



Revista Chilena de Nutrición

ISSN: 0716-1549

sochinut@tie.cl

Sociedad Chilena de Nutrición, Bromatología y
Toxicología
Chile

Jiménez S., Ana Zulema; Prada G., Gloria Esperanza; Herrán F., Oscar Fernando
ESCALAS PARA MEDIR LA SEGURIDAD ALIMENTARIA EN COLOMBIA: ¿SON VÁLIDAS?

Revista Chilena de Nutrición, vol. 39, núm. 1, marzo, 2012, pp. 8-17

Sociedad Chilena de Nutrición, Bromatología y Toxicología
Santiago, Chile

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=46922456001>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

ARTÍCULOS ORIGINALES

ESCALAS PARA MEDIR LA SEGURIDAD ALIMENTARIA EN COLOMBIA. ¿SON VÁLIDAS?

SCALES FOR MEASURING FOOD SECURITY IN COLOMBIA. ARE THEY VALID?

Ana Zulema Jiménez S. (1), Gloria Esperanza Prada G. (2,3), Oscar Fernando Herrán F. (2,3)

(1) Secretaría Distrital de Salud de Bogotá, D.C. Bogotá, Colombia.

(2) Escuela de Nutrición y Dietética. Universidad Industrial de Santander, Colombia.

(3) Observatorio Epidemiológico de Enfermedades Cardiovasculares.

Centro de Investigaciones Epidemiológicas. Universidad Industrial de Santander, Bucaramanga, Colombia.

ABSTRACT

The aim of this study was to assess reproducibility in four Colombian cities of the results obtained on food insecurity (INSA) comparing it with the factorial and criterion validity of the Food Security Perceptions scale (EPSA) and the Latin American and Caribbean (ELCSA) methods in homes from urban and rural area based on the usual consumption of energy for all household members. The reproducibility was 0.51 for EPSA and 0.56 for ELCSA. The sensitivity of the EPSA was between 39.6% and 40.5% and for the ELCSA between 62.6% and 62.2%. The agreement against the reference for the EPSA was between 0.10 and 0.18, for ELCSA was between 0.09 and 0.13. The efficiency of the two tests as a global measure of reliability is just greater than the probability in a coin toss. The results of these scales should be used conservatively.

Key words: Food security, reproducibility of results, validity of the test, hunger, Colombia.

Este trabajo fue recibido el 14 de Noviembre de 2011 y aceptado para ser publicado el 21 de Enero de 2012.

INTRODUCCIÓN

La medición de conceptos complejos como el de seguridad alimentaria a nivel individual, del hogar, de una región o un país, presenta retos aún no superados (1, 2). La capacidad de comprar los alimentos o de acceder a ellos, es tal vez la variable más próxima en el individuo y el hogar para establecer desde la perspectiva del acceso físico si existe riesgo de inseguridad alimentaria (INSA) (2). Existen otras muchas perspectivas que se relacionan con los modelos económicos, las formas de producción, de comercialización, del consumo, el crecimiento poblacional, el estado de salud y la disponibilidad de agua potable (2-4). El efecto del aumento de la inequidad y la pobreza en países como Colombia, en medio de transiciones nutricionales y epidemiológicas no ha sido estudiado en todas sus dimensiones, el hambre, la obesidad y la malnutrición coexisten, incluso en un

mismo hogar (4).

Las escalas simplificadas como métodos para estimar el hambre, el consumo dietario o la INSA son atractivas por que hacen viable la medición (1). Si embargo, como con cualquier método que pretenda reemplazar o equiparar a otros es necesario establecer su capacidad como prueba antes de aceptar sus resultados (5). La INSA tradicionalmente se ha establecido a nivel del individuo y del hogar comparando el consumo de energía y el requerimiento del mismo establecido por agencias como la Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO), la Organización Mundial de la Salud (OMS) y el Instituto de Medicina de Estados Unidos (IOM) (2, 6). La estimación del consumo de energía actual y usual es compleja y costosa, lo que hace a los métodos simplificados atractivos (1, 7, 8).

En Colombia se utilizó en 2005 y 2010 en las

encuestas nacionales de la situación alimentaria y nutricional (ENSIN) escalas simplificadas para determinar la INSA (9, 10). La escala de percepción de seguridad alimentaria (EPSA) utilizada en 2005 y la escala Latinoamericana y Caribeña (ELCSA) utilizada en 2010, están basadas en los principios desarrollados por Wehler en 1992 para establecer un índice de hambre (11). A pesar de contar con estudios de validez de constructo (12, 13), un estudio de validez de criterio con base en el consumo usual de energía del jefe del hogar mostró resultados incoherentes, limitaciones importantes para establecer la política pública y un pobre desempeño de la EPSA como prueba (1).

El objetivo de este estudio fue establecer la reproducibilidad de los resultados sobre INSA, la validez factorial y de criterio de la EPSA y la ELCSA en hogares urbanos y rurales de cuatro ciudades colombianas, frente a tres métodos referentes usados para declarar INSA basados en el consumo usual de energía de todos los miembros del hogar, estimada con base en recordatorios repetidos del consumo de alimentos en la últimas veinticuatro horas (R24H) (7, 8), y los requerimientos de calorías según FAO-OMS-IOM, adaptados para la población colombiana (14).

SUJETOS Y MÉTODO

Este estudio se clasifica como de evaluación de tecnología diagnóstica (5) y fue desarrollado durante 2009-2011 en cuatro ciudades de Colombia, Suramérica. Se realizó en seis etapas a) selección de la muestra, b) aplicación de formatos, c) determinación de INSA, d) estudio de reproducibilidad, e) estudio de validez factorial, f) estudio de validez de criterio.

Selección de la muestra. Para que el hogar fuera elegible debía residir en la zona con dos años o más de anterioridad. En el área rural, dos veredas fueron seleccionadas al azar en cada municipio –Tenjo y Sibaté, todos los hogares elegibles de esas veredas que aceptaron participar se encuestaron. Los hogares urbanos de Bogotá y Bucaramanga incluída su área metropolitana fueron seleccionados por muestreo aleatorio estratificado en múltiples etapas. Las manzanas de las ciudades se clasificaron en seis estratos socioeconómicos de acuerdo con la metodología de la oficina de planeación municipal, aleatoriamente seis manzanas fueron seleccionadas en cada estrato y sus mapas actualizados, las viviendas en ellas fueron numeradas en orden consecutivo. En los hogares del área rural que aceptaron participar y en los elegidos al azar se indagó por el jefe del hogar o por la persona responsable de la compra de los alimentos. Además, en cada hogar se realizó un censo y todos sus integrantes fueron invitados a participar.

Ochenta hogares por ciudad permiten obtener un coeficiente Kappa de Cohen de mínimo 0,15, precisión de 0,05, al comparar dos métodos, asumiendo clasificaciones positivas de 40% y 35% en ellos, con alfa de 0,05 (15). Las encuestas fueron aplicadas en un número mayor de hogares (26%) para compensar pérdidas durante el seguimiento. Un total de 432 hogares fueron encuestados.

Fuentes de información. Cuatro instrumentos fueron aplicados. Un formato para recoger información sociodemográfica del hogar y los individuos, las escalas EPSA y ELCSA que permiten medir la INSA en el último mes fueron aplicadas dos veces cada una con asignación aleatoria para establecer cual secuencia de una asignación latina-cuadrado se aplicaba, también dos R24H en todos los integrantes del hogar. El jefe del hogar respondió el formato para recoger datos sociodemográficos del hogar, luego respondió una de las dos escalas, después el primer R24H y finalmente la escala faltante. Las escalas y los R24H fueron aplicadas de manera repetida con intervalo mínimo de una semana para evitar respuestas con base en la memoria.

Determinación de INSA. Para el hogar se estableció utilizando los puntos de corte y algoritmos preestablecidos con base en la primera aplicación de las escalas EPSA y ELCSA (9, 10). Para todos los sujetos se estableció su requerimiento de energía con base en su sexo, nivel de actividad física y edad, en los lactantes además se consideró la lactancia materna (14), con base en lo anterior cada sujeto se clasificó como con INSA si su consumo usual de energía era menor que su requerimiento (6, 14-17).

La INSA del hogar con base en el consumo usual de energía se declaró de tres formas; la primera con base en el consumo usual del jefe del hogar ($uR24H_{Jefe}$) y su requerimiento, si el consumo del jefe era menor que su requerimiento se declaró inseguro el hogar, la segunda, si la sumatoria del consumo usual de todos los miembros ($uR24H_{Hogar}$) era menor que la sumatoria de los requerimientos de los miembros del hogar se declaró inseguro el hogar. Además, la tercera se estableció considerando la situación de INSA de los menores de 18 años ($uR24H_{Hogar+A}$); si todos los miembros estaban seguros el hogar se declaró seguro, si todos estaban inseguros el hogar se declaró inseguro severo, si todos los menores estaban seguros y al menos un adulto inseguro el hogar se declaró inseguro leve, y si al menos un menor estaba inseguro y todos los adultos seguros el hogar se declaró inseguro moderado. En cualquier nivel de INSA el hogar se clasificó como inseguro. Los resultados alcanzados por $uR24H_{Jefe}$, $uR24H_{Hogar}$ y de $uR24H_{Hogar+A}$ son considerados los métodos referentes.

Los R24H fueron traducidos a calorías mediante

FoodCalc 1,3 (18) utilizando una tabla de alimentos compuesta de otras cuatro de amplio uso en Colombia, esta tabla agregada tiene 2284 ítems (19). El tamaño de la porción de alimentos se estableció mediante modelos abstractos de alimentos validados previamente en la población blanco, y ligados a la tabla de alimentos (20). El consumo usual de energía (kilocalorías) fue establecido mediante PC-Side 1,0 utilizando los métodos desarrollados por la universidad de IOWA (16, 17).

Estudio de reproducibilidad. La reproducibilidad (test-retest) del resultado de INSA entre las dos aplicaciones de EPSA y ELCSA, y la alcanzada con base en la ingesta actual de energía del jefe del hogar y la sumatoria de la ingesta actual de todos los integrantes fue estimada a través del cálculo de coeficientes de correlación de Spearman (r_s), del coeficiente de acuerdo Kappa de Cohen, que es equivalente al coeficiente de correlación intraclass (21) y del coeficiente de correlación de Kendall (K_{tau}) (22).

Estudio de validez factorial. El análisis factorial fue realizado para las dos aplicaciones de la EPSA y la ELCSA. Para los cuatro modelos la consistencia interna fue determinada con el alfa de Cronbach (22). Para todos los modelos se evaluaron las soluciones factoriales y la bondad de ajuste a través de modelos de ecuaciones estructurales (MEE). En todas las soluciones factoriales se utilizó una rotación PROMAX debido a la correlación en los factores latentes (23). Para evaluar en las escalas la pertinencia de la agrupación de ítems dentro de factores, se calculó el porcentaje de la varianza explicada y el estadístico Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), tanto para los ítems como para los factores (23). Para cada modelo fueron calculados índices de bondad de ajuste; razón de verosimilitud (X^2), error de aproximación cuadrático medio (RMSEA), el índice Tucker-Lewis (NNFI), de ajuste normal (NFI), de bondad de ajuste (GFI) y el índice de ajuste de parsimonia (PNFI) (23). Todas las soluciones factoriales, fueron realizadas con la matriz de covarianza y la estimación de la máxima verosimilitud -Likelihood- (23-25).

Estudio de validez de criterio. En este estudio la EPSA y la ELCSA son consideradas la pruebas, los resultados alcanzados por $uR24H_{Jefe}$, $uR24H_{Hogar}$ y de $uR24H_{Hogar+A}$ son considerados los métodos referentes. Para determinar el grado de legitimidad de las escalas frente a los referentes se calcularon diferentes estadísticos derivados de una tabla de 2x2; Kappa de Cohen y además, la sensibilidad, la especificidad, los valores predictivos, la eficiencia, y la clasificación falsa positiva y negativa (26).

Calidad de los datos. Todas las encuestas, incluidos los R24H fueron realizadas por Nutricionistas Dietistas

entrenados durante dos semanas en los métodos utilizados. El entrenamiento hizo énfasis en técnicas de fijación de la memoria y cómo utilizar los modelos de alimentos para estimar el tamaño de la porción consumida. Las encuestas fueron revisadas diariamente por los encuestadores y semanalmente por supervisores de campo. La codificación de los alimentos en los R24H se realizó el mismo día al terminar la entrevista con base en la descripción detallada del alimento o preparación. Los datos sociodemográficos y los de las escalas fueron traducidos a "bits" con un lector óptico [Teleform], los de dieta por digitadores. Todas las bases de datos fueron sometidas a procesos sucesivos de verificación y limpieza con algoritmos lógicos hasta asegurar que los datos se correspondían con los escritos. Dado el diseño de la muestra la estimación de los errores se realizó utilizando el ajuste de la varianza de Taylor (15, 27). El procesamiento de datos junto con el análisis fue realizado con STATA 10,1 SE (28). Los MEE fueron realizados con LISREL 8,7 (29). La descripción de las variables numéricas incluyó el intervalo de confianza del 95% (IC 95%).

El estudio fue aprobado por el Comité de Ética en Investigación de la Facultad de Salud de la Universidad Industrial de Santander. Todos los participantes dieron su consentimiento informado por escrito, en los menores del hogar sus padres o representantes legales.

RESULTADOS

En total se visitaron 1185 hogares, se declararon elegibles 621(52,4%) y de éstos, respondieron la encuesta 432 hogares (69,6%), en ellos habitaban 1505 sujetos. En Bogotá 151 hogares, en Bucaramanga y su área metropolitana 99, en Tenjo 91 al igual que en Sibaté. Bogotá es la capital del país, Bucaramanga una ciudad intermedia y Tenjo y Sibaté municipios rurales articulados a Bogotá como proveedores de alimentos. La tasa de participación en el área urbana fue de 60,8%, en la rural de 85,7%. La tasa de respuesta en la segunda aplicación de las escalas fue del 98,4%, en los R24H del 96,6%. El intervalo entre aplicaciones de la EPSA fue de 14,8 días (IC 95%: 13,1 - 16,4), para la ELCSA de 13,5 días (IC 95%: 12,6 - 14,5) y entre los R24H de 12,9 días (IC 95%: 12,6 - 13,2). Los 2960 R24H se hicieron todos los días, predominando el día martes con 17,7%, y con menor frecuencia los domingos con 10,3%, las diferencias observadas por área geográfica obedecen a las dinámicas poblacionales, pero sin relevancia sobre los resultados. Debido a que los valores estimados no se modificaron al corregir por el efecto del diseño de la muestra, los reportados son similares a los obtenidos de un muestreo aleatorio simple.

Características de los hogares estudiados. El 57,9

% de los hogares pertenecen al área urbana, el 55,2% de los sujetos habita en éstos, sin diferencia en el número de integrantes, que en promedio fue de 3,6 (IC 95%: 3,4 - 3,8) en el área urbana y de 3,8 (IC 95%: 3,5 - 4,1) en la rural ($p=0,183$). El 44,1% de los integrantes son hombres, en los hogares urbanos habitan 5,9% más de mujeres ($p=0,02$). El 8,9% son menores de cinco años, y el 11,6% mayores de 60 años, no se evidenció diferencia en la estructura etárea por área geográfica ($p=0,056$). En promedio cada hogar urbano tiene un menor de 18 años (IC 95%: 0,9 - 1,2), el rural 1,4 (IC 95%: 1,2 - 1,6) ($p=0,004$). En el 62,2% de los hogares hay menores de

edad, sin diferencias por el área geográfica o ciudad estudiada ($p>0,05$). El 22% en el área rural y el 12% en la urbana declaró haber perdido el empleo en el último mes ($p=0,005$). Sin embargo el 12% en el área urbana y el 17,6% en la rural declaró haber conseguido un empleo en el último mes ($p=0,102$). Otras características de los hogares se presentan en la tabla 1.

Características de los jefes de hogar encuestados.

El 83,8% fueron mujeres, la edad media de 44,8 años (IC 95%: 43,4 - 46,2) sin diferencia por sexo ($p=0,278$). La escolaridad del jefe del hogar predominante en el área urbana es técnico-universitaria con el 46%, en el área

TABLA 1

Características de los hogares estudiados.

Variable	Total [432]	Urbano [250]	Rural [182]	Valor p
Edad del jefe	44,8 (43,4 - 46,6) *	45,7 (44,0 - 44,7)	43,6 (41,1 - 46,6)	0,147
Número de miembros	3,7 (3,5 - 3,8)	3,6 (3,4 - 3,8)	3,8 (3,5 - 4,1)	0,183
Menores de 18 años	1,3 (1,1 - 1,3)	1,0 (0,9 - 1,2)	1,4 (1,2 - 1,6)	0,004
Sexo del jefe				0,012
Hombre	70 {16,2} †	50 {20,0}	20 {11,0}	
Mujer	362 {83,8}	200 {80,0}	162 {89,0}	
Escolaridad				0,000
Analfabeta/primaria	152 {35,2}	50 {20,0}	102 {56,0}	
Hasta secundaria	152 {35,2}	85 {34,0}	67 {36,8}	
Técnico/universidad	115 {60,6}	115 {46,0}	113 {7,2}	
Nivel socioeconómico †				0,000
Uno	276 {62,7}	94 {37,6}	177 {97,2}	
Dos	106 {24,5}	103 {41,2}	3 {1,7}	
Tres	55 {12,7}	53 {21,2}	2 {1,1}	
Tenencia de la vivienda				0,000
Propia sin deuda	212 {49,1}	120 {48,0}	92 {50,6}	
Propia con deuda	61 {14,1}	48 {19,2}	13 {7,1}	
Arriendo	110 {25,5}	71 {28,4}	39 {21,4}	
Otra	49 {11,3}	11 {4,4}	38 {20,9}	
Alcantarillado				0,000
Si	306 {70,8}	250 {100,0}	56 {30,8}	
No	126 {29,2}	0 {0,0}	126 {69,2}	

[n]. * Media e (Intervalo de confianza del 95%) †. Número y { % }

† El nivel uno es el más bajo en la estratificación socioeconómica y el tres el más alto.

Valor de p con base en t de student para los promedios y de χ^2 para las categorías.

rural analfabeta-primaria con el 56% ($p<0,001$). Todos declararon percibir menos ingresos durante el último mes, en Bogotá 53,0%, en Bucaramanga 47,4%, en Tenjo 46,1% y en Sibaté 63,7%, sin diferencia por área geográfica ($p=0,396$). El 75,2% en los hogares urbanos y el 54,4% en los rurales aporta económicamente al hogar ($p<0,0001$). El 37,2% en hogares urbanos y el 13,7% en rurales consumen al menos una comida fuera del hogar.

Inseguridad alimentaria de individuos y el hogar. La ingesta usual de energía del 56,9% de los sujetos fue menor a su requerimiento, en los hombres de 68,5%, en las mujeres 47,9% ($p<0,0001$). En los menores de un año este consumo deficitario fue de 2,2%, entre uno y cuatro años de 6,7%, entre 5 y 17 de 24,9%, entre 18 y 29 de 18,1%, entre 30 y 59 años de 36,5%, y en los de 60 y más de 11,6%. En los jefes de hogar este consumo deficitario de energía usual ($uR24H_{jefe}$) alcanzó el 59,5%, en los hombres 82,9% y en las mujeres 47,9% ($p=0,000$).

En los hogares el consumo usual de energía acumulado de sus integrantes fue deficitario en 59,3% ($uR24H_{Hogar}$), al ajustar dicho consumo ($uR24H_{Hogar+A}$) este pasó a 87,0%. Según la EPSA la inseguridad alimentaria de los hogares fue de 35,9%, según la ELCSA de 59,0%, estas proporciones de INSA no son diferentes por área geográfica ($p>0,05$). Dados los métodos usados, en Bogotá la cifra de INSA estuvo entre 26,5% y 84,8%, en Bucaramanga entre 29,3% a 84,8%, en Tenjo entre 44,0% y 90,1%, en Sibaté entre 50,6% y 90,1%. En los hogares urbanos entre 27,6% y 84,8%, en los rurales entre 47,2% y 90,1. Para el total de hogares entre 35,9% y 87,0%.

Estudio de reproducibilidad. El coeficiente de reproducibilidad más bajo para la EPSA fue de 0,20 (IC 95%: 0,14 - 0,26) y el más alto de 0,61 (IC 95%: 0,52 - 0,68). Para la ELCSA el menor valor fue de 0,23 (IC 95%: 0,17 - 0,29) y el mayor de 0,63 (IC 95%: 0,55 - 0,70). Como se esperaba la clasificación de INSA con

TABLA 2

Estudio de reproducibilidad: Acuerdo en el resultado y la clasificación de inseguridad alimentaria con base en dos mediciones.

Método *	Kappa	rs	Ktau
PRUEBAS			
Total			
EPSA [432]	0,51 (0,43 - 0,60)	0,53 (0,46 - 0,60)	0,22 (0,18 - 0,26)
ELCSA [432]	0,56 (0,48 - 0,64)	0,57 (0,51 - 0,53)	0,28 (0,24 - 0,32)
Urbano			
EPSA [244]	0,60 (0,48 - 0,71)	0,61 (0,52 - 0,68)	0,23 (0,17 - 0,28)
ELCSA [244]	0,59 (0,49 - 0,69)	0,60 (0,51 - 0,57)	0,30 (0,25 - 0,35)
Rural			
EPSA [181]	0,41 (0,29 - 0,54)	0,45 (0,32 - 0,56)	0,20 (0,14 - 0,26)
ELCSA [181]	0,49 (0,36 - 0,61)	0,52 (0,40 - 0,61)	0,23 (0,17 - 0,29)
INSA según R24H (Ingesta actual versus requerimiento FAO)			
Total			
R24H _{Jefe} [432]	0,28 (0,18 - 0,37)	0,28 (0,19 - 0,36)	0,12 (0,08 - 0,16)
R24H _{Todos} [1453]	0,35 (0,30 - 0,39)	0,46 (0,42 - 0,50)	0,17 (0,14 - 0,19)
Urbano			
R24H _{Jefe} [250]	0,25 (0,12 - 0,38)	0,25 (0,13 - 0,36)	0,10 (0,05 - 0,16)
R24H _{Todos} [831]	0,33 (0,26 - 0,39)	0,33 (0,28 - 0,39)	0,15 (0,12 - 0,18)
Rural			
R24H _{Jefe} [182]	0,30 (0,16 - 0,44)	0,30 (0,16 - 0,43)	0,14 (0,07 - 0,21)
R24H _{Todos} [674]	0,36 (0,29 - 0,43)	0,36 (0,30 - 0,43)	0,18 (0,14 - 0,21)

* EPSA; Escala de percepción de la seguridad alimentaria utilizada en la ENSIN-2005.

ELCSA; Escala Latinoamericana y Caribeña para estimar la seguridad alimentaria utilizada en la ENSIN-2010.

R24H_{Jefe}; Con base en la ingesta actual de energía del jefe del hogar derivada de recordatorios del consumo dietario de la últimas 24 horas.

R24H_{Todos}; Con base en la ingesta actual de energía de todos los integrantes del hogar derivada de dos recordatorios del consumo dietario de la últimas 24 horas.

base en la ingesta actual del jefe del hogar ($R24H_{jefe}$), y en la sumatoria del consumo actual de energía de todos sus integrantes ($R24H_{Todos}$) fue ligeramente menor; para $R24H_{jefe}$ el coeficiente de reproducibilidad más bajo fue de 0,10 (IC 95%: 0,05 - 0,16) y el más alto de 0,30 (IC 95%: 0,16 - 0,44). Para $R24H_{Todos}$ el menor valor fue

de 0,15 (IC 95%: 0,12 - 0,18) y el mayor de 0,46 (IC 95%: 0,42 - 0,50). El coeficiente r de pearson para los valores absolutos del consumo actual de energía para los jefes de hogar fue de 0,36 (IC 95%: 0,28 - 0,44), en los individuos fue de 0,44 (IC 95%: 0,40 - 0,48). En la tabla 2 se resumen los coeficientes de reproducibilidad

TABLA 3

Validez factorial: Criterios para la determinación del número de factores y la reducción de variables.

No. * Factores	Primera Aplicación				Segunda Aplicación			
	Varianza (%) Explicada	No. Ítems	KMO † Ítems	KMO † Factores	Varianza (%) Explicada	No. Ítems	KMO † Ítems	KMO † Factores
EPSA								
1	79	12	0,86		0,82	12	0,89	
2	94	12	0,86	0,50	0,95	12	0,89	0,50
ELCSA								
1	34	15	0,88		30	15	0,86	
2	66	15	0,88	0,50	55	15	0,86	0,50
3	88	15	0,88	0,71	79	15	0,86	0,71
4	100	15	0,88	0,68	100	15	0,86	0,68

* Determinados con Eigenvalue igual o superior a 1. † KMO; Estadístico Kaiser-Meyer-Olkin para la pertinencia de la agrupación (23); para el número de variables seleccionadas y para el número de factores.

TABLA 4

Validez factorial: Valores alcanzados en las medidas de bondad de ajuste para cuatro modelos desarrollados.

Modelo No. de factores (Variables) Estadístico	EPSA		ELCSA	
	A 2 (12)	B 2 (12)	C 4 (15)	D 4 (15)
Ajuste absoluto				
Razón de verosimilitud (X^2)	674 *	703 *	88 †	275*
RMSEA ‡	0,16	0,17	0,01	0,07
Ajuste incremental				
Índice Tucker-Lewis (NNFI)	0,86	0,86		
Índice de ajuste Normal (NFI)	0,88	0,88		
Ajuste de parsimonia				
Índice de bondad de ajuste (GFI)	0,79	0,79		
Índice de ajuste de parsimonia (PNFI)	0,70	0,69		

* Para todos valor de $p<0,05$. † $p=0,366$. ‡ Error de aproximación cuadrático medio Modelos A y C; Primera aplicación. Modelos B y D; Con base en la segunda aplicación.

alcanzados para las pruebas y el consumo actual de energía del jefe del hogar y sus integrantes.

Validez factorial de las pruebas. En la primera aplicación de la EPSA dos factores explican el 94% de la varianza, en la segunda aplicación 95%. En la primera aplicación de la ELCSA dos factores explican el 66% de la varianza y tres factores el 88%, en la segunda aplicación la explicación es menor, 55% para dos factores y 79% para tres. La agrupación de ítems de la EPSA es muy pertinente, Sin embargo para la ELCSA no. A pesar de lo anterior el alfa de Cronbach muestra escalas unidimensionales, 0,81 y 0,87 para la primera y segunda aplicación de la EPSA y de 0,92 para las dos aplicaciones de la ELCSA. En la tabla 3 se evidencia la evaluación de la agrupación para los ítems y factores de las dos pruebas evaluadas.

Al evaluar el ajuste de los cuatro modelos derivados de las dos aplicaciones de la EPSA y ELCSA mediante MEE, se encontró que la EPSA tiene un ajuste que puede ser considerado como aceptable, mientras que la ELCSA mostró evidente sobreajuste, no siendo posible el cálculo

de índices de ajuste incremental o de parsimonia, la tabla 4 resume estos hallazgos.

Estudio de validez. El acuerdo de los resultados alcanzados en las dos pruebas frente a los tres referentes fue muy pobre, para la EPSA la Kappa de Cohen fluctúo entre 0,10 (IC 95%: 0,02 - 0,19) y 0,18 (IC 95%: 0,10 - 0,26), y para la ELCSA entre 0,09 (IC 95%: -0,00 - 0,18) y 0,13 (IC 95%: 0,04 - 0,20). En términos relativos La EPSA es más específica que sensible, lo contrario ocurre con la ELCSA, en cualquier circunstancia los valores alcanzados son pobres y las dos pruebas alcanzan cifras de error falso negativo de hasta 52,5% para la EPSA y de 32,9% para la ELCSA. El acuerdo Kappa alcanzado para los niveles de INSA entre uR24H_{Hogar+A} y los alcanzados por la EPSA fue de 0,11 (IC 95%: 0,08 a 0,14), para los niveles con la ELCSA fue de 0,10 (IC 95%: 0,08 - 0,12). La tabla 5 resume estos hallazgos.

DISCUSIÓN

Las tres principales limitaciones de los R24H, el sesgo de memoria, el tamaño de la porción y la determi-

TABLA 5

Estudio de validez: Acuerdo alcanzado entre los resultados de las pruebas (EPSA y ELCSA) y tres referentes con base en el consumo usual de energía.

Estadístico (%)	EPSA			ELCSA		
	uR24H _{Jefe}	uR24H _{Hogar}	uR24H _{Hogar+A}	uR24H _{Jefe}	uR24H _{Hogar}	uR24H _{Hogar+A}
Prevalencia del evento	59,5 (2,4) *	59,3 (2,4)	87,0 (1,6)	59,5 (2,4) *	59,3 (2,4)	87,0 (1,6)
Nivel de la prueba	35,9 (2,3)	35,9 (2,3)	35,9 (2,3)	59,0 (2,4)	59,0 (2,4)	59,0 (2,4)
Verdadero positivo	24,1 (2,1)	25,9 (2,1)	34,5 (2,3)	37,3 (2,3)	38,2 (2,3)	54,2 (2,4)
Verdadero negativo	28,7 (2,2)	30,8 (2,2)	11,6 (1,5)	18,8 (1,9)	19,9 (1,9)	8,1 (1,3)
Sensibilidad	40,5 (3,1)	43,8 (3,1)	39,6 (2,5)	62,6 (3,0)	64,5 (3,0)	62,2 (2,5)
Especificidad	70,9 (3,4)	75,6 (3,2)	89,3 (4,1)	46,3 (3,8)	49,9 (3,8)	62,5 (6,5)
Falso negativo	35,4 (2,3)	33,3 (2,3)	52,5 (2,4)	22,4 (2,0)	21,1 (2,0)	32,9 (2,3)
Falso positivo	11,8 (1,6)	10,0 (1,4)	1,4 (0,6)	21,8 (2,0)	20,8 (2,0)	4,9 (1,0)
Eficiencia	52,8 (2,4)	56,7 (2,4)	46,1 (2,4)	56,0 (2,4)	58,1 (2,4)	62,3 (2,3)
Valor predictivo positivo	67,1 (3,8)	72,3 (3,6)	96,1 (1,5)	63,1 (3,0)	64,7 (3,0)	91,8 (1,7)
Valor predictivo negativo	44,8 (3,0)	48,0 (3,0)	18,1 (2,3)	45,8 (3,7)	48,6 (3,8)	19,8 (3,0)
Valor Chi ²	5,8 †	16,9 ‡	7,7 ‡	3,4	7,6 †	12,3 ‡
Kappa de Cohen	0,10	0,18	0,11	0,09	0,13	0,13

* % y (Error Estándar). † p<0,05. ‡ p<0,001.

uR24H_{Jefe}; Con base en la ingesta usual de energía del jefe del hogar derivada de recordatorios del consumo dietario de la últimas 24 horas.

uR24H_{Hogar}; Con base en la ingesta usual de energía de todos los miembros del hogar derivada de recordatorios del consumo dietario de la últimas 24 horas.

uR24H_{Hogar+A}; Con base en la ingesta usual de energía de todos los miembros del hogar derivada de recordatorios del consumo dietario de la últimas 24 horas + un algoritmo basado en los menores de edad con inseguridad alimentaria.

nación de la ingesta usual con base en la actual fueron controladas, la primera con el entrenamiento de los encuestadores, la segunda utilizando modelos abstractos de alimentos previamente validados (20) y la tercera utilizando R24H repetidos y los métodos desarrollados por la Universidad de Iowa (7, 8, 16, 17). Siempre existe la posibilidad de sesgo de selección, sin embargo, la no participación de los hogares se debe principalmente al miedo a abrir sus puertas por inseguridad, las tasas de no participación no fueron diferenciales. En las zonas urbanas el diseño de la muestra disminuyó esta probabilidad, y en las zonas rurales la dispersión de los hogares hace inviable un diseño como el aplicado en las zonas urbanas. El sesgo de información es poco probable a pesar de que los subsidios directos a la población hacen que ésta siempre espere estímulos, es posible que un jefe de hogar exagere la condición negativa del hogar esperando algún subsidio, lo que se controló asignando aleatoriamente el orden de respuesta de las escalas con base en un diseño latino-cuadrado y espaciando la segunda aplicación para limpiar del recuerdo las respuestas (7, 8).

Este estudio corrigió la principal limitación del que mostró resultados incoherentes de la EPSA frente al consumo usual de energía del jefe del hogar, al cuantificar la ingesta de energía de todos los miembros del hogar (1). Además, propone un método alterno al ajustar el nivel de INSA con base en el consumo de energía de los menores de edad. Los resultados se mantienen vigentes, la EPSA a pesar de su consistencia interna y sus cualidades psicométricas, subestima de manera importante la INSA no importa el referente usado. Además, los índices de reproducibilidad son apenas moderados (tabla 2), y los de acuerdo frente a los tres referentes pobres (tabla 5).

Para la ELCSA puede afirmarse lo mismo con respecto a su moderada reproducibilidad y pobre validez (tablas 2 y 5). Sin embargo, el sobreajuste de la prueba evidenciado en el análisis factorial y de bondad de ajuste a través de MEE (tablas 3 y 4) hacen que su desempeño como prueba en términos de parsimonia y relativos a la EPSA sea menor. Según la ELCSA existe un 39% más de INSA que la estimada con EPSA (tabla 5), pero la INSA es muy similar en magnitud al menos con dos de los tres referentes, no obstante, el pobre grado de acuerdo indica que mientras un hogar es declarado con INSA por cualquiera de los referentes, por la ELCSA es declarado como seguro y viceversa.

No hay estudios de reproducibilidad para los resultados alcanzados sobre INSA por la ELCSA, y uno realizado para la EPSA cuando se indagó por la INSA en los últimos seis meses fue casi perfecto ($r = 0,98$; IC; 0,98 - 0,99) (30). Los estudios de validez de la EPSA y la ELCSA han estado centrados en su validez interna y

propiedades psicométricas (12, 13), más que de criterio. Es posible que la EPSA y la ELCSA se correlacionen bien con puntajes de pobreza, malnutrición o el número de menores de edad (12, 13), pero el punto de fondo es si se correlacionan bien con otra medida de INSA al menos en teoría más sólida y aceptada universalmente (6). La evaluación de tecnología diagnóstica en este caso no comparó los métodos sino los resultados, pues en últimas son los usados en la determinación de la política pública y la focalización de recursos (5). Cualquier método de medición debe tener poder discriminante, alta reproducibilidad de sus resultados, y cuando pretenden simplificar a otros más costosos y complejos, además de parsimonia, niveles de sensibilidad y especificidad que permita considerarlos pruebas diagnósticas y no de tamizaje (5, 7, 8, 26), la EPSA y la ELCSA frente a ellas mismas y los tres referentes no tienen estas características. La eficiencia de las dos pruebas como medida resumen de su confiabilidad, es apenas mayor que la probabilidad en el lanzamiento de una moneda (tabla 5). La sensibilidad depende del nivel de la prueba, por lo tanto es paradójico que en la situación descrita –alta prevalencia del evento-, la sensibilidad alcanzada por la EPSA y ELCSA no sea mayor (5, 26).

Independientemente del objetivo de este estudio, es evidente el problema de INSA en la población encuestada. El reto de medición para aproximarse de manera confiable y viable a la condición y magnitud de INSA sigue vigente. El acceso físico a los alimentos y el consumo a nivel individual y del hogar son, como se mencionó anteriormente, sólo algunas dimensiones del concepto de INSA, valdría la pena estudiar en las actuales condiciones de transición epidemiológica y nutricional otros indicadores directos e indirectos de INSA. Las dos pruebas evaluadas fueron usadas en 2005 y 2010 en encuestas nacionales en Colombia (ENSIN) (9, 10), bajo lo aquí expuesto es necesario revisar los resultados alcanzados y su uso de manera conservadora.

RESUMEN

El objetivo de este estudio fue establecer en cuatro ciudades colombianas la reproducibilidad de los resultados sobre inseguridad alimentaria (INSA), la validez factorial y de criterio de la escala de Percepción de Seguridad Alimentaria (EPSA) y la Latinoamericana y Caribeña (ELCSA) en hogares urbanos y rurales, frente a tres métodos referentes usados para declarar INSA basados en el consumo usual de energía de todos los miembros del hogar. La reproducibilidad para EPSA fue de 0,51 y para ELCSA de 0,56. La sensibilidad de la EPSA estuvo entre 39,6% y 40,5%, de la ELCSA entre 62,2% y 62,6%. El acuerdo frente al referente para la

EPSA estuvo entre 0,10 y 0,18, y para la ELCSEA entre 0,09 y 0,13. La eficiencia de las dos pruebas como medida resumen de confiabilidad es apenas mayor que la probabilidad en el lanzamiento de una moneda. Los resultados de estas escalas deben usarse de manera conservadora.

Palabras clave: Seguridad alimentaria, reproducibilidad de resultados, validez de las pruebas, hambre, Colombia.

Dirigir la correspondencia a:

Profesor
 Oscar Fernando Herrán F.
 Centro de Investigaciones Epidemiológicas
 Facultad de Salud
 Universidad Industrial de Santander
 Carrera 32 No. 29–31tercer piso, oficina 304
 Bucaramanga, Colombia
 Teléfax: (57-7) 6345781
 E-mail: oscar.herran@gmail.com
 herran@uis.edu.co

Declaración de conflicto de interés: Los autores declaran que no tienen conflicto de interés de ningún tipo, ni real o potencial sobre los resultados presentados.

Agradecimientos: Este estudio fue posible por la cofinanciación del Departamento Administrativo de Ciencia, Tecnología e Innovación de Colombia (COLCIENCIAS), código; 110245921548 y de la Secretaría Distrital de Salud de Bogotá, la Gobernación de Cundinamarca, y las Universidades Nacional de Colombia e Industrial de Santander. Código interno UIS; 8677

BIBLIOGRAFÍA

- Herrán OF, Quintero DC, Prada GE. Seguridad alimentaria; un método alterno frente a uno clásico. Rev Salud Pública 2010;12:546-57.
- Pelletier DL, Olson CM, Frongillo EA. Inseguridad alimentaria, hambre y desnutrición. En: Conocimientos actuales sobre nutrición. Octava edición. Washington, DC. OPS e Instituto Internacional de Ciencias de la Vida, 2003:762-75. Publicación científica y técnica No. 592.
- Leisinger KM, Schmitt KM, Pandya-Lorch R. Six billion and counting: Population and food security in the 21st century. Washington, D.C. Internat Food Policy Res Institute, 2002:57-76.
- Del Castillo SE (Editora). Observatorio de seguridad alimentaria y nutricional (OBSAN): cinco años de trayectoria, reflexiones 2005-2010. Bogotá. Universidad Nacional de Colombia, 2010:23-50.
- Orozco LC. Medición en salud; diagnóstico y evaluación de resultados. Bucaramanga, Colombia. Publicaciones UIS, 2010.
- Food and Agriculture Organization. Human energy requirements. Report of a joint FAO/WHO/UNU expert consultation, october 2001. Rome. Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), 2004. Food and Nutrition Technical Report Series.1
- Willet W. Nutritional epidemiology. 2 ed. New York. Oxford University Press, 1998.
- Margetts BM, Nelson M. Design concepts in nutritional epidemiology. New York. Oxford University Press, 1996.
- Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF). Encuesta Nacional de la Situación Nutricional en Colombia, 2005. Bogotá, Colombia, 2005.
- Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF). Encuesta Nacional de la Situación Nutricional en Colombia, 2010. Bogotá, Colombia, 2010.
- Wehler C, Scott R, Andeson J. The community childhood identification project: a model of domestic hunger. J Nutr. 1992;24:29S-35S.
- Álvarez MC, Estrada A, Montoya EC, Melgar-Quiñonez H. Validación de escala de percepción de la seguridad alimentaria doméstica en Antioquia, Colombia. Salud Pública Mex. 2006;48:474-81.
- Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF), Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO), Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), Universidad de Antioquia Adaptación y validación interna y externa de la escala Latinoamericana y Caribeña para la medición de seguridad alimentaria en el hogar – ELCSEA Colombia-, 2008. (Informe Técnico)
- Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF). Recomendaciones de ingesta de energía y nutrientes para la población colombiana. Bogotá. ICBF, 2009:51-70. (Informe Técnico)
- Levy PS, Lemeshow S. Sampling of populations. Third edition. New York. Jhon Wiley & Sons, Inc, 1999.
- Nusser SM, Carriquiry AL, Dodd KW, Fuller WA. A semiparametric transformation approach to estimating usual daily intake distributions. J Am Stat Assoc 1996;436:1440-9.
- Carriquiry AL. Estimation of usual intake distributions of nutrients and foods. J Nutr 2003;133:601S-8S.
- Lauritsen J. FoodCalc v. 1.3. Diet, cancer and health project. Danish Cancer Society, 1998.

19. Heredia P, Del Castillo S, Fonseca Z, Chacón O, Herrán OF. Base de datos de la composición nutricional de alimentos y preparaciones: Compilación de las universidades Nacional de Colombia y Universidad Industrial de Santander. Bogotá, Colombia, 2009.
20. Universidad Nacional de Colombia. Departamento de Nutrición. Proceso de estandarización de pesos de modelos para la estimación del tamaño de ración. Bogotá, Colombia, 2009. (Informe Técnico)
21. Fleiss JL, Cohen J. The equivalence of eighted kappa and the intraclass correlation coefficients as measures of reliability. *Educational Psychol Measurement* 1973;33:613-9.
22. Altman DG. Practical statistics for medical research. New York. Chapman & Hall/CRC,1991:277-324.
23. Hair JF, Anderson RE, Tatham RL, Black WC. Análisis multivariante. Quinta edición, Madrid: Prentice Hall, 1999.
24. Hamilton LC. Regression with graphics. Belmont, California: Duxbury Press, 1991;249-88.
25. Kline P. An easy guide to factor analysis. London: Routledge Press, 1994;157-84.
26. Chmura H. Evaluating medical test. London. SAGE Publications, 1992.
27. STATA. Estimation of means, totals, ratios, and proportions for survey data. *Stata Technical Bull* 1996;6:213-35.
28. StataCorp, 2008. Stata Statistical Software: Release 10.1. College Station, TX: StataCorp LP.
29. LISREL. Release 8.70. SSI Scientific Software International, Inc. 2004.
30. Herrán OF, Quintero DC, Prada GE. Validez factorial, consistencia interna y reproducibilidad de la escala de seguridad alimentaria en hogares de Bucaramanga, Colombia. *Rev Chil Nutr* 2009;36:169-79.