Rev Esp Nutr Hum Diet. 2027; 31(1):e2981
doi: 10.14306/renhyd.31.1.2981 [ahead of print]
Freely available online - OPEN ACCESS



Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics

INVESTIGACIÓN –*post-print version*

This is the version accepted for publication. The article may undergo stylistic and formatting changes.

Transportabilidad, calibración y discordancia clasificatoria de las ecuaciones de Gallagher, Deurenberg y CUN-BAE en adultos de la Amazonía andina peruana: estudio transversal

Transportability, calibration, and classification discordance of the Gallagher, Deurenberg, and CUN-BAE equations in adults from the Peruvian Andean Amazon: a cross-sectional study

Carmen Inés Gutierrez De Carrillo[a], Fiorella E. Zuzunaga-Montoya[a], Victor J. Vera Ponce[a],*

[a] Facultad de Medicina (FAMED), Universidad Nacional Toribio Rodríguez de Mendoza de Amazonas (UNTRM), Chachapoyas, Amazonas, Perú

*victor.vera@untrm.edu.pe

Recibido: 10/08/2026; Aceptado: 01/11/2026; Publicado: 19/11/2026

Editor asignado: Rodrigo Daga. Centro de Salud Daniel Hernández, Red de Salud Tayacaja, Huancavelica, Perú.

CITA: Gutierrez De Carrillo CI, Zuzunaga-Montoya FE, Vera Ponce VJ. Transportabilidad, calibración y discordancia clasificatoria de las ecuaciones de Gallagher, Deurenberg y CUN-BAE en adultos de la Amazonía andina peruana: estudio transversal. Rev Esp Nutr Hum Diet. 2027; 31(1):e2981, doi: 10.14306/renhyd.31.1.2981 [ahead of print].

Avance Online - RENHyD

La Revista Española de Nutrición Humana y Dietética se esfuerza por mantener a un sistema de publicación continua, de modo que los artículos se publican antes de su formato final (antes de que el número al que pertenecen se haya cerrado y/o publicado). De este modo, intentamos poner los artículos a disposición de los lectores/usuarios lo antes posible.

The Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics strives to maintain a continuous publication system, so that the articles are published before its final format (before the number to which they belong is closed and/or published). In this way, we try to put the articles available to readers/users as soon as possible.

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

RESUMEN

Introducción: Las ecuaciones antropométricas permiten estimar el porcentaje de grasa corporal cuando no se dispone de métodos instrumentales, pero su desempeño puede variar entre poblaciones y niveles de adiposidad. El objetivo fue evaluar la transportabilidad de Gallagher, Deurenberg y CUN-BAE frente a la bioimpedancia eléctrica (BIA) en adultos urbanos de Chachapoyas, Perú.

Metodología: Estudio transversal poblacional de comparación pareada de métodos con 3655 adultos. Se evaluaron sesgo, límites de acuerdo, error absoluto medio (MAE), raíz del error cuadrático medio (RMSE), concordancia de Lin, calibración y clasificación de adiposidad. La heterogeneidad por edad, índice de masa corporal y cintura se examinó con funciones spline; la incertidumbre se estimó mediante remuestreo pareado dentro de ocho celdas de sexo y edad.

Resultados: Gallagher presentó sesgo de 0,89 puntos porcentuales, MAE de 3,28, RMSE de 4,15 y concordancia de 0,895. En Deurenberg, los valores fueron 1,22, 3,61, 4,61 y 0,876; en CUN-BAE, 3,64, 4,49, 5,51 y 0,833. En personas con obesidad, los RMSE aumentaron a 4,71, 5,97 y 7,11, respectivamente. El acuerdo exacto entre categorías fue 61,9 %, 59,6 % y 50,8 %; CUN-BAE sobreclasificó al 44,0 %. La recalibración específica por sexo redujo principalmente el error de CUN-BAE.

Conclusiones: La comparación conjunta de acuerdo, calibración y clasificación identificó a Gallagher como la ecuación de mejor desempeño relativo frente a Tanita/BIA. La elección de la ecuación tiene consecuencias para la vigilancia de la adiposidad; la recalibración por sexo ofrece una vía de adaptación, especialmente para CUN-BAE.

Financiación: Estudio autofinanciado por los autores, sin financiación externa.

Palabras clave: Composición corporal; Adiposidad; Impedancia eléctrica; Antropometría; Estudios de validación como asunto.

Avance Online - RENHyD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

ABSTRACT

Introduction: Anthropometric equations can estimate body-fat percentage when instrumental methods are unavailable, but their performance may vary across populations and adiposity levels. We evaluated the transportability of the Gallagher, Deurenberg, and CUN-BAE equations against bioelectrical impedance analysis (BIA) in urban adults from Chachapoyas, Peru.

Methods: This population-based cross-sectional paired-method comparison included 3,655 adults. We assessed bias, limits of agreement, mean absolute error (MAE), root mean square error (RMSE), Lin's concordance, calibration, and adiposity classification. Heterogeneity by age, body mass index, and waist circumference was examined with splines; uncertainty was estimated using paired bootstrap resampling within eight sex–age cells.

Results: Gallagher showed a bias of 0.89 percentage points, MAE of 3.28, RMSE of 4.15, and concordance of 0.895. Corresponding values were 1.22, 3.61, 4.61, and 0.876 for Deurenberg, and 3.64, 4.49, 5.51, and 0.833 for CUN-BAE. Among participants with obesity, RMSE increased to 4.71, 5.97, and 7.11, respectively. Exact categorical agreement was 61.9%, 59.6%, and 50.8%; CUN-BAE overclassified 44.0%. Sex-specific recalibration reduced error mainly for CUN-BAE.

Conclusions: Joint assessment of agreement, calibration, and classification identified Gallagher as the best-performing equation relative to Tanita/BIA. Equation choice has implications for adiposity surveillance; sex-specific recalibration offers a route for adaptation, particularly for CUN-BAE.

Funding: The study was self-funded by the authors and received no external funding.

Keywords: Body Composition; Adiposity; Electric Impedance; Anthropometry; Validation Studies as Topic.

Avance Online - RENHYD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

MENSAJES CLAVES

- La elección de la ecuación modificó tanto la estimación media del porcentaje de grasa como la prevalencia de adiposidad elevada en la población estudiada.
- Un sesgo poblacional pequeño no garantizó acuerdo individual: los límites de acuerdo fueron amplios incluso para Gallagher, la ecuación con mejor desempeño relativo.
- El error aumentó con la adiposidad, por lo que las ecuaciones antropométricas requieren especial cautela en personas con obesidad o cintura elevada.
- La recalibración local mejoró principalmente CUN-BAE, pero sus coeficientes no deben utilizarse operativamente sin validación externa frente a un método independiente.

Avance Online - RENHyD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

INTRODUCCIÓN

El exceso de adiposidad es un problema de salud pública relacionado con diabetes tipo 2, enfermedad cardiovascular y otros desenlaces. Su frecuencia y la clasificación del riesgo dependen del procedimiento de medición. A escala mundial aumentó la carga de obesidad, y en América Latina la prevalencia de obesidad abdominal es elevada. En el Perú, las estimaciones cambian sustancialmente cuando se utilizan el índice de masa corporal (IMC), el perímetro de cintura o la relación cintura-talla[1-3].

El IMC no diferencia masa grasa de masa libre de grasa. Los métodos de varios compartimentos, la absorciometría de rayos X de energía dual y la pletismografía ofrecen evaluaciones más detalladas, pero su costo limita el uso poblacional. La bioimpedancia eléctrica (BIA) es portátil y de menor costo, aunque también es indirecta y depende del dispositivo. Por ello, la comparación de ecuaciones antropométricas con BIA debe considerar sesgo, error individual, límites de acuerdo, calibración y consecuencias clasificatorias, no solo correlación[4,5].

Gallagher, Deurenberg y CUN-BAE se desarrollaron en poblaciones, rangos antropométricos y comparadores diferentes. Las tres emplean edad, sexo e IMC, pero difieren en términos no lineales e interacciones[6-8]. Estudios latinoamericanos han desarrollado ecuaciones locales o evaluado CUN-BAE frente a BIA[9,10]. Frente a esos antecedentes, este estudio aporta una comparación pareada de las tres ecuaciones en una misma muestra probabilística de adultos urbanos de la Amazonía andina peruana, integrando calibración, acuerdo, consecuencias clasificatorias y variación continua del error según edad y adiposidad.

El objetivo fue evaluar la transportabilidad de Gallagher, Deurenberg y CUN-BAE para reproducir el porcentaje de grasa estimado por Tanita/BIA en adultos urbanos de Chachapoyas. Se analizaron sesgo, acuerdo, error, calibración, heterogeneidad, clasificación y recalibración. Tanita/BIA se consideró un comparador algorítmico de campo, no un patrón fisiológico.

METODOLOGÍA

Diseño, población y muestra

Se realizó un estudio observacional transversal, poblacional y de comparación pareada de métodos, mediante análisis secundario de CHACHACRON, cuyos procedimientos fueron

Avance Online - RENHyD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

publicados previamente[11]. El informe siguió STROBE para estudios transversales, GRRAS y, cuando correspondía, principios de TRIPOD+AI para evaluación y actualización de modelos[12-14].

La población objetivo estuvo constituida por personas de 18 años o más con residencia habitual en la zona urbana de Chachapoyas, Perú. Se excluyeron personas embarazadas, institucionalizadas o con limitaciones físicas graves que impidieran las mediciones. El muestreo probabilístico bietápico seleccionó viviendas y luego un adulto por vivienda mediante el próximo cumpleaños, sobre un marco de 9379 viviendas[11,15]. El trabajo de campo se realizó del 15 de enero al 24 de julio de 2025. El estudio matriz requirió al menos 2401 participantes y contempló hasta dos revisitas y reemplazos desde viviendas de reserva del mismo marco; este análisis incluyó todos los pares elegibles[11].

Los factores de expansión incorporaron probabilidades de selección, no respuesta y calibración por sexo y edad. Para comparaciones pareadas, los pesos se normalizaron a una media de uno. El informe matriz no especificó estratos o conglomerados adicionales y seleccionó un adulto por vivienda[11]. La base analítica conservó pesos y ocho celdas de postestratificación por sexo y edad, sin identificadores que permitieran reconstruir todas las etapas de selección. Los intervalos se estimaron mediante remuestreo dentro de esas celdas, condicionados a los pesos disponibles, y se interpretaron como aproximaciones al diseño original.

Mediciones y ecuaciones

El estudio matriz documentó capacitación y estandarización del personal de campo para entrevistas, registro y mediciones antropométricas[11]. La documentación disponible no especificó el número de evaluadores ni comprobaciones instrumentales o de calidad específicas de BIA. Se midieron talla, peso y cintura; el IMC se calculó como kg/m² y se clasificó con criterios internacionales[16]. La obesidad abdominal se definió con puntos de corte de 80 cm en mujeres y 90 cm en hombres[17]. La hipertensión se definió por diagnóstico previo o presión arterial de al menos 140/90 mmHg[18].

El porcentaje de grasa, la masa grasa y la masa libre de grasa procedieron del monitor Tanita BC-730F en modo normal. La documentación disponible no permitió verificar la hora, el ayuno, el ejercicio reciente, la hidratación, la ropa o el calzado, ni exclusiones específicas del equipo.

Avance Online - RENHyD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

Tampoco permitió establecer si la antropometría y la BIA se realizaron en una misma visita, su orden exacto o el acceso del operador a resultados previos. Las ecuaciones se calcularon posteriormente a partir de edad, sexo e IMC depurado; comparten entradas antropométricas con BIA, por lo que su cálculo posterior no implica independencia matemática. Gallagher, Deurenberg de 1998 y CUN-BAE se reconstruyeron con sus fórmulas publicadas[6-8]; Deurenberg de 1991 se evaluó como sensibilidad[19]. La Tabla S1 detalla las especificaciones y la Tabla S2 presenta la auditoría de las fórmulas reconstruidas.

El criterio clasificatorio fue operativo: se reconstruyó la variable de categoría BIA almacenada en CHACHACRON, cuya procedencia se describe en el estudio matriz[11]. En mujeres: baja (<25 %), normal (25 a <32 %), alta (32 a <38 %) y muy alta (≥38 %); en hombres: baja (<15 %), normal (15 a <25 %), alta (25 a <32 %) y muy alta (≥32 %). Estos umbrales reprodujeron los 3655 registros y se aplicaron también a cada ecuación (Tabla S7). No se les atribuyó validación clínica ni procedencia de un manual del fabricante. Para el análisis binario, alta/muy alta se codificó como 1 (≥32 % en mujeres y ≥25 % en hombres) y baja/normal como 0, por separado para BIA y cada ecuación. La clasificación BIA fue la referencia para sensibilidad, especificidad, valor predictivo positivo (VPP) y valor predictivo negativo (VPN).

Depuración y análisis estadístico

Se aplicaron las reglas de plausibilidad y recodificación de centinelas detalladas en la Tabla S3. Se recalcularon talla en metros e IMC, y se exigió coherencia entre masa grasa, masa libre de grasa y peso (diferencia absoluta ≤0,5 kg). No se imputaron el comparador ni los predictores; se analizaron casos completos y se conservaron los denominadores. No hubo un protocolo específico registrado que permitiera documentar la especificación previa de los análisis; la derivación local, RFM y la sensibilidad adicional de varianza se incorporaron durante la revisión por pares.

Las métricas principales fueron sesgo medio, límites de acuerdo del 95 %, error absoluto medio (MAE), raíz del error cuadrático medio (RMSE), coeficiente de correlación de concordancia de Lin (CCC), intercepto y pendiente de calibración, y proporciones dentro de ±3 y ±5 puntos porcentuales[20-22]. El error se definió como ecuación menos BIA; los límites se calcularon como

Avance Online - RENHyD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

media ponderada del error ±1,96 veces su desviación estándar ponderada, con divisor igual a la suma de pesos. Los intervalos de confianza (IC) del 95 % se obtuvieron mediante los percentiles 2,5 y 97,5 de 1000 réplicas de remuestreo pareado dentro de las ocho celdas, manteniendo sus tamaños y los pesos individuales. Cada réplica utilizó los mismos participantes para todas las ecuaciones. La Tabla 2 y el análisis principal de la Tabla S6 procedieron de las mismas réplicas; los subgrupos de la Tabla S5 utilizaron 500.

La heterogeneidad se evaluó por sexo, edad, IMC, cintura e hipertensión. Se ajustaron modelos ponderados de error absoluto con interacciones entre ecuación y funciones B-spline cúbicas de cuatro grados de libertad (un nudo interno en la mediana no ponderada), con límites de 18–100 años, 10–70 kg/m² y 50–200 cm. La interacción se evaluó mediante una prueba conjunta de Wald de sus ocho coeficientes, con varianza robusta agrupada por participante[23]. Las curvas por IMC y cintura se ajustaron por edad y sexo; las de edad, por IMC y sexo. La Figura 1 utilizó funciones spline de cuatro grados de libertad con límites en el intervalo observado de cada ecuación y varianza HC3. La clasificación se resumió mediante acuerdo exacto, kappa lineal ponderado, infraestimación, sobreestimación y discordancia de al menos dos categorías[24].

La recalibración comparó la ecuación original, corrección del nivel medio, actualización de intercepto y pendiente y parámetros específicos por sexo, mediante mínimos cuadrados ponderados. El RMSE corregido fue el RMSE aparente más el optimismo medio: la diferencia entre el RMSE evaluado en la muestra original y el evaluado en la réplica de ajuste (20 000 réplicas). Los IC del 95 % se obtuvieron con 1000 réplicas externas y 500 internas por réplica, repitiendo ajuste y corrección; la mejora fue RMSE original menos RMSE corregido, con IC de diferencias pareadas[25]. Las sensibilidades incluyeron análisis no ponderado, dominio común de edad e IMC, exclusión de hipertensión conocida o diabetes y Deurenberg de 1991. Se compararon tres esquemas de remuestreo: por celdas con pesos fijos, por celdas con recalibración de sus totales y de participantes sin celdas. Además, se multiplicó la varianza del sesgo estimada mediante remuestreo por 1, 1,5 y 2 como escenarios hipotéticos de variación adicional (Tabla S9). La semilla principal fue 20260724; las semillas específicas se incluyen en el código.

Como análisis exploratorios solicitados durante la revisión, se ajustó una ecuación lineal local con edad, IMC y sexo, usando la misma ponderación y corrección por optimismo, y se calculó la masa

Avance Online - RENHYD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

grasa relativa de Woolcott (RFM): 64 − 20 × talla/cintura + 12 × mujer (mujer=1; hombre=0), con talla y cintura en la misma unidad[26]. RFM se comparó con las tres ecuaciones en los mismos participantes con cintura válida y, adicionalmente, en el dominio publicado de ≥20 años (Tablas S11 y S12).

Consideraciones éticas

El estudio matriz CHACHACRON fue aprobado por un comité de ética institucional peruano (CIEI-N.° 00121), y todos los participantes firmaron consentimiento informado. Este análisis secundario utilizó una base sin identificadores personales directos y no requirió una aprobación ética adicional. Se respetaron la Declaración de Helsinki y la normativa aplicable.

RESULTADOS

Participantes y características

Según el informe matriz, se visitaron 4472 viviendas: 486 no tuvieron adultos elegibles y 3986 tuvieron al menos uno; 323 personas seleccionadas rechazaron participar y 3663 completaron la evaluación. La participación entre unidades contactadas elegibles fue 91,9 % y el rechazo, 8,1 %.[11] Estos porcentajes no incluyen los no contactos anteriores a los reemplazos, cuyo total no se desglosó. En este análisis se excluyeron ocho adultos (0,2 %) por datos ausentes o centinelas y se incluyeron 3655 pares completos; 3594 tuvieron cintura válida (Figura S1). La muestra ponderada representó 19652 adultos urbanos y el tamaño efectivo de Kish fue 2880,5.

Se analizaron 1735 mujeres y 1920 hombres. La edad media ponderada fue 42,0 años (DE: 16,6) y el IMC medio, 26,2 kg/m² (DE: 4,3); 39,1 % presentó sobrepeso y 16,8 %, obesidad. El porcentaje de grasa Tanita/BIA fue 27,5 % (DE: 9,2), y 43,4 % presentó adiposidad alta o muy alta (Tabla 1).

Tabla 1. Características demográficas, antropométricas, de composición corporal y cardiometabólicas de la población analítica.

Variable	Total n=3 655	Mujeres n=1 735	Hombres n=1 920
Características demográficas			
Edad, años	42,0 (16,6)	42,2 (17,1)	41,9 (16,1)
Grupo de edad			

Avance Online - RENHyD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

Variable	Total n=3 655	Mujeres n=1 735	Hombres n=1 920
18 a 39 años	1 899 (50,9 %)	983 (49,9 %)	916 (52,0 %)
40 a 59 años	1 125 (31,8 %)	490 (32,5 %)	635 (31,0 %)
60 años o más	631 (17,3 %)	262 (17,6 %)	369 (17,0 %)
Antropometría			
Peso corporal, kg	64,5 (12,2)	61,5 (11,8)	67,8 (11,9)
Talla, cm	156,8 (8,5)	151,2 (5,9)	162,8 (6,5)
Índice de masa corporal, kg/m²	26,2 (4,3)	26,8 (4,6)	25,5 (3,8)
Categoría de índice de masa corporal			
Peso insuficiente	42 (1,1 %)	25 (1,4 %)	17 (0,8 %)
Normopeso	1 598 (43,0 %)	635 (36,1 %)	963 (50,3 %)
Sobrepeso	1 415 (39,1 %)	703 (41,1 %)	712 (37,0 %)
Obesidad grado I	467 (12,9 %)	266 (15,2 %)	201 (10,4 %)
Obesidad grado II	105 (3,2 %)	83 (5,0 %)	22 (1,3 %)
Obesidad grado III	28 (0,7 %)	23 (1,1 %)	5 (0,2 %)
Perímetro de cintura, cm	91,2 (12,4)	90,4 (11,2)	92,0 (13,4)
Composición corporal estimada por Tanita/BIA			
Grasa corporal, %	27,5 (9,2)	34,1 (6,6)	20,6 (5,9)
Masa grasa, kg	18,0 (7,7)	21,4 (7,5)	14,4 (6,1)
Masa libre de grasa, kg	46,5 (9,4)	40,1 (6,1)	53,3 (7,3)
Categoría de grasa corporal			
Baja	501 (13,1 %)	169 (8,6 %)	332 (17,9 %)
Normal	1 651 (43,5 %)	524 (29,4 %)	1 127 (58,5 %)
Alta	989 (27,9 %)	584 (34,6 %)	405 (20,8 %)
Muy alta	514 (15,5 %)	458 (27,5 %)	56 (2,8 %)
Adiposidad alta o muy alta	1 503 (43,4 %)	1 042 (62,1 %)	461 (23,6 %)
Condiciones cardiometabólicas			
Hipertensión arterial total	1 031 (28,1 %)	366 (23,2 %)	665 (33,2 %)
Diabetes autorreportada	224 (6,3 %)	107 (6,4 %)	117 (6,2 %)

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

Nota. Media ponderada (desviación estándar) o n no ponderado (porcentaje ponderado). El perímetro de cintura tiene un denominador menor por datos no válidos o centinela.

Concordancia, calibración y heterogeneidad

Gallagher estimó 28,43 % de grasa, Deurenberg 28,76 % y CUN-BAE 31,19 %, frente a 27,54 % por Tanita/BIA. Los sesgos fueron 0,89, 1,22 y 3,64 puntos porcentuales; los MAE, 3,28, 3,61 y 4,49; los RMSE, 4,15, 4,61 y 5,51; y los coeficientes de concordancia, 0,895, 0,876 y 0,833, respectivamente (Tabla 2). Los límites de acuerdo fueron amplios: -7,06 a 8,84; -7,50 a 9,94; y -4,46 a 11,75 puntos porcentuales (Figuras S2 a S4). Las comparaciones pareadas se presentan en la Tabla S4.

Tabla 2. Concordancia, error individual y calibración de las ecuaciones frente al porcentaje de grasa estimado por Tanita/BIA.

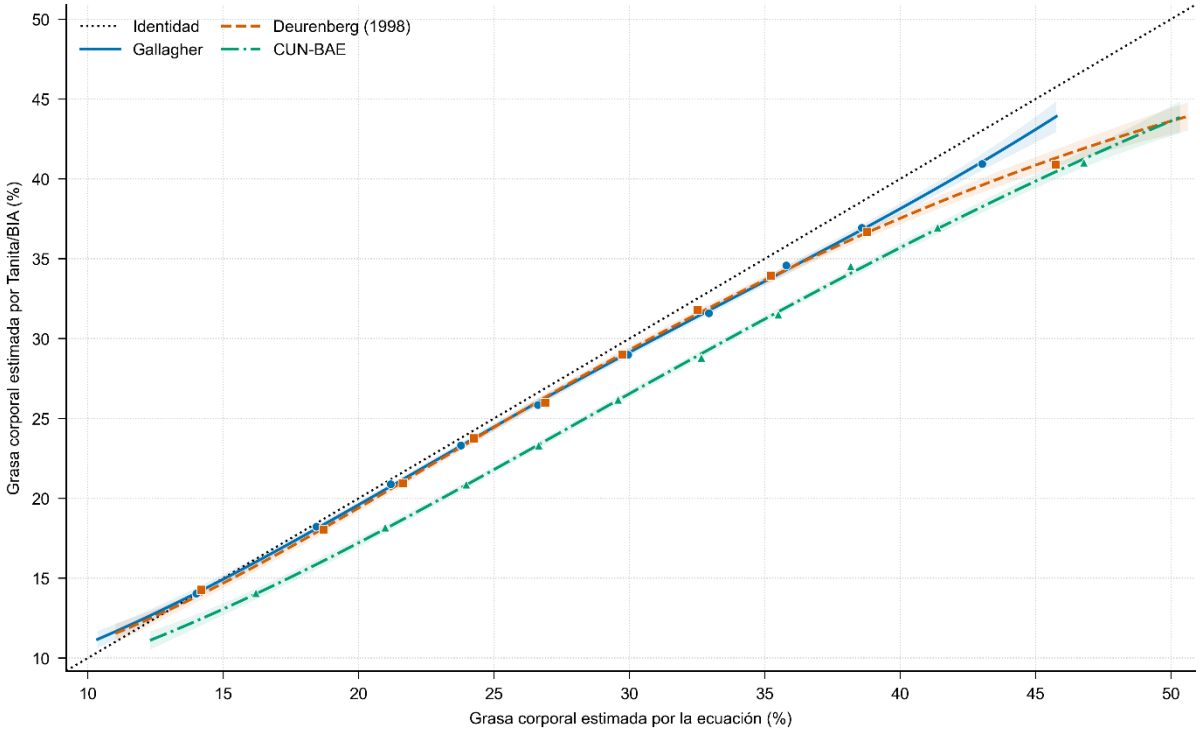
Métrica	Gallagher	Deurenberg (1998)	CUN-BAE
Sesgo medio, puntos porcentuales	0,89 (0,73 a 1,03)	1,22 (1,05 a 1,37)	3,64 (3,49 a 3,79)
Límite inferior de acuerdo del 95 %	-7,06 (-7,32 a -6,78)	-7,50 (-7,78 a -7,18)	-4,46 (-4,74 a -4,15)
Límite superior de acuerdo del 95 %	8,84 (8,55 a 9,10)	9,94 (9,60 a 10,22)	11,75 (11,43 a 12,03)
Error absoluto medio	3,28 (3,18 a 3,36)	3,61 (3,50 a 3,70)	4,49 (4,37 a 4,59)
Raíz del error cuadrático medio	4,15 (4,02 a 4,27)	4,61 (4,46 a 4,73)	5,51 (5,37 a 5,64)
Coeficiente de concordancia de Lin	0,895 (0,889 a 0,903)	0,876 (0,869 a 0,884)	0,833 (0,824 a 0,843)
Intercepto de calibración	1,17 (0,69 a 1,64)	2,34 (1,79 a 2,84)	-0,55 (-1,10 a -0,03)
Pendiente de calibración	0,928 (0,910 a 0,946)	0,876 (0,857 a 0,897)	0,901 (0,883 a 0,919)
Error individual dentro de ±3 puntos	53,6 % (51,9 a 55,5)	49,6 % (47,9 a 51,6)	37,7 % (36,0 a 39,5)
Error individual dentro de ±5 puntos	78,5 % (77,1 a 80,0)	74,2 % (72,6 a 75,7)	61,2 % (59,5 a 63,0)

Nota. El sesgo se calculó como ecuación menos Tanita/BIA. Valores ideales: sesgo e intercepto de calibración iguales a 0; pendiente y CCC iguales a 1. Los límites de acuerdo describen dispersión individual y no un umbral clínico de aceptabilidad. Los IC del 95 % son aproximaciones obtenidas mediante remuestreo por celdas, condicionadas a los pesos disponibles.

El 53,6 %, 49,6 % y 37,7 % de las estimaciones estuvieron dentro de ±3 puntos porcentuales. Las pendientes de calibración fueron 0,928, 0,876 y 0,901. Gallagher permaneció más cerca de la identidad, mientras CUN-BAE sobreestimó gran parte del intervalo (Figura 1).

Aviso RENHyD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional



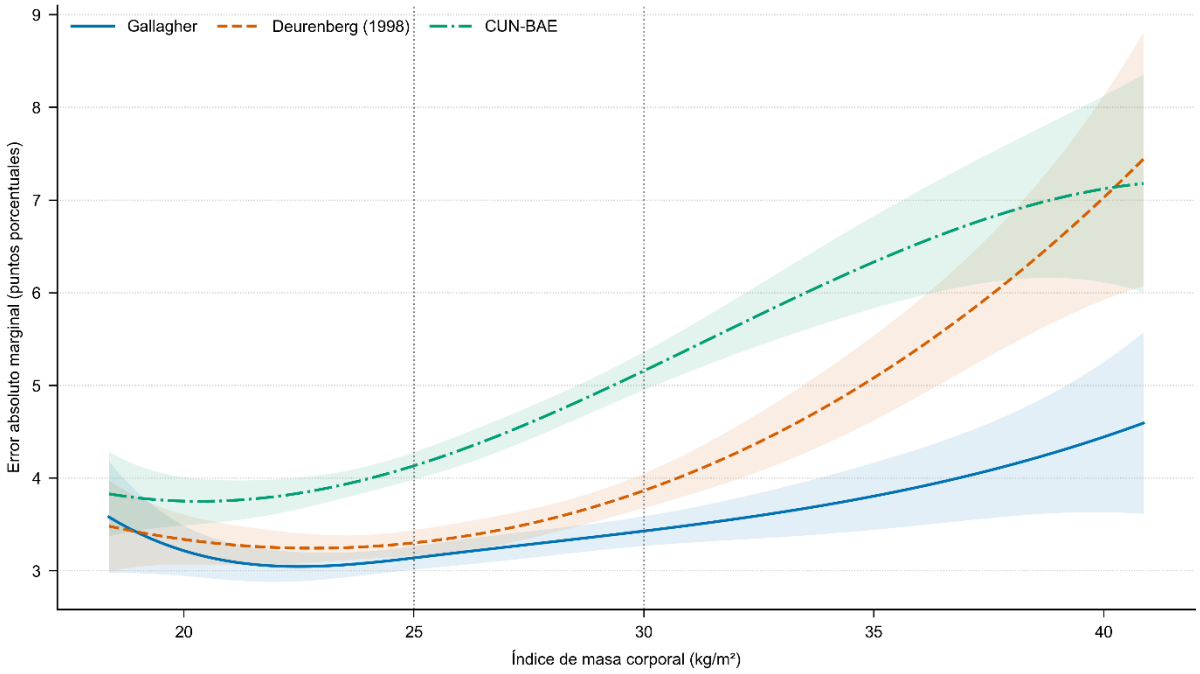
Nota. Las líneas representan funciones spline ponderadas, los puntos deciles ponderados y la diagonal la identidad.

Figura 1. Calibración de las ecuaciones frente a la estimación Tanita/BIA.

El RMSE aumentó con el IMC. En participantes con IMC <25 kg/m² fue 3,93, 4,10 y 4,74; con sobrepeso, 4,14, 4,49 y 5,53; y con obesidad, 4,71, 5,97 y 7,11 (Tabla S5). Las curvas se separaron a partir de aproximadamente 30 kg/m²; Gallagher mantuvo el menor error y CUN-BAE el mayor (Figura 2). El error también varió con la edad (Figura S5) y la cintura (Figura S6), con $p < 0,001$ para ambas interacciones.

Avance Online

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional



Nota: Curvas marginales ponderadas ajustadas por edad y sexo, con intervalos de confianza del 95 %; las líneas verticales indican 25 y 30 kg/m².

Figura 2. Heterogeneidad continua del error absoluto según el índice de masa corporal.

Clasificación, recalibración y sensibilidad

El acuerdo exacto en cuatro categorías fue 61,9 % con Gallagher, 59,6 % con Deurenberg y 50,8 % con CUN-BAE; los coeficientes kappa ponderados fueron 0,583, 0,566 y 0,483. Las matrices de clasificación se muestran en las Figuras S7 a S9. La sobreestimación ocurrió en 24,8 %, 26,1 % y 44,0 %, respectivamente (Tabla 3 y Figura S10). Para adiposidad alta o muy alta, CUN-BAE mostró mayor sensibilidad (94,0 %) pero menor especificidad (61,0 %) y sobreestimó la prevalencia en 19,5 puntos porcentuales.

Avance Online

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

Tabla 3. Discordancia clasificatoria respecto de las categorías operativas de grasa corporal reconstruidas de la variable BIA registrada.

Métrica	Gallagher	Deurenberg (1998)	CUN-BAE
Acuerdo exacto en cuatro categorías	61,9 % (60,0 a 63,7)	59,6 % (57,9 a 61,4)	50,8 % (49,1 a 52,6)
Kappa ponderado lineal	0,583 (0,561 a 0,605)	0,566 (0,545 a 0,588)	0,483 (0,462 a 0,503)
Infraestimación de categoría	13,4 % (12,1 a 14,8)	14,3 % (13,0 a 15,6)	5,2 % (4,3 a 6,0)
Sobreestimación de categoría	24,8 % (23,2 a 26,3)	26,1 % (24,6 a 27,6)	44,0 % (42,2 a 45,7)
Discordancia de dos o más categorías	2,0 % (1,5 a 2,5)	2,0 % (1,6 a 2,6)	4,3 % (3,5 a 5,0)
Sensibilidad para adiposidad alta/muy alta	84,5 % (82,3 a 86,4)	83,4 % (81,3 a 85,3)	94,0 % (92,7 a 95,4)
Especificidad para adiposidad alta/muy alta	79,8 % (77,9 a 81,7)	79,6 % (77,7 a 81,3)	61,0 % (58,8 a 63,1)
Valor predictivo positivo	76,2 % (74,1 a 78,5)	75,8 % (73,7 a 78,0)	64,9 % (62,9 a 67,1)
Valor predictivo negativo	87,0 % (85,0 a 88,6)	86,2 % (84,4 a 87,8)	93,0 % (91,4 a 94,6)
Exactitud balanceada	82,1 % (80,7 a 83,5)	81,5 % (80,1 a 82,9)	77,5 % (76,1 a 78,9)
Diferencia de prevalencia frente a BIA, puntos porcentuales	4,7 (3,2 a 6,1)	4,3 (2,8 a 5,8)	19,5 (17,9 a 21,1)

Nota. Adiposidad elevada corresponde a categoría alta o muy alta. Sensibilidad, especificidad y valores predictivos se estimaron respecto de la clasificación BIA; no equivalen a exactitud diagnóstica frente a un patrón independiente.

La corrección del nivel medio redujo el RMSE corregido a 4,056, 4,451 y 4,135 para Gallagher, Deurenberg y CUN-BAE. Con intercepto y pendiente actualizados, fue 4,006, 4,302 y 4,035; con parámetros específicos por sexo, 4,001, 4,082 y 3,947. Las mejoras frente a las ecuaciones originales fueron 0,150 (IC del 95 %: 0,104 a 0,200), 0,531 (0,437 a 0,621) y 1,563 (1,447 a 1,675) puntos porcentuales (Tabla S10). Los coeficientes de recalibración se detallan en la Tabla S8. La jerarquía de las ecuaciones originales se mantuvo en los análisis de sensibilidad de la Tabla S6; los escenarios de la Tabla S9 ampliaron los IC sin modificar las estimaciones puntuales.

La ecuación local obtuvo un RMSE corregido de 4,001 (IC del 95 %: 3,877 a 4,108), con diferencia respecto de Gallagher recalibrada por sexo de −0,0004 (−0,0475 a 0,0473; Tabla S11). En los 3594 participantes con cintura válida, RFM presentó sesgo de 7,62 puntos porcentuales y RMSE de 8,88, frente a 0,87 y 4,14 de Gallagher; el patrón se mantuvo desde los 20 años (n=3442; Tabla S12).

Avance Online

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

DISCUSIÓN

Gallagher mostró el menor sesgo, MAE y RMSE, la mayor concordancia y la calibración más cercana a la identidad. Deurenberg tuvo desempeño intermedio; CUN-BAE presentó mayor sobreestimación y sobreclasificación. El error aumentó con la adiposidad y varió con edad y sexo. La recalibración mejoró especialmente CUN-BAE; la ecuación lineal local alcanzó un error próximo al de Gallagher recalibrada por sexo, mientras RFM mostró mayor discrepancia en la comparación con cintura disponible. Este patrón respalda evaluar conjuntamente error, calibración y clasificación al seleccionar una ecuación.

El mejor desempeño relativo de Gallagher es coherente con su desarrollo mediante relaciones no lineales e interacciones en adultos diversos. Otras ecuaciones antropométricas basadas en edad, sexo e IMC también han mostrado desempeño variable entre componentes y subgrupos[27]. En este estudio, un sesgo medio pequeño coexistió con límites de acuerdo de aproximadamente ±8 puntos porcentuales, lo que confirma que el desempeño poblacional no garantiza precisión individual.

Deurenberg de 1998 funcionó cerca de Gallagher en adultos jóvenes, pero su sesgo y RMSE aumentaron a partir de los 60 años (Tabla S5). La versión de 1991 rindió peor (Tabla S6). Por tanto, "Deurenberg" no representa un procedimiento único: la fórmula y la distribución de edad, sexo y adiposidad condicionan su transportabilidad.

El área bajo la curva (AUC) fue 0,878 para Gallagher, 0,890 para Deurenberg y 0,891 para CUN-BAE (Tabla S7); la proximidad entre las dos últimas no permite afirmar superioridad sin una comparación específica. El AUC resume el ordenamiento de las personas respecto de la categoría BIA, mientras que la calibración evalúa la correspondencia entre los valores y el acuerdo, la magnitud de las discrepancias. Así, CUN-BAE combinó AUC elevado con sesgo de 3,64 puntos porcentuales y sobreclasificación del 44,0 %. La lectura conjunta de estas dimensiones aporta información para elegir el método y evita privilegiar el AUC aislado. La mayor complejidad de una ecuación tampoco asegura mejor transportabilidad[28].

El aumento del error con obesidad o cintura elevada coincide con comparaciones entre BIA y métodos instrumentales. Se han descrito sesgo proporcional, límites de acuerdo amplios y

Avance Online - RENHyD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

dependencia de la adiposidad, incluso cuando las estimaciones grupales parecen aceptables[29,30]. En CHACHACRON, la discrepancia combina la transportabilidad incompleta de las ecuaciones y la variación del comparador BIA; los datos no permiten separar ambos componentes.

Gallagher es el candidato antropométrico con menor error relativo frente a Tanita/BIA en esta muestra; su adopción poblacional requiere definir previamente el error tolerable para la finalidad de vigilancia y verificar el desempeño en otra sede o periodo con mediciones estandarizadas y un comparador independiente. Para futuras investigaciones, la recalibración por sexo ofrece una vía concreta de adaptación; una evaluación clínica individual debe incorporar mediciones repetidas que permitan estudiar la repetibilidad.

La principal fortaleza fue la comparación pareada y ponderada en una población poco representada en el desarrollo de estas ecuaciones, integrando calibración, acuerdo, clasificación, heterogeneidad y sensibilidad. Las limitaciones incluyen el comparador BIA indirecto y propietario, entradas antropométricas compartidas, ausencia de repeticiones y documentación incompleta de las condiciones instrumentales. Estas fuentes pueden modificar sesgo y dispersión, pero su dirección y magnitud no son identificables por separado con estos datos; los límites de acuerdo observados cuantifican su discrepancia conjunta. Los IC condicionados a pesos y celdas aproximan el diseño muestral; los escenarios de la Tabla S9 examinan imprecisión adicional sin representar un efecto de diseño estimado. Las categorías fueron operativas, se analizaron casos completos y la generalización corresponde a adultos urbanos de Chachapoyas. La recalibración y la ecuación local se evaluaron internamente; su transportabilidad deberá examinarse en muestras independientes.

CONCLUSIONES

La evaluación conjunta del error, la calibración y la clasificación identificó a Gallagher como la ecuación de mejor desempeño relativo frente a Tanita/BIA en adultos urbanos de Chachapoyas. La selección de la ecuación tiene consecuencias sustanciales para la prevalencia estimada de adiposidad elevada, por lo que su especificación y uso consistente son decisiones centrales en la vigilancia poblacional. La recalibración por sexo mejoró especialmente CUN-BAE y ofrece una vía de adaptación que puede evaluarse en otras poblaciones.

Avance Online - RENHyD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

AGRADECIMIENTOS

Se agradece al personal que brindó apoyo durante el desarrollo del estudio matriz y la recolección de datos.

CONTRIBUCIÓN DE AUTORÍA

Carmen Inés Gutierrez De Carrillo: conceptualización, investigación, validación, visualización, redacción del borrador original y revisión y edición. Fiorella E. Zuzunaga-Montoya: conceptualización, investigación, metodología, administración del proyecto, validación, curación de datos, redacción del borrador original y revisión y edición. Victor J. Vera Ponce: conceptualización, investigación, análisis formal, metodología, software, adquisición de fondos, supervisión, recursos, visualización, redacción del borrador original y revisión y edición. Todas las personas autoras aprobaron la versión final y asumen responsabilidad por su contenido.

FINANCIACIÓN

El estudio matriz CHACHACRON y este análisis secundario fueron autofinanciados por los autores, sin financiación externa. Los autores financiadores participaron como investigadores y conservaron la responsabilidad del diseño, la recolección y el análisis de datos, la interpretación, la redacción y la decisión de presentar el manuscrito.

CONFLICTO DE INTERESES

Los autores expresan que no existen conflictos de interés relacionados con este manuscrito.

DISPONIBILIDAD DE DATOS

Los datos individuales de CHACHACRON no son públicos por las condiciones éticas y de protección de datos del estudio. Las solicitudes razonables de acceso se dirigirán al autor de correspondencia y serán evaluadas por el equipo investigador conforme a las condiciones éticas e institucionales aplicables. El código de análisis y el diccionario de variables, sin registros individuales, se adjuntan como archivos complementarios para revisión; las tablas reproducibles se presentan en el manuscrito y el suplemento.

Avance Online - RENHyD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

DECLARACIÓN DE USO DE INTELIGENCIA ARTIFICIAL

Los autores declaran que no se utilizaron inteligencia artificial (IA) generativa ni modelos de lenguaje grande (LLM) en la concepción, el análisis de datos o la redacción inicial de este manuscrito.

REFERENCIAS

(1) NCD Risk Factor Collaboration (NCD-RisC). Worldwide trends in underweight and obesity from 1990 to 2022: a pooled analysis of 3663 population-representative studies with 222 million children, adolescents, and adults. Lancet. 2024;403(10431):1027-50, doi: 10.1016/S0140-6736(23)02750-2.

(2) Vera-Ponce VJ, Loayza-Castro JA, Zuzunaga-Montoya FE, Vásquez-Romero LEM, Sanchez-Tamay NM, Bustamante-Rodríguez JC, et al. Abdominal obesity prevalence in Latin America: a systematic review and meta-analysis comparing ATP III and IDF criteria. Front Endocrinol (Lausanne). 2025;16:1562060, doi: 10.3389/fendo.2025.1562060.

(3) Vásquez-Romero LEM, Zuzunaga-Montoya FE, Loayza-Castro JA, Vigil-Ventura E, Ramos W, Vera-Ponce VJ. Prevalence of obesity according to body mass index, waist circumference, and waist-to-height ratio in Peru: a systematic review and meta-analysis. Obes Pillars. 2025;13:100166, doi: 10.1016/j.obpill.2025.100166.

(4) Borga M, West J, Bell JD, Harvey NC, Romu T, Heymsfield SB, et al. Advanced body composition assessment: from body mass index to body composition profiling. J Investig Med. 2018;66(5):887-95, doi: 10.1136/jim-2018-000722.

(5) Kyle UG, Bosaeus I, De Lorenzo AD, Deurenberg P, Elia M, Gómez JM, et al. Bioelectrical impedance analysis-part II: utilization in clinical practice. Clin Nutr. 2004;23(6):1430-53, doi: 10.1016/j.clnu.2004.09.012.

(6) Gallagher D, Heymsfield SB, Heo M, Jebb SA, Murgatroyd PR, Sakamoto Y. Healthy percentage body fat ranges: an approach for developing guidelines based on body mass index. Am J Clin Nutr. 2000;72(3):694-701, doi: 10.1093/ajcn/72.3.694.

Avance Online - RENHyD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

(7) Deurenberg P, Yap M, van Staveren WA. Body mass index and percent body fat: a meta-analysis among different ethnic groups. Int J Obes Relat Metab Disord. 1998;22(12):1164-71, doi: 10.1038/sj.ijo.0800741.

(8) Gómez-Ambrosi J, Silva C, Catalán V, Rodríguez A, Galofré JC, Escalada J, et al. Clinical usefulness of a new equation for estimating body fat. Diabetes Care. 2012;35(2):383-8, doi: 10.2337/dc11-1334.

(9) Castro-Porras LV, Rojas-Russell ME, Villanueva-Sánchez J, López-Cervantes M. An anthropometry-based equation of fat mass percentage as a valid discriminator of obesity. Public Health Nutr. 2019;22(7):1250-8, doi: 10.1017/S1368980018004044.

(10) Gete Palacios PC, Vázquez López AF, Luna-Avila ES, López-Cruz LA, García-Sáenz MR, Valdez-Solis E, et al. Performance of CUN-BAE in assessing adiposity and visceral fat: a validation study using bioelectrical impedance analysis in a Mexican population. Diagnostics. 2026;16(12):1786, doi: 10.3390/diagnostics16121786.

(11) Vera-Ponce VJ, Zuzunaga-Montoya FE, Ballena-Caicedo J, Bustamante-Rodríguez JC, Delgado-Toro HE, Poemape-Mestanza RL, et al. Prevalencia de estilos de vida no saludables, riesgo cardiometabólico y vulnerabilidad psicosocial en adultos de Chachapoyas, Perú: análisis del estudio poblacional CHACHACRON. Rev Fac Med Hum. 2026;26(2):96-109, doi: 10.25176/RFMH.v26i2.8543.

(12) von Elm E, Altman DG, Egger M, Pocock SJ, Gøtzsche PC, Vandenbroucke JP; STROBE Initiative. The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) statement: guidelines for reporting observational studies. Lancet. 2007;370(9596):1453-7, doi: 10.1016/S0140-6736(07)61602-X.

(13) Kottner J, Audigé L, Brorson S, Donner A, Gajewski BJ, Hróbjartsson A, et al. Guidelines for Reporting Reliability and Agreement Studies (GRRAS) were proposed. J Clin Epidemiol. 2011;64(1):96-106, doi: 10.1016/j.jclinepi.2010.03.002.

(14) Collins GS, Moons KGM, Dhiman P, Riley RD, Beam AL, Van Calster B, et al. TRIPOD+AI statement: updated guidance for reporting clinical prediction models that use regression or machine learning methods. BMJ. 2024;385:e078378, doi: 10.1136/bmj-2023-078378.

Avance Online - RENHyD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

(15) Instituto Nacional de Estadística e Informática. Resultados definitivos de los Censos Nacionales 2017: XII de Población, VII de Vivienda y III de Comunidades Indígenas. Lima: INEI; 2018.

(16) World Health Organization. Obesity: preventing and managing the global epidemic. WHO Technical Report Series 894. Geneva: World Health Organization; 2000.

(17) Alberti KGMM, Eckel RH, Grundy SM, Zimmet PZ, Cleeman JI, Donato KA, et al. Harmonizing the metabolic syndrome: a joint interim statement. Circulation. 2009;120(16):1640-5, doi: 10.1161/CIRCULATIONAHA.109.192644.

(18) Unger T, Borghi C, Charchar F, Khan NA, Poulter NR, Prabhakaran D, et al. 2020 International Society of Hypertension global hypertension practice guidelines. J Hypertens. 2020;38(6):982-1004, doi: 10.1097/HJH.0000000000002453.

(19) Deurenberg P, Weststrate JA, Seidell JC. Body mass index as a measure of body fatness: age- and sex-specific prediction formulas. Br J Nutr. 1991;65(2):105-14, doi: 10.1079/BJN19910073.

(20) Bland JM, Altman DG. Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. Lancet. 1986;1(8476):307-10.

(21) Bland JM, Altman DG. Measuring agreement in method comparison studies. Stat Methods Med Res. 1999;8(2):135-60, doi: 10.1177/096228029900800204.

(22) Lin LI. A concordance correlation coefficient to evaluate reproducibility. Biometrics. 1989;45(1):255-68.

(23) Harrell FE Jr, Lee KL, Pollock BG. Regression models in clinical studies: determining relationships between predictors and response. J Natl Cancer Inst. 1988;80(15):1198-202, doi: 10.1093/jnci/80.15.1198.

(24) Cohen J. Weighted kappa: nominal scale agreement with provision for scaled disagreement or partial credit. Psychol Bull. 1968;70(4):213-20, doi: 10.1037/h0026256.

(25) Steyerberg EW, Bleeker SE, Moll HA, Grobbee DE, Moons KGM. Internal and external validation of predictive models: a simulation study of bias and precision in small samples. J Clin Epidemiol. 2003;56(5):441-7, doi: 10.1016/S0895-4356(03)00047-7.

Avance Online - RENHyD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional

(26) Woolcott OO, Bergman RN. Relative fat mass (RFM) as a new estimator of whole-body fat percentage — A cross-sectional study in American adult individuals. Sci Rep. 2018;8(1):10980, doi: 10.1038/s41598-018-29362-1.

(27) Lee DH, Keum N, Hu FB, Orav EJ, Rimm EB, Sun Q, et al. Development and validation of anthropometric prediction equations for lean body mass, fat mass and percent fat in adults using the National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) 1999–2006. Br J Nutr. 2017;118(10):858-66, doi: 10.1017/S0007114517002665.

(28) Fuster-Parra P, Bennasar-Veny M, Tauler P, Yañez A, López-González AA, Aguiló A. A comparison between multiple regression models and CUN-BAE equation to predict body fat in adults. PLoS One. 2015;10(3):e0122291, doi: 10.1371/journal.pone.0122291.

(29) Shafer KJ, Siders WA, Johnson LK, Lukaski HC. Validity of segmental multiple-frequency bioelectrical impedance analysis to estimate body composition of adults across a range of body mass indexes. Nutrition. 2009;25(1):25-32, doi: 10.1016/j.nut.2008.07.004.

(30) Nickerson BS, McLester CN, McLester JR, Kliszczewicz BM. Agreement between 2 segmental bioimpedance devices, BOD POD, and DXA in obese adults. J Clin Densitom. 2020;23(1):138-48, doi: 10.1016/j.jocd.2019.04.005.

Avance Online - RENHyD

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional