, según las circunstancias locales (políticas o de otra índole), porque resulta más práctico. Sin embargo, tal como se señala en otro artículo (11), "las consideraciones prácticas son ajenas al concepto de anomalía biométrica o funcional", en el que se deberían basar las estimaciones de la prevalencia real.

En este artículo se propone un método sencillo para estimar una prevalencia estandarizada de la desnutrición en estudios transversales de poblaciones. Con el método propuesto es irrelevante toda discusión ulterior de los límites entre normalidad y anomalía para las estimaciones de la prevalencia. Si bien el método se podría emplear independientemente del origen de los "valores de referencia" (tema que no se aborda en este artículo), se necesita un grupo de referencia sano y bien nutrido con una distribución de valores antropométricos normalizada, tal como la de los valores de referencia de crecimiento del Centro Nacional de Estadísticas de Salud (NCHS) y los Centros para el Control de Enfermedades (CDC) de los Estados Unidos. Además, el indicador antropométrico se debe expresar como la diferencia entre el valor observado y el valor de referencia correspondiente a esa edad y sexo, en unidades de desviación estándar (valores Z) del grupo de referencia.

Límites para las estimaciones de prevalencia

Uno de los primeros intentos conocidos de utilización de mediciones antropométricas para estimar la prevalencia de la desnutrición infantil fue la popular clasificación de Gómez (5) en la que el límite para definir los problemas de nutrición y salud es el 90% del peso correspondiente a la edad. El objetivo original de este método de clasificación no era servir de patrón para las estimaciones de prevalencia, sino orientar el pronóstico en los casos de niños hospitali-

zados con desnutrición. No obstante, durante las últimas décadas ha sido cada vez más utilizado en los países en desarrollo para estimar la desnutrición en la comunidad.

A raíz de su difusión, este sistema de clasificación ha suscitado diversas cuestiones (12, 13), sobre todo en lo referente al límite utilizado, relativamente alto, que equivale aproximadamente a una desviación estándar por debajo de la media de referencia. De esta manera parece que se sobrestima mucho la prevalencia de desnutrición infantil, ya que se incluye un porcentaje considerable (alrededor de 15,9%) de "positivos falsos" (es decir, niños cuyo peso está comprendido en el intervalo normal de distribución del grupo de referencia). Es particularmente dudosa la supuesta anomalía de los niños incluidos en la categoría de desnutrición de primer grado (o sea, los que entran en el intervalo de 75 a 90% del peso correspondiente a su edad). A menudo este problema se obvia considerando las tasas de prevalencia referentes solo a niños por debajo de 75% del peso correspondiente a su edad, o sea, los casos de desnutrición de segundo y tercer grados (14, 16).

Reconociendo estos y todos los demás problemas vinculados al uso de porcentajes para expresar indicadores antropométricos, la Organización Mundial de la Salud (OMS) propuso que la desviación respecto de la medición antropométrica de la mediana de referencia se expresara en desviaciones estándar o valores Z, y recomendó la adopción de los valores de referencia del NCHS (17) como valores normativos de uso internacional. Para usar el método de los valores Z había que transformar las mencionadas curvas de referencia de crecimiento del NCHS y los CDC en una representación de valores Z con una distribución aproximadamente normal (18, 19). Desde 1978 se usan en todo el mundo para evaluar el estado de nutrición de la población curvas de creci-

miento normalizadas elaboradas por los CDC. La OMS también propuso que el intervalo normal aplicable a cualquier grupo estuviese comprendido entre más y menos dos unidades de desviación estándar ($\pm 2DE$) respecto de la mediana (2, 8-10), intervalo que incluye casi 95% del grupo de referencia y produciría solo 2,3% de positivos falsos en cada lado.

Además de la justificación estadística, el límite propuesto por la OMS, por debajo del cual los valores serían potencialmente anómalos, ha recibido confirmación ulterior en estudios de "resultados funcionales": se ha comprobado que cuando los indicadores son inferiores a ese límite, hay un aumento importante del riesgo de defunción (20-24) y una disminución de la respuesta inmunitaria (25). La recomendación de la OMS ha tenido aceptación general (10, 26), y el límite de dos unidades de desviación estándar por debajo de la mediana de referencia (o tercer percentil) ha sido ampliamente utilizado para estimar la prevalencia de desnutrición en estudios nacionales.

Sin embargo, como era de esperar al adoptar como límite dos desviaciones estándar en vez de una, se obtuvieron valores mucho menores de prevalencia de desnutrición en los países en desarrollo, lo cual sugiere que, a diferencia del límite anterior, el nuevo tal vez tienda a subestimar la magnitud del problema. La OMS propuso entonces (27), como parte de su metodología para evaluar los cambios del estado de nutrición, el uso de una o dos desviaciones estándar como límite divisorio de normalidad y anormalidad, pero ajustando la prevalencia resultante mediante la sustracción de la proporción de casos que sería de esperar que estuvieran por debajo de ese límite en la distribución normal (15,9 ó 2,3% respectivamente).

Esta corrección para compensar los "positivos falsos" en realidad no resuelve el problema, ya que al aplicar los dos límites a un grupo determinado se obtienen estimaciones de prevalencia bastante diferentes. Por ejemplo, si se usan los dos límites y se hacen los ajustes correspondientes en los datos de peso según la edad recopilados en la Encuesta Nacional de Salud 1977-1980 de Colombia (28), se obtienen las siguientes cifras discordantes:

Límite	Prevalencia observada (%)	Ajuste (%)	Prevalencia corregida (%)
-1DE	49,2	-15,9	33,3
-2DE	16,2	-2,3	14,6

Evidentemente, a pesar del ajuste propuesto por la OMS, la selección de límites arbitrarios para los estudios de prevalencia tiene importantes repercusiones, y podría prestarse a usos indebidos con fines no científicos, para satisfacer intereses políticos o de otra índole. Un límite flotante podría subirse o bajarse según se buscara poner de relieve la gravedad del problema o demostrar que es mucho menor. Keller afirmó recientemente que "si se dispusiera de métodos estadísticos sencillos y razonables, sería preferible comparar distribuciones en vez de prevalencias que, en cierta medida, distorsionan la realidad biológica" (29).

La antropometría nutricional como prueba diagnóstica

La antropometría nutricional puede considerarse una prueba diagnóstica para identificar y contar los casos de desnutrición, mediante la clasificación de las personas como desnutridas o nutridas adecuadamente con relación a un nivel específico de los indicadores diagnósticos (4). Como tal, debe suponer la determinación de un indicador y de un límite para dicho indicador que, al igual que otras pruebas diagnósticas, puede dar lugar a la clasificación errónea de algunos sujetos. Así, algunos individuos bien nutridos resultarán clasificados erróneamente

como desnutridos (positivos falsos) y algunos desnutridos serán clasificados como bien nutridos (negativos falsos). Ello se debe a la superposición habitual de la distribución de indicadores biológicos de individuos sanos y enfermos. El límite ideal para un indicador determinado sería el que condujese a una separación completa de los casos normales y anormales del grupo (3).

Una prueba diagnóstica debe reflejar algo real, generalmente una enfermedad, susceptible de diagnóstico exacto o medición directa por otros medios. Sin embargo, en la antropometría nutricional no se dispone de criterios externos válidos e instrumentos para efectuar una cuantificación directa (diagnóstico) de la realidad objetiva (por ej., estado de nutrición/composición del cuerpo). Cuando faltan criterios objetivos para el diagnóstico, en epidemiología clínica suelen usarse tres enfoques básicos para establecer criterios de anormalidad. El primero es que se trate de un enfermo; el segundo, que haya posibilidad de tratamiento; el tercero, que sea algo inusual (30):

1 Identificar una relación significativa (y, a la larga, valores límite o umbrales) entre el (los) indicador(es) de la prueba y modificaciones de resultados funcionales tales como el riesgo de enfermedad, discapacidad o muerte. Se ha usado este método para evaluar indicadores antropométricos mediante resultados funcionales inmediatos (respuesta inmunitaria) o tardíos (mortalidad) (20–25). Lamentablemente, estos criterios de validación no son totalmente apropiados porque se sabe que en esos resultados funcionales influyen otros factores además de la nutrición que es la realidad objetiva que constituye el motivo de estudio.

2 Demostrar una respuesta selectiva a un tratamiento destinado a modificar un factor determinante de una enfermedad en sujetos seleccionados por los resultados de la prueba diagnóstica, como en el caso de la anemia ferropénica (31, 32). Este método rara vez se puede emplear en estudios de poblaciones y, evidentemente, no tiene utilidad alguna para evaluar indicadores antropomé-

tricos porque el incremento de peso subsiguiente al aumento de la ingesta alimentaria puede exceder incluso los límites más convenientes para la salud.

3 La llamada “realidad normativa” (3, 30), que consiste en el uso de estimaciones de probabilidad basadas en las propiedades estadísticas de la distribución normal de valores obtenidos de un grupo de referencia supuestamente sano. Este método implica la comparación de los valores observados de un indicador con los obtenidos de un grupo que se sabe que es normal (por ej., los valores de referencia del NCHS, obtenidos de un grupo sano y bien nutrido que crece en condiciones ambientales óptimas), y la atribución de anormalidad a los valores distintos de los del grupo normal.

Se considera que los valores de referencia normativos representan la realidad objetiva y que su distribución presenta las propiedades estadísticas de la distribución normal, suponiendo que se han excluido todas las anomalías y solo las anomalías. La distribución de valores antropométricos del grupo de referencia reflejaría solo la variabilidad individual del potencial genético de crecimiento, potencial que habrá de realizarse plenamente en condiciones ambientales presuntamente óptimas. Esta realidad normativa constituye la base implícita de los valores antropométricos de referencia y proporciona los mejores criterios conocidos para identificar a las personas desnutridas. Por consiguiente, es un patrón útil para estimar la prevalencia en estudios transversales.

MÉTODO

La prevalencia de desnutrición infantil, definida a partir de anomalías antropométricas, podría estimarse según la realidad normativa mediante la siguiente fórmula, sencilla y conocida:

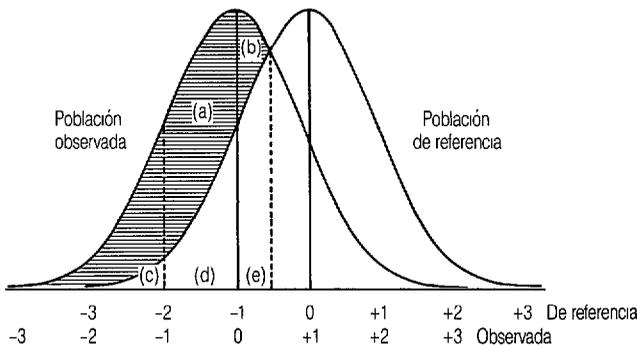
$$PE = PO - PF + NF$$

donde PE es la prevalencia estandarizada, o sea, la proporción de individuos del grupo observado que no están comprendidos en la distribución normal del grupo de referencia; PO la prevalencia observada, que es la proporción de niños de la población estudiada cuyos valores están por debajo del límite de normalidad del grupo de referencia; PF los positivos falsos, estimados como proporción de valores que estarán por debajo del límite en el grupo de referencia; y NF los negativos falsos, o sea la proporción excedente de sujetos de la población observada cuyos valores superan el límite al comparar la población observada con la distribución del grupo de referencia.

En la mayor parte de las poblaciones, los tres indicadores antropométricos comunes (peso según la edad, longitud talla según la edad y peso según la talla o longitud) presentan distribuciones más o menos simétricas en forma de campana (2, 8, 10, 27, 29). En los países en desarrollo, la distribución de los indicadores antropométricos se aproxima a la campana de Gauss, pero se encuentra a la izquierda de la distribución normal del grupo de referencia, con una leve asimetría y un grado variable de superposición según la distancia entre ambas distribuciones. La figura 1 muestra una distribución hipotética en campana de Gauss de un indicador de una población cuya media se encuentra una desviación estándar a la izquierda de la distribución del grupo de referencia (es decir, el valor Z de la media estandarizada es $-1,0$) y su desviación estándar también es 1,0. Ambas curvas se superponen un poco y se intersectan en el punto medio entre los valores medios respectivos; esto ocurre siempre que coinciden las desviaciones estándar de ambas distribuciones.

Si se hiciera una corrección para compensar únicamente los positivos falsos, tal como propone la OMS, se tendería a subestimar la prevalencia de desnutrición. En cambio, si se hacen ajustes para compensar

FIGURA 1. Superposición de las distribuciones en campana de Gauss de un indicador antropométrico en la población observada y en el grupo de referencia. El sector sombreado representa la prevalencia estandarizada de una anomalía en la población observada



Desviaciones estándar en valores Z estandarizados de la distribución de la población de referencia

tanto los positivos falsos como los negativos falsos, se obtiene una estimación estandarizada y más exacta de la prevalencia. El cálculo de las proporciones de positivos falsos para un límite determinado es un procedimiento sencillo: los positivos falsos son la proporción de casos que se encuentran por debajo de ese valor en la distribución normal del grupo de referencia; por ejemplo, 15,9% por debajo de una desviación estándar y 2,3% por debajo de dos desviaciones estándar de la media de referencia. Tal como se observa en la figura 1, la proporción de positivos falsos (o sea, el sector "c" para dos desviaciones estándar por debajo de la media y los sectores "c" y "d" para una desviación estándar por debajo de la media) depende exclusivamente del límite escogido y no de la distancia entre las curvas, y su cálculo se puede expresar matemáticamente por medio de la función de distribución acumulada (f.d.a. = Φ) de la curva normal estándar (33), como $PF = \Phi(-K)$, siendo $-K$ el valor límite.

A diferencia de lo que ocurre con los positivos falsos, la proporción de negativos falsos dependerá no solo del valor límite, sino también, en buena medida, del grado de superposición, o sea, de la proximidad de las dos curvas. Los negativos falsos se pueden definir como la proporción excedente de casos del grupo observado que pasan del límite en comparación con el grupo de referencia. Por lo tanto, en la figura 1 el área (b) representaría la proporción de negativos falsos correspondiente a un límite de una desviación estándar, y el área (a) más (b) la proporción correspondiente a dos desviaciones estándar. Cabe destacar que los negativos falsos se encuentran en el intervalo entre el límite y la intersección de ambas curvas.

La estimación de la proporción de negativos falsos también se puede expresar matemáticamente por medio de la f.d.a. de la curva normal. Tanto el sector (a) como el sector (b) o cualquier otra fracción excedente de la distribución del grupo observado se puede calcular (a partir de los valores de las áreas ubicadas bajo la curva normal) (33) como la diferencia en la proporción de casos entre intervalos equivalentes correspon-

dientes del grupo de referencia y el grupo observado, siempre que las dos distribuciones sean normales y que la distancia entre las dos curvas se exprese en unidades de desviación estándar (valores Z) del grupo de referencia, o sea, como el valor Z de la media (o mediana) estandarizada del indicador del grupo observado.

En la figura 1, la proporción de negativos falsos correspondiente a un valor límite (K) de $-2,0Z$ es la diferencia entre la proporción de sujetos de la población comprendidos entre $-1,0Z$ y $+0,5Z$ en la curva de la población observada, a la izquierda (áreas a + b + d + e), y la proporción de sujetos de la población comprendidos entre $-2,0Z$ y $-0,5Z$ que aparecen a la derecha de la curva de referencia (áreas c + d). Estas proporciones se pueden calcular a partir de la tabla de áreas comprendidas bajo la curva de probabilidad normal (33), del siguiente modo:

$$\begin{aligned} \text{De } -1,0Z \text{ a } 0 &= 0,8413 - 0,5000 = 0,3413 \\ &\qquad\qquad\qquad (a + b) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{De } +0,5Z \text{ a } 0 &= 0,6915 - 0,5000 = 0,1915 \\ &\qquad\qquad\qquad (b + e) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{De } -1,0Z \text{ a } +0,5Z &= 0,3413 + 0,1915 \\ &= 0,5328 \\ &\qquad\qquad\qquad (a + b + d + e) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{De } -2,0Z \text{ a } -0,5Z &= 0,9773 - 0,6915 \\ &= 0,2858 \\ &\qquad\qquad\qquad (d + e) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (a) + (b) &= 0,5328 - 0,2858 = 0,2470 \\ &= 24,7\% \end{aligned}$$

De igual manera, los negativos falsos correspondientes a $K = -1,0$ (sector b) serán:

$$\begin{aligned} \text{De } +0,5Z \text{ a } 0 &= 0,6915 - 0,5000 = 0,1915 \\ &\qquad\qquad\qquad (b + e) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{De } -1,0Z \text{ a } -0,5Z &= 0,8413 - 0,6915 \\ &= 0,1498 \\ &\qquad\qquad\qquad (e) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (b) &= 0,1915 - 0,1498 = 0,0417 \\ &= 4,2\% \end{aligned}$$

El cuadro 1 presenta las tasas de prevalencia estandarizadas correspondientes a distintos límites y distancias entre distribuciones normales con desviaciones estándar de 1Z, calculadas a partir de la prevalencia observada con la corrección correspondiente a los positivos falsos y a los negativos falsos. Los cálculos teóricos se han hecho para distancias entre ambas curvas (diferencias entre medias o medianas) equivalentes a 1,0, 1,5 y 2,0 desviaciones estándar de los valores de referencia, y para los límites comúnmente utilizados de 1,28 (décimo percentil) y 1,88 (tercer percentil) desviaciones estándar por debajo de la mediana de referencia.

Para una distancia determinada entre curvas, la prevalencia estandarizada es

la misma, independientemente de los límites que se establezcan (de hecho, hay una sola curva limitante). Como era de esperar, la prevalencia es función de la distancia entre las curvas de la población observada y del grupo de referencia y no de los límites escogidos; de hecho, estos son irrelevantes cuando la prevalencia se estima a partir de la prevalencia observada corregida teniendo en cuenta los positivos y los negativos falsos calculados con el método propuesto en el presente artículo.

En la figura 1 se observa también que, cuando la desviación estándar de la distribución en la población observada es 1, un límite situado a una distancia media entre las dos curvas gaussianas no produciría negativos falsos, posibilitando así la estimación de prevalencias estandarizadas a partir de la prevalencia observada corregida (por medio de una sustracción) solo respecto a los positivos

CUADRO 1. Porcentajes de prevalencia de desnutrición estimados para algunos límites y diferentes distancias (en valores Z) entre la distribución de la población observada y la distribución de la población de referencia (cuando la desviación estándar de la población observada es igual a uno)

Valor Z de la media (-Z)	Límite (-K)	Prevalencia medida (PM)	Positivos falsos (PF)	Negativos falsos (NF)	Prevalencia normalizada ^a (PN)	Diferencia (PM - PN)
0,5	1,00	30,9	15,9	4,7	19,7	11,2
	1,28 (P10) ^b	21,7	10,0	8,0	19,7	2,0
	1,50	15,9	6,7	10,5	19,7	-3,8
	1,88 (P3) ^b	8,3	3,0	14,4	19,7	-11,4
	2,00	6,7	2,3	15,3	19,7	-13,0
1,0	1,00	50,0	15,9	4,2	38,3	11,7
	1,28 (P10)	39,0	10,0	9,3	38,3	0,7
	1,50	30,9	6,7	14,1	38,3	-7,4
	1,88 (P3)	18,9	3,0	22,4	38,3	-19,4
	2,00	15,9	2,3	24,7	38,3	-22,4
1,5	1,00	69,2	15,9	1,4	54,7	14,5
	1,28 (P10)	58,7	10,0	6,0	54,7	4,0
	1,50	50,0	6,7	11,4	54,7	-4,7
	1,88 (P3)	35,2	3,0	22,5	54,7	-19,5
	2,00	30,9	2,3	26,1	54,7	-23,8
2,0	1,00	84,2	15,9	0	68,3	15,9
	1,28 (P10)	76,4	10,0	1,9	68,3	8,1
	1,50	69,2	6,7	5,8	68,3	0,9
	1,88 (P3)	54,8	3,0	16,5	68,3	-13,5
	2,00	50,0	2,3	20,6	68,3	-18,3

^a PN = PM - PF + NF

^b P10 y P3 indican los percentiles décimo y tercero, respectivamente.

falsos, como propone la OMS. En este caso, $PE = PO - PF$. Por lo tanto, esta corrección es apropiada solo para ese límite en particular cuando la distribución en el grupo observado es casi normal y la desviación estándar es uno.

Cuando se aplican las definiciones sobredichas de positivos falsos y negativos falsos, resulta evidente que el sector que aparece sombreado en la figura 1 (es decir, la porción de la distribución del grupo observado que no se superpone a la distribución del grupo de referencia, o sea, que realmente no está comprendida en la distribución del grupo de referencia) representa la prevalencia estandarizada estimada. Por consiguiente, tal como propone Keller (29), se podría establecer un método estadístico para comparar dos distribuciones mediante una curva límite en vez de un punto límite. El método se basaría en la hipótesis de que, en condiciones ambientales óptimas, el crecimiento de todos los sujetos cabría dentro de los márgenes de la distribución del grupo de referencia, de manera que todos los individuos cuyo crecimiento no estuviese comprendido en ella estarían sufriendo el efecto de problemas ambientales.

Para estimar la prevalencia normalizada de desnutrición en estudios de grupos se ha obtenido una fórmula matemática sencilla que permite efectuar cálculos sencillos basados en el valor Z de la media y la desviación estándar del grupo observado. Esta fórmula utiliza la función de distribuciones acumuladas (f.d.a.) de la curva normal de probabilidad, partiendo del supuesto de que la distribución del grupo observado es casi normal. La prevalencia estandarizada estimada (PE) puede obtenerse a partir de la siguiente fórmula:

$$PE = \Phi_0 \left(\frac{Z - \sigma \sqrt{Z^2 + 2\sigma^2 \ln \sigma - 2 \ln \sigma}}{1 - \sigma^2} \right) + \Phi_0 \left(\frac{Z\sigma - \sqrt{Z^2 + 2\sigma^2 \ln \sigma - 2 \ln \sigma}}{1 - \sigma^2} \right)$$

($\sigma > 1$)

siendo Φ = f.d.a. de la distribución normal estandarizada; Z = valor Z de la media estandarizada del grupo observado; σ = desviación estándar de los valores Z estandarizados de la población observada. Para el caso especial de $\sigma = 1$,

$$PE = 2\Phi_0 \left(\frac{Z}{2} \right) - 1$$

Para calcular los valores Z de indicadores antropométricos por lo general se necesitan computadoras y programas especiales (por ej., los programas de los CDC para análisis de datos antropométricos (34). Para permitir una evaluación rápida de la prevalencia en los casos en que la distribución de los valores Z en el grupo observado es casi normal, el cuadro 2 muestra las tasas de prevalencia estimadas matemáticamente para valores Z de la media crecientemente negativos (de cero a 2,50) y desviaciones estándar crecientes (de 1,00 a 2,00) de la distribución de la población observada. Estos intervalos abarcarían la mayor parte —por no decir todos— los valores que se podrían encontrar en estudios antropométricos de prevalencia. Por ejemplo: en un grupo cuya media en valor Z y cuya desviación estándar correspondientes a un indicador antropométrico son 1,50 y 1,20 respectivamente, la prevalencia estimada de desnutrición sería de 50,9%, tal como indica la intersección de ambos valores en el cuadro 2. Para obtener estas estimaciones se empleó un programa especial de computadora.³

La exactitud con que estas estimaciones reflejan las verdaderas tasas de prevalencia normalizadas evidentemente dependerá de la medida en que tanto los valores de referencia como los valores Z del grupo

³ Los lectores interesados en este programa pueden escribir al autor.

CUADRO 2. Prevalencia estimada de anormalidad para diferentes valores Z de la media y desviaciones estándar de un indicador antropométrico de distribución normal

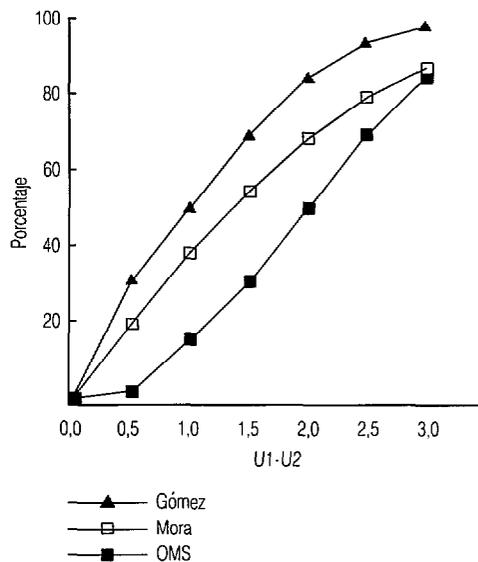
Valor Z de la media	Desviación estándar																				
	1,00	1,05	1,10	1,15	1,20	1,25	1,30	1,35	1,40	1,45	1,50	1,55	1,60	1,65	1,70	1,75	1,80	1,85	1,90	1,95	2,00
0,00	0,0	1,2	2,3	3,4	4,4	5,4	6,3	7,2	8,1	8,9	9,7	10,4	11,2	11,9	12,5	13,2	13,8	14,4	15,0	15,6	16,1
0,05	2,0	2,6	3,6	4,6	5,6	6,5	7,4	8,3	9,1	9,9	10,7	11,4	12,1	12,8	13,4	14,1	14,7	15,3	15,9	16,4	16,9
0,10	4,0	4,3	5,1	6,0	6,8	7,7	8,6	9,4	10,2	11,0	11,7	12,4	13,1	13,7	14,4	15,0	15,6	16,2	16,7	17,2	17,8
0,15	6,0	6,1	6,7	7,4	8,2	9,0	9,8	10,6	11,3	12,1	12,8	13,4	14,1	14,7	15,3	15,9	16,5	17,0	17,6	18,1	18,6
0,20	8,0	8,0	8,4	9,0	9,7	10,4	11,1	11,8	12,5	13,2	13,9	14,5	15,1	15,7	16,3	16,9	17,4	18,0	18,5	19,0	19,4
0,25	9,9	9,9	10,2	10,6	11,2	11,8	12,5	13,1	13,8	14,4	15,0	15,6	16,2	16,8	17,3	17,9	18,4	18,9	19,4	19,8	20,3
0,30	11,9	11,8	11,9	12,3	12,7	13,3	13,8	14,4	15,0	15,6	16,2	16,7	17,3	17,8	18,3	18,9	19,3	19,8	20,3	20,7	21,2
0,35	13,9	13,7	13,7	14,0	14,3	14,8	15,3	15,8	16,3	16,8	17,4	17,9	18,4	18,9	19,4	19,9	20,3	20,8	21,2	21,7	22,1
0,40	15,9	15,6	15,6	15,7	16,0	16,3	16,7	17,2	17,6	18,1	18,6	19,1	19,5	20,0	20,5	20,9	21,3	21,8	22,2	22,6	23,0
0,45	17,8	17,5	17,4	17,4	17,6	17,9	18,2	18,6	19,0	19,4	19,8	20,3	20,7	21,1	21,5	22,0	22,4	22,8	23,1	23,5	23,9
0,50	19,7	19,4	19,2	19,2	19,3	19,4	19,7	20,0	20,4	20,7	21,1	21,5	21,9	22,3	22,6	23,0	23,4	23,8	24,1	24,5	24,8
0,55	21,7	21,2	21,0	20,9	20,9	21,0	21,2	21,5	21,8	22,1	22,4	22,7	23,1	23,4	23,8	24,1	24,4	24,8	25,1	25,4	25,8
0,60	23,6	23,1	22,8	22,6	22,6	22,6	22,7	22,9	23,1	23,4	23,7	24,0	24,3	24,6	24,9	25,2	25,5	25,8	26,1	26,4	26,7
0,65	25,5	25,0	24,6	24,4	24,2	24,2	24,3	24,4	24,6	24,8	25,0	25,2	25,5	25,7	26,0	26,3	26,6	26,8	27,1	27,4	27,7
0,70	27,4	26,8	26,4	26,1	25,9	25,8	25,8	25,9	26,0	26,1	26,3	26,5	26,7	26,9	27,2	27,4	27,6	27,9	28,1	28,4	28,6
0,75	29,2	28,6	28,1	27,8	27,6	27,4	27,3	27,3	27,4	27,5	27,6	27,8	27,9	28,1	28,3	28,5	28,7	28,9	29,2	29,4	29,6
0,80	31,1	30,4	29,9	29,5	29,2	29,0	28,9	28,8	28,8	28,9	28,9	29,0	29,2	29,3	29,5	29,6	29,8	30,0	30,2	30,4	30,6
0,85	32,9	32,2	31,6	31,2	30,8	30,6	30,4	30,3	30,2	30,2	30,3	30,3	30,4	30,5	30,6	30,8	30,9	31,1	31,2	31,4	31,5
0,90	34,7	34,0	33,4	32,9	32,5	32,2	31,9	31,8	31,7	31,6	31,6	31,6	31,7	31,7	31,8	31,9	32,0	32,1	32,3	32,4	32,5
0,95	36,5	35,7	35,1	34,5	34,1	33,7	33,5	33,2	33,1	33,0	32,9	32,9	32,9	32,9	33,0	33,0	33,1	33,2	33,3	33,4	33,5
1,00	38,3	37,5	36,8	36,2	35,7	35,3	35,0	34,7	34,5	34,4	34,3	34,2	34,1	34,1	34,2	34,2	34,3	34,3	34,4	34,4	34,5
1,05	40,0	39,2	38,5	37,8	37,3	36,8	36,5	36,2	35,9	35,7	35,6	35,5	35,4	35,3	35,3	35,3	35,4	35,4	35,4	35,5	35,5
1,10	41,8	40,9	40,1	39,4	38,9	38,4	38,0	37,6	37,3	37,1	36,9	36,7	36,6	36,6	36,6	36,6	36,6	36,6	36,6	36,6	36,5
1,15	43,5	42,6	41,7	41,0	40,4	39,9	39,4	39,0	38,7	38,4	38,2	38,0	37,9	37,8	37,7	37,6	37,5	37,5	37,5	37,5	37,5
1,20	45,1	44,2	43,4	42,6	42,0	41,4	40,9	40,5	40,1	39,8	39,5	39,3	39,1	39,0	38,8	38,7	38,7	38,6	38,5	38,5	38,5
1,25	46,8	45,8	45,0	44,2	43,5	42,9	42,4	41,9	41,5	41,1	40,8	40,6	40,3	40,2	40,0	39,9	39,8	39,7	39,6	39,5	39,5
1,30	48,4	47,4	46,5	45,7	45,0	44,4	43,8	43,3	42,8	42,5	42,1	41,8	41,6	41,4	41,2	41,0	40,9	40,8	40,6	40,6	40,5
1,35	50,0	49,0	48,1	47,2	46,5	45,8	45,2	44,7	44,2	43,8	43,4	43,1	42,8	42,5	42,3	42,1	42,0	41,8	41,7	41,6	41,5
1,40	51,6	50,6	49,6	48,7	48,0	47,3	46,6	46,1	45,5	45,1	44,7	44,3	44,0	43,7	43,5	43,2	43,1	42,9	42,7	42,6	42,5
1,45	53,2	52,1	51,1	50,2	49,4	48,7	48,0	47,4	46,9	46,4	46,0	45,6	45,2	44,9	44,6	44,4	44,1	43,9	43,8	43,6	43,5
1,50	54,7	53,6	52,6	51,7	50,8	50,1	49,4	48,8	48,2	47,7	47,2	46,8	46,4	46,1	45,8	45,5	45,2	45,0	44,8	44,6	44,5
1,55	56,2	55,1	54,0	53,1	52,3	51,5	50,7	50,1	49,5	48,9	48,4	48,0	47,6	47,2	46,9	46,6	46,3	46,1	45,8	45,6	45,4
1,60	57,6	56,5	55,5	54,5	53,6	52,8	52,1	51,4	50,8	50,2	49,7	49,2	48,8	48,4	48,0	47,7	47,4	47,1	46,9	46,6	46,4
1,65	59,1	57,9	56,9	55,9	55,0	54,2	53,4	52,7	52,0	51,4	50,9	50,4	49,9	49,5	49,1	48,8	48,4	48,1	47,9	47,6	47,4
1,70	60,5	59,3	58,3	57,3	56,3	55,5	54,7	54,0	53,3	52,7	52,1	51,6	51,1	50,6	50,2	49,8	49,5	49,2	48,9	48,6	48,4
1,75	61,8	60,7	59,6	58,6	57,7	56,8	56,0	55,2	54,5	53,9	53,3	52,7	52,2	51,8	51,3	50,9	50,6	50,2	49,9	49,6	49,3
1,80	63,2	62,0	60,9	59,9	59,0	58,1	57,2	56,5	55,7	55,1	54,5	53,9	53,4	52,9	52,4	52,0	51,6	51,2	50,9	50,6	50,3
1,85	64,5	63,3	62,2	61,2	60,2	59,3	58,5	57,7	57,0	56,3	55,6	55,0	54,5	54,0	53,5	53,0	52,6	52,2	51,9	51,5	51,2
1,90	65,8	64,6	63,5	62,5	61,5	60,6	59,7	58,9	58,1	57,4	56,8	56,2	55,6	55,0	54,5	54,1	53,6	53,2	52,9	52,5	52,2
1,95	67,0	65,9	64,8	63,7	62,7	61,8	60,9	60,1	59,3	58,6	57,9	57,3	56,7	56,1	55,6	55,1	54,7	54,2	53,8	53,5	53,1
2,00	68,3	67,1	66,0	64,9	63,9	63,0	62,1	61,2	60,4	59,7	59,0	58,4	57,7	57,2	56,6	56,1	55,7	55,2	54,8	54,4	54,1
2,05	69,5	68,3	67,2	66,1	65,1	64,1	63,2	62,4	61,6	60,8	60,1	59,4	58,8	58,2	57,7	57,1	56,7	56,2	55,8	55,4	55,0
2,10	70,6	69,4	68,3	67,3	66,2	65,3	64,4	63,5	62,7	61,9	61,2	60,5	59,9	59,3	58,7	58,1	57,6	57,2	56,7	56,3	55,9
2,15	71,8	70,6	69,5	68,4	67,4	66,4	65,5	64,6	63,8	63,0	62,3	61,6	60,9	60,3	59,7	59,1	58,6	58,1	57,7	57,2	56,8
2,20	72,9	71,7	70,6	69,5	68,5	67,5	66,6	65,7	64,8	64,0	63,3	62,6	61,9	61,3	60,7	60,1	59,6	59,1	58,6	58,1	57,7
2,25	73,9	72,8	71,6	70,6	69,5	68,6	67,6	66,7	65,9	65,1	64,3	63,6	62,9	62,3	61,7	61,1	60,5	60,0	59,5	59,0	58,6
2,30	75,0	73,8	72,7	71,6	70,6	69,6	68,7	67,8	66,9	66,1	65,3	64,6	63,9	63,2	62,6	62,0	61,5	60,9	60,4	59,9	59,5
2,35	76,0	74,8	73,7	72,7	71,6	70,6	69,7	68,8	67,9	67,1	66,3	65,6	64,9	64,2	63,6	63,0	62,4	61,8	61,3	60,8	60,3
2,40	77,0	75,8	74,7	73,7	72,6	71,6	70,7	69,8	68,9	68,1	67,3	66,6	65,8	65,2	64,5	63,9	63,3	62,7	62,2	61,7	61,2
2,45	77,9	76,8	75,7	74,6	73,6	72,6	71,7	70,8	69,9	69,1	68,3	67,5	66,8	66,1	65,4	64,8	64,2	63,6	63,1	62,6	62,1
2,50	78,9	77,7	76,7	75,6	74,6	73,6	72,6	71,7	70,8	70,0	69,2	68,4	67,7	67,0	66,3	65,7	65,1	64,5	63,9	63,4	62,9

observado estén distribuidos según la curva normal. En la mayoría de las poblaciones, la distribución de la talla con relación a la edad es aproximadamente normal, mientras que las distribuciones del peso según la edad y según la talla son algo asimétricas (2, 8, 10, 27-29). Las distribuciones de referencia originales del NCHS y los CDC de valores de peso según la edad y según la talla eran ligeramente asimétricas. Por ello, para preparar las tablas de referencias normalizadas del NCHS (18), se dividió a la población en dos por la mediana y se calcularon las desviaciones estándar de cada mitad.

La asimetría frecuente de las distribuciones observada en los países en desarrollo puede llevar a una subestimación. Sin embargo, estimaciones exactas efectuadas mediante nuestro método sobre datos reales de estudios de nutrición en países en desarrollo mostraron que la magnitud del error es insignificante (menos del 10% de la prevalencia total) si se compara con el error resultante de la presencia de positivos falsos y negativos falsos al usar límites convencionales. Por consiguiente, las distribuciones de indicadores antropométricos se pueden comparar con los valores de referencia normalizados del NCHS/CDC, y a los valores Z obtenidos se les pueden aplicar pruebas analíticas normalizadas, suponiendo que la distribución sea normal (35). Aunque teóricamente es posible corregir las estimaciones de la prevalencia teniendo en cuenta las asimetrías, en la práctica sería una complicación innecesaria.

La figura 2 muestra cómo se diferencian, en las estimaciones de la prevalencia, el método propuesto en el presente artículo y los métodos de Gómez y de la OMS para estimaciones correspondientes a valores Z de la media crecientemente negativos y una desviación estándar de 1,0Z. Las diferencias son máximas entre 0,5Z y 2,0Z, intervalo que abarca la mayoría de las situaciones comunes

FIGURA 2. Diferencias en las estimaciones de prevalencia entre el método propuesto en el presente artículo (Mora) y los métodos de Gómez y de la OMS para distancias crecientes entre las dos distribuciones ($U_1 - U_2$) y una desviación estándar de 1,0Z



en los países en desarrollo, y se hacen insignificantes por encima de 3,0Z, valores que probablemente se encuentren solo en condiciones de hambre extrema.

DISCUSIÓN

El método propuesto en el presente artículo para estimar la prevalencia estandarizada de desnutrición infantil en estudios de grupos constituye un instrumento útil para estandarizar el análisis de los datos antropométricos obtenidos de estudios transversales para evaluar el estado de nutrición de la población. Con este método se pueden obtener estimaciones útiles de la prevalencia en el grupo, al comparar las distribuciones del indicador antropométrico en el grupo observado y en el grupo de referencia, tal como propone Keller (29), utilizando una curva límite en vez de un punto límite. El mismo

método se puede usar para estimar la prevalencia estandarizada de exceso de peso. Si se desean efectuar comparaciones, se pueden aplicar pruebas estadísticas estandarizadas a los valores Z de la media y a las desviaciones estándar de las distribuciones observadas.

Se pueden obtener tasas de prevalencia estandarizadas a partir del cuadro 2 para cualquier indicador antropométrico, siempre que dicho indicador se exprese en forma de valores Z de la población de referencia normalizada del NCHS y los CDC y que su distribución sea casi normal y no demasiado asimétrica. La prevalencia estandarizada se define como la proporción de casos de la distribución del grupo observado que no se superpone a la distribución normal de la población de referencia. Su estimación se basa en las propiedades matemáticas de la curva normal de probabilidad, aunque la desviación estándar de la distribución del grupo observado sea distinta de 1 (de hecho, generalmente excede de 1).

Nuestro concepto de prevalencia normalizada pone en tela de juicio el dogma epidemiológico tradicional que requiere la definición de caso y el recuento de todos los casos para estimar la prevalencia de la enfermedad. El método de la definición de caso no resulta práctico cuando no se pueden identificar individualmente los "positivos falsos" y los "negativos falsos" para tener en cuenta únicamente a los sujetos que realmente están enfermos, como ocurre en la antropometría nutricional. Para estimar la prevalencia estandarizada en una población puede usarse otro enfoque, que no considera cada caso en particular, sino la distribución total de grupos de individuos. Los principios de este método de "análisis de la distribución mixta" se han empleado para estimar la prevalencia de la anemia como proporción de individuos cuyos valores de hemoglobina están por debajo de la distribución de los valores de hemoglobina de individuos no anémicos (36, 37).

Si se emplea este método para estimar la prevalencia, los límites carecen de importancia. En consecuencia, toda controversia sobre el tema es realmente innecesaria. Los límites seguirán siendo importantes para

la detección selectiva con fines de establecer los objetivos de una intervención y no de estimar tasas de prevalencia. En este caso, el mejor límite para la prueba de detección selectiva sería aquel que produjese solo una proporción de individuos para cuyo tratamiento haya recursos suficientes (3). Los límites pueden ser útiles también para preparar materiales educativos, como las gráficas que comúnmente se usan para vigilar el crecimiento.

Evidentemente, el método propuesto no se puede aplicar a la evaluación del estado de nutrición individual. Como está completamente basado en las propiedades matemáticas de la distribución normal de probabilidad, el resultado es una estimación estandarizada correspondiente a la población y no un diagnóstico individual. De hecho, en la práctica sería imposible cerciorarse de que un valor individual determinado de un indicador comprendido en la zona de superposición pertenece o no a la población de referencia, si no se dispone de otra información. Esto también es válido para la corrección propuesta por la OMS para tener en cuenta los positivos falsos (27). La evaluación del estado de nutrición individual debe basarse en observaciones longitudinales del crecimiento (crecimiento en incrementos, curvas de desarrollo), complementadas con evaluaciones clínicas y de otro tipo.

AGRADECIMIENTO

Este trabajo fue patrocinado por Latinamerican Research Company, Latinreco, Nestec Ltd. (Suiza) y Logical Technical Services Corporation (EUA).

El autor agradece la contribución clave de J. Ricardo Mora en la obtención de las fórmulas matemáticas y las estimaciones computadorizadas que figuran en este artículo. Agradece también las valiosas sugerencias del Dr. W. Keller (incluidos los cálculos para la figura 2) y del Dr. J. P. Habicht.

REFERENCIAS

- 1 Jelliffe, D. B. *The Assessment of the Nutritional Status of the Community (with Special Reference to Field Surveys in Developing Regions of the World)*. Ginebra, Organización Mundial de la Salud, 1966. Serie de Monografías 53.
- 2 Keller, W. *et al.* Anthropometry in nutritional surveillance: a review based on results of the WHO collaborative study on nutritional anthropometry. *Nutr Abstr Rev* 46:591-609, 1976.
- 3 Habicht, J. P. Some characteristics of indicators of nutritional status for use in screening and surveillance. *Am J Clin Nutr* 33:531-535, 1980.
- 4 Habicht, J. P. *et al.* Indicators for identifying counting the improperly nourished. *Am J Clin Nutr* 35:1241-1254, 1980.
- 5 Gomez, F. *et al.* Mortality in second and third degree malnutrition. *J Trop Pediatr* 2:77-83, 1956.
- 6 McLaren, P. y Read, W. Classification of nutritional status in early childhood. *Lancet* 2:146-148, 1972.
- 7 Waterlow, J. C. Classification and definition of protein-calorie malnutrition. *Brit Med J* 3:566-569, 1972.
- 8 Waterlow, J. C., Buzina, R., Keller, W., Lane, J. M., Nichaman, M. Z. y Tanner, J. M. 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 WHO* 55(4):489-498, 1977.
- 9 Organización Mundial de la Salud. A growth chart for international use in maternal and child health care. Guidelines for primary health care personnel. Ginebra, 1978.
- 10 Keller, W. y Filmore, C. M. The prevalence of protein-energy malnutrition. *World Health Stat Q* 36:129-167, 1983.
- 11 Mora, J. O. Nutritional assessment by anthropometry: prevalence studies. In: *Critical Assessment of Key Issues in Research on Malnutrition and Behavior*. Lausana, Fundación Nestlé, 1984, pp. 98-106. Serie de Publicaciones de la Fundación Nestlé, Vol. 4.
- 12 Sykes, P. Errors arising through using Harvard tables and percentage levels of median weight-for-age in assessing nutritional status. *Arch Dis Child* 52:391-395, 1977.
- 13 Gueri, M., Guney, J. M. y Jutsum, P. The Gomez classification. Time for a change? *Bull WHO* 58(5):773-775, 1980.
- 14 Bengoa, J. M. Recent trends in the public health aspects of protein-calorie malnutrition. *WHO Chron* 24:552-561, 1970.
- 15 Bengoa, J. M. The problem of malnutrition. *WHO Chron* 28:3-7, 1970.
- 16 Goldsmith, G. A. Current status of malnutrition in the tropics. *Am J Trop Med Hyg* 23:756-766, 1974.
- 17 Hamill, P. V. D. *et al.* NCHS growth curves for children, birth-18 years. Washington, DC, U.S. Government Printing Office, 1977. Vital and Health Statistics, Series 11, No. 165.
- 18 Dibley, M. J. *et al.* Development of normalized curves for international growth reference: historical and technical considerations. *Am J Clin Nutr* 46:736-748, 1987.
- 19 Dibley, M. J. *et al.* Interpretation of Z-score anthropometric indicators derived from the international growth reference. *Am J Clin Nutr* 46: 749-762, 1987.
- 20 Kielmann, A. A. y McCord, C. Weight-for-age as an index of risk of death in children. *Lancet* 1:1247-1250, 1978.
- 21 Chen, L. C. *et al.* Anthropometric assessment of energy-protein malnutrition and subsequent risk of mortality among preschool-aged children. *Am J Clin Nutr* 33:1836-1845, 1980.
- 22 Heywood, P. The functional significance of malnutrition: growth and prospective risk of death in the highlands of Papua New Guinea. *J Food Nutr* 39:13-19, 1982.
- 23 Kasongo Project Team. Anthropometric assessment of young children's nutritional status as an indicator of subsequent risk of dying. *J Trop Pediatr* 29:68-75, 1983.
- 24 Bairagi, R. *et al.* Alternative anthropometric indicators of mortality. *Am J Clin Nutr* 42:296-306, 1985.
- 25 Reddy, V. *et al.* Functional significance of growth retardation in malnutrition. *Am J Trop Pediatr* 29:3-7, 1976.
- 26 Griffiths, M. *Growth Monitoring*. Washington, DC, American Public Health Association International Health Programs, 1981. Primary Health Care Issues Series 1, No. 3.

- 27 Organización Mundial de la Salud. *Measuring Change in Nutritional Status. Guidelines for Assessing the Nutritional Impact of Supplementary Feeding Programmes for Vulnerable Groups*. Ginebra, 1983.
- 28 Mora, J. O. Nutritional status of the Colombian population: results of the 1977-80 National Health Survey. *Int J Vitam Nutr Res* 27:1-13, 1985.
- 29 Keller, W. Choice of indicators of nutritional status. In: Schxurch, B., ed. *Evaluation of Nutrition Education in Third World Communities*. Berna, H. Huber, 1983, pp. 101-113. Serie de Publicaciones de la Fundación Nestlé, Vol. 3.
- 30 Fletcher, R. H. et al. Abnormality. In: *Clinical Epidemiology: the Essentials*. Baltimore, Williams & Wilkins, 1982, pp. 18-40.
- 31 Garby, L. et al. Iron deficiency in women of fertile age in a Swedish community. III. Estimation of the iron status of a population. *Acta Med Scand* 185:113-117, 1969.
- 32 Freire, W. *Use of Hemoglobin Levels to Determine Iron Deficiency in High-prevalence Areas of Iron-deficiency Anemias*. Ithaca, Nueva York, Universidad Cornell, 1981. Tesis doctoral.
- 33 Pearson, K. *Tables for Statisticians and Biometricians*. Part 1, 3a ed. Londres, Biometrika Office, University College, 1942.
- 34 Jordan, M. D. *Anthropometric Software Package. Tutorial Guide and Handbook*. Version 3.0. Atlanta, Centros para el Control de Enfermedades, 1986.
- 35 Grupo de Trabajo de la Organización Mundial de la Salud. Use and interpretation of anthropometric indicators of nutritional status. *Bull WHO* 64(6):929-941, 1986.
- 36 Cook, J. D. et al. Nutritional deficiency and anemias in Latin America: a collaborative study. *Blood* 38:591-603, 1971.
- 37 Meyers, L. et al. Prevalences of anemia in black and white women in the United States estimated by two methods. *Am J Public Health* 3:1042-1049, 1973.

SUMMARY

A NEW METHOD FOR ESTIMATING A STANDARDIZED PREVALENCE OF CHILD MALNUTRITION FROM ANTHROPOMETRIC INDICATORS

Anthropometric indicators are widely used for assessing the nutritional status of children, but lack of consensus on the cut-off points for prevalence estimates has precluded the use of standard analytical methods in population surveys. In this paper a simple method for estimating a standardized prevalence of child malnutrition from anthropometric indicators is presented. The method is based on comparing the distribution of the indicator

with that of the normalized U.S. National Center for Health Statistics (NCHS) reference population, the underlying assumption being that both distributions are nearly normal.

Standardized prevalence is the proportion of cases in the observed population which is outside the normal distribution curve of the reference values, and which can be estimated from the mean and standard deviation of the standardized Z-scores of the population by using a formula based on the mathematical properties of the normal probability curve. A reference table is included which provides computer-estimated prevalence rates for different mean Z-scores and standard deviations of anthropometric indicators with normal distributions.