

Revista Española de  
**Nutrición Humana  
y Dietética** // Spanish Journal of  
Human Nutrition and Dietetics

 OPEN ACCESS





# Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics



**Miembro de:**

**AIBAN:** Alianza Iberoamericana de Nutricionistas.

**CIENUT:** Comité internacional por la Estandarización de la Nutriología.

**EFAD:** Federación Europea de Asociaciones de Dietistas.

**ICDA:** Confederación Internacional de Asociaciones de Dietistas.

## COMITÉ EDITORIAL

**Editor Jefe:**

Macarena Lozano-Lorca  
*Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública, Universidad de Granada, España.*

**Subdirector Editorial:**

Manuel Reig García-Galbis  
*Departamento de Química Analítica, Nutrición y Bromatología, Facultad de Ciencias, Universidad de Alicante, España.*

**Editora Honoraria:**

Nahyr Schinca Lecocq  
*Academia Española de Nutrición y Dietética, España.*

**Editores/as Asociados/as:**

Rafael Almendra-Pegueros  
*Institut de Recerca de l'Hospital de la Santa Creu i Sant Pau, Institut d'Investigació Biomèdica Sant Pau (IIB SANT PAU), España.*

Laura Álvarez Álvarez  
*Grupo de Investigación en Interacciones Gen-Ambiente-Salud (GIGAS), Instituto de Biomedicina (IBIOMED), Universidad de León, España*

Evelia Apolinar Jiménez  
*Hospital Regional de Alta Especialidad del Bajío adscrito a los Servicios de Salud del Instituto Mexicano del Seguro Social para el Bienestar, IMSS-Bienestar, León, Guanajuato, México.*

María Victoria Aviles  
*Instituto de Ciencia y Tecnología de los Alimentos de Entre Ríos, CONICET-UNER, Argentina.*

Diego A. Bonilla  
*División de Investigación, Dynamical Business & Science Society – DBSS International SAS, Colombia.*

Rodrigo Daga  
*Centro de Salud Daniel Hernández, Red de Salud Tayacaja, Huancavelica, Perú.*

Tania Fernández-Villa  
*Departamento de Ciencias Biomédicas, Área de Medicina Preventiva y Salud Pública, Universidad de León, España.*

Amparo Gamero Lluna  
*Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública, Ciencias de la Alimentación, Toxicología y Medicina Legal, Facultad de Farmacia, Universitat de València, España.*

Joel Girón Hernández  
*Centro de los Biomateriales e Ingeniería Tisular, Universitat Politècnica de València, España.*

Ashuin Kammar García  
*Dirección de Investigación, Instituto Nacional de Geriátria, Ciudad de México, México*

Malak Kouiti  
*Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública, Universidad de Granada, España.*

Edna Judith Nava González  
*Facultad de Salud Pública y Nutrición, Universidad Autónoma de Nuevo León, México.*

Patricio Pérez-Armijo  
*Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad Isabel I, Burgos, España.*

Édgar Pérez Esteve  
*Departamento de Tecnología de Alimentos, Universitat Politècnica de València, España.*

Cristina Ruano Rodríguez  
*Facultad de Ciencias de la Educación, Universidad de Las Palmas de Gran Canaria (ULPGC), España.*

Claudia Troncoso-Pantoja  
*Facultad de Medicina, Universidad Católica de la Santísima Concepción, Chile.*

## CONSEJO EDITORIAL EJECUTIVO

**Nutrición básica y aplicada:**

Alfredo Martínez (coordinador)  
*Universidad de Navarra, Pamplona, España.*

Itziar Zazpe García  
*Universidad de Navarra, Pamplona, España.*

Marta Cuervo Zapatel  
*Universidad de Navarra, Pamplona, España.*

Marta Garaulet Aza  
*Universidad de Murcia, España.*

José Luis Santos (Chile)  
*Pontificia Universidad Católica de Chile, Chile.*

**Nutrición clínica y hospitalaria:**

María del Mar Ruperto López (coordinadora)  
*Universidad Alfonso X el Sabio, Madrid, España.*

Violeta Moize Arcone  
*Grupo Hospitalario Quirón, España.*

María Garriga García  
*Hospital Universitario Ramón y Cajal, España.*

Emili Ros Rahola  
*Hospital Clínico de Barcelona, España.*

Horacio González (Argentina)  
*Hospital de Niños Sor María Ludovica, Argentina.*

Josefina Bressan (Brasil)  
*Universidad Federal de Viçosa, Brasil.*

**Educación alimentaria y sanitaria:**

Manuel Moñino  
*Colegio Oficial de Dietistas-Nutricionistas de les Illes Balears, España.*

Eduarne Simón  
*Universidad del País Vasco, España.*

Francisco Gómez Pérez  
*Ayuntamiento de Vitoria-Gasteiz, España.*

Graciela González (Argentina)

*Asociación Argentina de Dietistas y Nutricionistas, Argentina.*

**Cultura alimentaria, sociología, antropología de la alimentación y psicología:**

Elena Espeitx (coordinadora)  
*Universidad de Zaragoza, España.*

Joy Ngo  
*Fundación para la Investigación Nutricional, Barcelona, España.*

Gemma López-Guimerá  
*Universidad Autónoma de Barcelona, España.*

Pilar Ramos  
*Universidad de Sevilla, España.*

Patricia Marcela Aguirre de Tarrab (Argentina)  
*Instituto de Altos Estudios Sociales (IDAES), Argentina.*

**Cooperación Humanitaria y Nutrición:**

José Miguel Soriano del Castillo (coordinador)  
*Universidad de Valencia, España.*

Alma Palau Ferré  
*Colegio Oficial de Dietistas y Nutricionistas de la Comunitat Valenciana, España.*

Gloria Domènech  
*Universidad de Alicante, España.*

Estefanía Custodio  
*Instituto de Salud Carlos III, España.*

Faviola Susana Jiménez Ramos (Perú)  
*Red Peruana de Alimentación y Nutrición (RPAN), Perú.*

Hilda Patricia Núñez Rivas (Costa Rica)  
*Instituto Costarricense de Investigación y Enseñanza en Nutrición y Salud (INCIENSA), Costa Rica.*

Geraldine Maurer Fossa (Perú)  
*Alerta Nutricional, Perú.*

**Tecnología culinaria y gastronomía:**

Giuseppe Russolillo (coordinador)  
*Asociación Española de Dietistas -Nutricionistas, Barcelona, España.*

Antonio Vercet  
*Universidad de Zaragoza, España.*

Alicia Bustos  
*Universidad de Navarra, España.*

Yolanda Sala  
*Asociación Española de Dietistas-Nutricionistas, España.*

Javier García-Luengo Manchado  
*Escuela Universitaria de Artes y Espectáculos, Universidad Rey Juan Carlos, España.*

Andoni Luís Aduriz  
*Mugaritz, España.*

**Bromatología, toxicología y seguridad alimentaria:**

Iciar Astiasarán (coordinadora)  
*Universidad de Navarra, España.*

Roncesvalles Garayoa  
*Universidad de Navarra, España.*

Carmen Vidal Carou  
*Universidad de Barcelona, España.*

Diana Ansorena  
*Universidad de Navarra, España.*

María Teresa Rodríguez Estrada (Italia)  
*Universidad de Bologna, Italia.*

**Nutrición Comunitaria y Salud Pública:**

M<sup>ª</sup> del Rocío Ortiz (coordinadora)  
*Universidad de Alicante, España.*

Andrew Farran  
*Universidad de Barcelona, España.*

Carlos Álvarez-Dardet  
*Universidad de Alicante, España.*

Jesús Vioque  
*Universidad Miguel Hernández, España.*

Odilia I. Bermúdez (Estados Unidos)  
*Tufts University School of Medicine, Estados Unidos.*

**Dietética Aplicada y Dietoterapia:**

Julia Wärnberg  
*Universidad de Málaga, España.*

Cleofé Pérez-Portabella Maristany  
*Hospital Vall d'Hebron, España.*

Marina Torresani  
*Universidad de Buenos Aires, Argentina.*

Laura López  
*Universidad de Buenos Aires, Argentina.*

**Consejo Editorial consultivo:**

Josep Boatella  
*Universidad de Barcelona, España.*

Pilar Cervera  
*Asociación Española de Dietistas-Nutricionistas, España.*

Margarita Jansà  
*Hospital Clínico de Barcelona, España.*

Ana Pérez-Heras  
*Hospital Clínico de Barcelona, España.*

Mercè Planas  
*Hospital Vall d'Hebron, España.*

Ramón Tormo  
*Grupo Hospitalario Quirón, España.*

# Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

## Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics



### Miembro de:

**AIBAN:** Alianza Iberoamericana de Nutricionistas.

**CIENUT:** Comité internacional por la Estandarización de la Nutriología.

**EFAD:** Federación Europea de Asociaciones de Dietistas.

**ICDA:** Confederación Internacional de Asociaciones de Dietistas.

## COMITÉ DIRECTIVO DE LA ACADEMIA

**Giuseppe Russolillo Femenías**  
*Presidente*

**Cleofé Pérez Portabella**  
*Emérita y Vicepresidente Primera*

**Iva Marques Lopes**  
*Miembro de Honor*

**Martina Miserachs Blasco**  
*Vicepresidenta Segunda y Miembro de Honor*

**María Casadevall Moliner**  
*Miembro de Honor*

**Nahyr Schinca Lecocq**  
*Emérita y Editora Honoraria de Actividad Dietética*

**Yolanda Sala Vidal**  
*Emérita de Honor*

**Antonio Valls**  
*Secretario y Miembro de Honor*

**Alma Palau Ferré**  
*Miembro de Honor*

Academia Española de Nutrición y Dietética: C/ Luis Morondo, 4 • Oficina 5 • 31006 Pamplona (España).



Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 4.0 International (CC BY-NC-SA 4.0).

Todos los contenidos publicados en la Revista Española de Nutrición Humana y Dietética se distribuyen bajo la licencia Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 4.0 International (CC BY-NC-SA 4.0).

Esto permite copiar, redistribuir, adaptar y reutilizar el material únicamente para fines no comerciales, siempre que se cite adecuadamente la fuente original y cualquier obra derivada se comparta bajo la misma licencia.

Licencia completa: <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

La Academia Española de Nutrición y Dietética no tendrá responsabilidad alguna por las lesiones y/o daños sobre personas o bienes que sean el resultado de presuntas declaraciones difamatorias, violaciones de derechos de propiedad intelectual, industrial o privacidad, responsabilidad por producto o negligencia. Tampoco asumirán responsabilidad alguna por la aplicación o utilización de los métodos, productos, instrucciones o ideas descritos en el presente material. En particular, se recomienda realizar una verificación independiente de los diagnósticos y de las aplicaciones terapéuticas.

### Diamond Open Access

La Revista Española de Nutrición Humana y Dietética sigue el modelo de Diamond Open Access, lo que significa que todos los contenidos se publican en acceso abierto inmediato y que no se cobran tasas de publicación (APC) a los autores ni costes de acceso a los lectores. La actividad editorial se sostiene gracias al trabajo voluntario del equipo editorial y de las personas revisoras, mientras que los costes de gestión y mantenimiento de la revista son financiados íntegramente por la Academia Española de Nutrición y Dietética. Este modelo permite garantizar la difusión abierta del conocimiento científico en nutrición humana y dietética sin barreras económicas para autores ni lectores.

### Protección de datos:

La Academia Española de Nutrición y Dietética (la Academia) garantiza la protección de todos los datos de carácter personal que proporcione el Usuario y el cumplimiento de lo dispuesto en el Reglamento General de Protección de Datos (UE) 2016/679 de 27 de abril de 2016, del Parlamento Europeo y del Consejo, relativo a la protección de las personas físicas en lo que respecta al tratamiento de datos personales y a la libre circulación de estos datos y por el que se deroga la Directiva 95/46/CE (en adelante RGPD); en la Ley Orgánica 15/1999, de 13 de diciembre de Protección de Datos de Carácter Personal (LOPD); en el reglamento de desarrollo de la LOPD, el RD 1720/2007 de 21 de diciembre y/o normativa española vigente que le sustituya en materia de protección y tratamiento de datos de carácter personal. Puede ver la Política de Privacidad y Protección de datos personales en la página web de la Academia <https://www.academianutricionydietetica.org/pro/politica-privacidad/>

Correo electrónico: [j.manager@renhyd.org](mailto:j.manager@renhyd.org)

Depósito legal: B-17288-2011

ISSN (print): 2173-1292 • ISSN (online): 2174-5145

Abreviatura: Rev Esp Nutr Hum Diet

DOI revista: 10.14306/renhyd/

# Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

## Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics


[www.renhyd.org](http://www.renhyd.org)

### EDITORIAL

#### Dietas basadas en plantas: un reto prioritario para el dietista-nutricionista

Edna J. Nava-González<sup>a,\*</sup>, Claudia Troncoso-Pantoja<sup>b</sup>, Laura Álvarez-Álvarez<sup>c</sup>, Rodrigo Daga<sup>d</sup>, Patricio Pérez-Armijo<sup>e</sup>, Amparo Gamero<sup>f</sup>, Manuel Reig García-Galbis<sup>g,h</sup>, Evelia Apolinar-Jiménez<sup>i</sup>, Diego A. Bonilla<sup>j,k</sup>, Macarena Lozano Lorca<sup>l,m,n</sup>

**a** Facultad de Salud Pública y Nutrición, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, Nuevo León, México.

**b** Departamento de Salud Pública, Facultad de Medicina, Universidad Católica de la Santísima Concepción, Concepción, Chile.

**c** Grupo de Investigación en Interacciones Gen-Ambiente y Salud (GIIGAS) / Instituto de Biomedicina (IBIOMED), Universidad de León, León, España.

**d** Facultad de Medicina, Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú.

**e** Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad Isabel I, Burgos, España.

**f** Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública, Ciencias de la Alimentación, Toxicología y Medicina Legal, Facultad de Farmacia y Ciencias de la Alimentación, Universitat de València, Valencia, España.

**g** Departamento de Química Analítica, Nutrición y Bromatología, Facultad de Ciencias, Universidad de Alicante, San Vicente del Raspeig, Alicante, España.

**h** Grupo de investigación en Nutrición Clínica y Hospitalización a domicilio. Instituto de Investigación Sanitaria y Biomédica de Alicante (ISABIAL), Alicante, España.

**i** Departamento de Investigación, Hospital Regional de Alta Especialidad del Bajío adscrito a los Servicios de Salud del Instituto Mexicano del Seguro Social para el Bienestar (IMSS-Bienestar), León, Guanajuato, México.

**j** Grupo de Investigación en Nutrición Deportiva, Dynamical Business & Science Society – DBSS International SAS, Bogotá, Colombia.

**k** Grupo de investigación Nutral, Facultad de Ciencias Alimentarias y Farmacéuticas, Universidad CES, Medellín, Colombia.

**l** Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública, Facultad de Medicina, Universidad de Granada, Granada, España.

**m** Instituto de Investigación Biosanitaria ibs.GRANADA, Granada, España.

**n** Centro de Investigación Biomédica en Red de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP), Madrid, España.

\*[edna.navagn@uanl.edu.mx](mailto:edna.navagn@uanl.edu.mx)

Editor Asignado: Macarena Lozano-Lorca. Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública, Facultad de Medicina, Universidad de Granada, Granada, España.

Recibido: 17/02/2026; Aceptado: 18/02/2026; Publicado: 07/03/2026

#### CITA

Nava-González EJ, Troncoso-Pantoja C, Álvarez-Álvarez L, Daga R, Pérez-Armijo P, Gamero A, Reig García-Galbis M, Apolinar-Jiménez E, Bonilla DA, Lozano Lorca M. Dietas basadas en plantas: un reto prioritario para el dietista-nutricionista. Rev Esp Nutr Hum Diet. 2026; 30(1): e2765.  
doi: <https://doi.org/10.14306/renhyd.30.1.2765>

En un contexto marcado por la convergencia de los desafíos de salud pública y sostenibilidad ambiental, los patrones alimentarios basados en plantas han ganado creciente relevancia científica. Entre ellos, se destacan diversas modalidades como el vegetarianismo, el ovolactovegetarianismo, el lactovegetarianismo, el ovovegetarianismo, el veganismo y el crudiveganismo<sup>1</sup>.

La evidencia reciente sugiere que incrementar el consumo de alimentos vegetales aporta beneficios simultáneos para la salud humana y el ecosistema<sup>2</sup>. En esta línea, la Comisión *EAT-Lancet* propuso en 2019 la "Dieta de salud Planetaria", un modelo predominantemente basado en plantas y de enfoque flexitariano, orientado a nutrir de manera sostenible a una población mundial estimada en 10 mil millones de personas para el año 2050<sup>3</sup>.

Actualmente, la investigación se dirige a comprender con mayor profundidad los mecanismos fisiológicos implicados, como el metabolismo y el microbioma intestinal, optimizar la calidad nutricional de las dietas vegetales y desarrollar nuevas fuentes alimentarias con alta aceptación social, incluyendo proteínas vegetales innovadoras y sustitutos de la carne<sup>4</sup>.

### Patrones alimentarios basados en plantas y evidencias científicas

Diversos patrones dietéticos con énfasis en alimentos de origen vegetal (modelos *plant-forward*) han demostrado beneficios tanto clínicos como poblacionales. Entre las dietas más estudiadas se encuentran las siguientes:

**Mediterránea.** Caracterizada por un alto consumo de verduras, frutas, legumbres, granos enteros, aceite de oliva y pescado. El estudio PREDIMED mostró que una Dieta Mediterránea con aceite de oliva o frutos secos redujo hasta en 30% la incidencia de enfermedad cardiovascular<sup>5</sup>.

**DASH (Dietary Approaches to Stop Hypertension).** Prioriza el consumo de frutas, verduras y lácteos bajos en grasa, y limita la sal, las carnes rojas y los azúcares. Se asocia con mejoras en hipertensión, dislipidemia y obesidad al favorecer un perfil cardiometabólico más saludable<sup>4</sup>.

**Vegetarianas y veganas.** Las dietas vegetarianas excluyen las carnes (con posible inclusión de lácteos y/o huevo), mientras que las veganas eliminan todos los productos de origen animal. Estas dietas, cuando están bien planificadas, mejoran los perfiles glucémico y lipídico, favorecen la pérdida de peso y reducen el riesgo de enfermedades crónicas como diabetes, obesidad y enfermedad cardiovascular<sup>6</sup>. Un estudio prospectivo reportó que las personas no vegetarianas presentaban 74% más riesgo de desarrollar diabetes que quienes seguían una dieta vegetariana<sup>4</sup>.  
**De la Milpa.** Integra maíz, frijol, calabaza, chile, quelites y otros alimentos nativos. Representa un patrón predominantemente vegetal, rico en fibra, compuestos bioactivos y proteínas

complementarias. La dieta de la milpa se ha asociado con beneficios sobre el control glucémico y perfiles lipídicos, atribuibles a su riqueza en nutrientes y fitoquímicos con potencial antioxidante y metabolizador de glucosa<sup>7</sup>.

Comparados con dietas omnívoras típicas, estos patrones se asocian con una menor incidencia de enfermedad cardiovascular y metabólica. Incluso modelos *plant-forward* han demostrado reducciones sustanciales en eventos coronarios, como el estudio *Lyon Diet Heart*, que reportó un 73% menos de eventos coronarios. A nivel poblacional, la evidencia sugiere que cuanto mayor es el grado de adherencia a patrones dietéticos basados en alimentos vegetales mínimamente procesados, mayores son los beneficios para la salud<sup>4</sup>. Las Guías Alimentarias para los estadounidenses 2025–2030 plantean un patrón dietético con una proporción relativamente mayor de alimentos de origen animal frente a los de origen vegetal, estableciendo una recomendación de ingesta proteica de 1,2–1,6 g/kg de peso corporal. Al mismo tiempo, reconocen que la ingesta insuficiente de granos enteros ricos en fibra y de fuentes de grasas insaturadas constituye uno de los principales factores dietéticos asociados a la carga de enfermedades crónicas en Estados Unidos<sup>8</sup>.

En contraste con este planteamiento, en España el Comité Científico de la Agencia Española de Seguridad Alimentaria y Nutrición (AESAN) publicó en 2022 un informe sobre recomendaciones dietéticas sostenibles y de actividad física para la población española, en el que se prioriza explícitamente el aumento del consumo de alimentos de origen vegetal. En coherencia con este enfoque, la Autoridad Europea de Seguridad Alimentaria (EFSA) establece una ingesta proteica de referencia de 0,83 g/kg de peso corporal para la población adulta, valor que también se menciona en el informe de la AESAN sobre Ingestas Nutricionales de Referencia para la población española<sup>9</sup>.

El debate, por tanto, trasciende la mera cuantificación de la proteína y se sitúa en el de los modelos alimentarios que orientan las políticas públicas, con el reto contemporáneo de asegurar su suficiencia en el marco de patrones dietéticos saludables, culturalmente pertinentes y alineados con los principios de sostenibilidad.

### Investigación actual y futuras líneas prioritarias

La ciencia nutricional avanza en el estudio detallado de los requerimientos en dietas basadas en plantas, especialmente en proteínas, creatina, vitaminas B<sub>12</sub> y D, hierro, omega-3 y calcio, así como en estrategias de fortificación y suplementación para prevenir deficiencias. Investigaciones recientes analizan, por ejemplo, la proporción de proteína vegetal y sus posibles efectos en salud ósea, sugiriendo que dietas vegetales bien balanceadas podrían proteger frente a la pérdida ósea, aunque aún se requieren estudios en diversos grupos poblacionales. Paralelamente, se evalúa la calidad nutricional y la aceptación de análogos vegetales de carne y lácteos<sup>4</sup>.

## Impacto en salud pública

Se ha observado en la cohorte adventista y EPIC-Oxford que las personas vegetarianas presentan aproximadamente la mitad del riesgo de desarrollar diabetes tipo 2 en comparación con las no vegetarianas; además, los patrones dietéticos ricos en alimentos vegetales se asocian con hasta un 70% menos mortalidad global frente a grupos control. En conjunto, la evidencia indica que la transición hacia patrones *plant-based* puede contribuir de manera significativa a la prevención de enfermedades no transmisibles con reducciones consistentes en factores de riesgo cardiometabólico<sup>10,11</sup>.

## Beneficios ambientales y sostenibilidad

Las dietas basadas en plantas ocupan un lugar central en el debate ambiental. Su adopción informada contribuye a disminuir la presión sobre los recursos naturales y a mitigar el impacto del cambio climático, al tiempo que se consolidan como herramientas dietoterapéuticas en varias condiciones crónicas. De este modo, estas dietas dejan de ser únicamente opciones motivadas por razones éticas para indicarse como intervenciones terapéuticas potenciales fundamentadas en evidencia científica<sup>12</sup>.

## Rol del dietista-nutricionista y barreras para la implementación

Ante este escenario, resulta necesario que la formación y el ejercicio profesional del dietista-nutricionista incorpore competencias en patrones alimentarios basados en plantas. Organizaciones profesionales avalan que las dietas vegetarianas y veganas bien planificadas son nutricionalmente adecuadas en todas las etapas de la vida y aportan beneficios cardiometabólicos a largo plazo<sup>13</sup>. No obstante, persisten barreras relevantes: una formación profesional limitada en estos patrones, factores socioculturales, la percepción de complejidad culinaria, la disponibilidad y el costo de ciertos alimentos, y entornos institucionales con menús centrados en proteínas animales.

Superar estos obstáculos es clave para que los sistemas de salud y educación integren con éxito patrones dietéticos centrados en plantas. La transición hacia patrones alimentarios *plant-forward* no solo es deseable, sino necesaria para responder de manera integrada a los desafíos contemporáneos de salud pública, sostenibilidad ambiental y equidad alimentaria.

Desde la RENHYD se promueve la investigación en dietas sostenibles, alineadas con los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS), orientadas a proteger el planeta, fortalecer la seguridad alimentaria y preservar la cultura alimentaria mediante el consumo de alimentos locales, de temporada y accesibles, como parte integral de la promoción de hábitos saludables en la población.

## CONTRIBUCIÓN DE AUTORÍA

Todos/as los/as autores/as han leído, contribuido y aprobado la versión final de este artículo editorial.

## FINANCIACIÓN

Los autores/as declaran que no ha existido financiación para realizar este estudio.

## CONFLICTO DE INTERESES

Los autores expresan que no existen conflictos de interés al redactar el manuscrito.

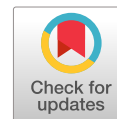
## REFERENCIAS

- (1) Gómez Ribalta M, Reig García-Galbis M, Moradell Fernández A, Marhuenda J, Fernández D'Éboli M, López Grueso R. Hoja informativa: El impacto de las dietas basadas en plantas en el deporte [Internet]. Pamplona: Academia Española de Nutrición y Dietética; 2024.
- (2) Viroli G, Kalmpourtzidou A, Cena H. Exploring benefits and barriers of plant-based diets: Health, environmental impact, food accessibility and acceptability. *Nutrients*. 2023;15(22):4723. <https://doi.org/10.3390/nu15224723>
- (3) Rodríguez M. La dieta de salud planetaria: ¿cómo alimentar al mundo sin destruir el planeta? *Rev Esp Nutr Hum Diet*. 2019;23(2):109114. <https://doi.org/10.14306/renhyd.23.2.616>
- (4) Craig WJ, Fresán U, Sabaté J. Health and environmental outcomes of vegetarian dietary patterns: a systematic review. *Nutrients*. 2021;13(10):3465. <https://doi.org/10.3390/nu13103465>
- (5) Dussailant C, Echeverría G, Rigotti A. Dieta mediterránea: una revisión de su impacto en la salud cardiovascular. *Rev Med Chil*. 2016;144(7):887896. <https://doi.org/10.4067/S003498872016000700012>
- (6) Espinola García L, Figueroa Vargas A, Molina López J. Beneficios de las dietas vegetarianas en la prevención de enfermedades crónicas. *Nutr Hosp*. 2022;39(3):589598. <https://doi.org/10.20960/nh.03917>
- (7) SánchezVelázquez OA, LunaVital DA, MoralesHernández N, Contreras J, VillaseñorTapia EC, FragoMedina JA, Mojica L. Nutritional, bioactive components and health properties of the milpa triad system seeds (corn, common bean and pumpkin). *Front Nutr*. 2023;10:1169675. <https://doi.org/10.3389/fnut.2023.1169675>
- (8) Mozaffarian D. The 2025–2030 Dietary Guidelines for Americans. *JAMA*. 2026;335(7):575-577. <https://doi.org/10.1001/jama.2026.0283>
- (9) AESAN Scientific Committee. López García E, Bretón Lesmes I, Díaz Perales A, Moreno Arribas V, Portillo Baquedano MP, Rivas Velasco AM, Fresán Salvo U, Tejedor Romero L, Ortega Porcel FB, Aznar Lain S, Lizalde Gil E, Carlos Chillerón MÁ. Informe del Comité Científico de la Agencia Española de Seguridad Alimentaria y

- Nutrición (AESAN) sobre recomendaciones dietéticas sostenibles y recomendaciones de actividad física para la población española. Rev Com Cient AESAN. 2022;36:1170.
- (10) Austin G, Ferguson JJA, Garg ML. Effects of plant based diets on weight status in type 2 diabetes: a systematic review and meta analysis of randomised controlled trials. Nutrients. 2021;13(11):4099. <https://doi.org/10.3390/nu13114099>
- (11) Lotti S, Panizza G, Martini D, Marx W, Beasley JM, Colombini B, Dinu M. Lactoovovegetarian and vegan diets in children and adolescents: a systematic review and metaanalysis of nutritional and health outcomes. Crit Rev Food Sci Nutr. 2025;11:121. <https://doi.org/10.1080/10408398.2025.2572983>
- (12) Springmann M, Godfray HCJ, Rayner M, Scarborough P. Analysis and valuation of the health and climate change cobenefits of dietary change. Proc Natl Acad Sci U S A. 2016;113(15):41464151. <https://doi.org/10.1073/pnas.1523119113>
- (13) Academy of Nutrition and Dietetics. Vegetarian diets: position of the Academy of Nutrition and Dietetics. J Acad Nutr Diet. 2025;125(1):115. <https://doi.org/10.1016/j.jand.2024.09.001>

# Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

## Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics

[www.renhyd.org](http://www.renhyd.org)

### EDITORIAL

#### Balance del año 2025 y Objetivos Estratégicos 2026 de la Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

Macarena Lozano-Lorca<sup>a,b,c,\*</sup>, Rafael Almendra-Pegueros<sup>d</sup>, Édgar Pérez-Esteve<sup>e</sup>, Manuel Reig García-Galbis<sup>f,g</sup>, Edna J. Nava-González<sup>h</sup>, Amparo Gamero<sup>i</sup>, Diego A. Bonilla<sup>j,k</sup>, Claudia Troncoso-Pantoja<sup>l</sup>

**a** Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública, Facultad de Medicina, Universidad de Granada, Granada, España.

**b** Instituto de Investigación Biosanitaria ibs.GRANADA, Granada, España.

**c** Centro de Investigación Biomédica en Red de Epidemiología y Salud Pública (CIBERESP), Madrid, España.

**d** Institut d'Investigació Biomèdica Sant Pau (IIB SANT PAU), Barcelona, España.

**e** Instituto Universitario de Ingeniería de Alimentos FoodUPV, Universitat Politècnica de València, Valencia, España.

**f** Departamento de Química Analítica, Nutrición y Bromatología, Facultad de Ciencias, Universidad de Alicante, San Vicente del Raspeig, Alicante, España.

**g** Grupo de investigación en Nutrición Clínica y Hospitalización a domicilio. Instituto de Investigación Sanitaria y Biomédica de Alicante (ISABIAL), Alicante, España.

**h** Facultad de Salud Pública y Nutrición, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, Nuevo León, México.

**i** Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública, Ciencias de la Alimentación, Toxicología y Medicina Legal, Facultad de Farmacia y Ciencias de la Alimentación, Universitat de València, Valencia, España.

**j** Research Group in Sports Nutrition (DBSS-Nut), Dynamical Business & Science Society – DBSS International SAS, Bogotá, Colombia.

**k** Grupo de Investigación en Cultura Física, Ciencias de la Motricidad y Salud (GICMOS), Facultad de Ciencias de la Educación, Unidad Central del Valle del Cauca (UCEVA), Tuluá, Colombia.

**l** Facultad de Medicina, Departamento de Salud Pública, Universidad Católica de la Santísima Concepción, Concepción, Chile.

\*[macarenlozano@ugr.es](mailto:macarenlozano@ugr.es)

*Editor Asignado: Macarena Lozano-Lorca. Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública, Facultad de Medicina, Universidad de Granada, Granada, España.*

Recibido: 07/03/2026; Aceptado: 07/03/2026; Publicado: 07/03/2026

### CITA

Lozano-Lorca M, Almendra-Pegueros R, Pérez-Esteve E, Reig García-Galbis M, Nava-González EJ, Gamero A, Bonilla DA, Troncoso-Pantoja C. Balance del año 2025 y Objetivos Estratégicos 2026 de la Revista Española de Nutrición Humana y Dietética. Rev Esp Nutr Hum Diet. 2026; 30(1): e2792.

doi: <https://doi.org/10.14306/renhyd.30.1.2792>



El equipo editorial de la revista en el año 2025 estuvo conformado por el Editor Jefe, Rafael Almendra-Pegueros, la Subdirectora Editorial, Macarena Lozano-Lorca, y un equipo de editores/as asociados/as compuesto por: Laura Álvarez Álvarez, Evelia Apolinar Jiménez, María Victoria Aviles, Diego A. Bonilla, Rodrigo Daga, Tania Fernández-Villa, Amparo Gamero Lluna, Joel Girón Hernández, Ashuin Kammar García, Malak Kouiti, Edna Judith Nava- González, Fanny Petermann-Rocha, Patricio Pérez-Armijo, Édgar Pérez Esteve, Alberto Pérez-López, Manuel Reig García-Galbis, Cristina Ruano Rodríguez y Claudia Troconso Pantoja. Durante el año, la editora asociada Fanny Petermann-Rocha cerró su ciclo dentro del equipo. Para más información sobre el perfil de los miembros del equipo editorial, se puede consultar [aquí](#).

A lo largo de 2025, el equipo editorial realizó ocho reuniones virtuales y una presencial en Madrid (España), consolidando el trabajo de coordinación, planificación y seguimiento de los procesos editoriales.

Además, tres de los editores asociados —María Victoria Aviles, Amparo Gamero Lluna y Édgar Pérez Esteve— elaboraron la 5ª Nota Metodológica, centrada en el uso de paneles entrenados y no entrenados en la evaluación sensorial de productos, contribuyendo a la actualización y estandarización de las prácticas editoriales de la revista. Como parte de la transparencia y buenas prácticas, el equipo editorial mantuvo actualizadas sus declaraciones de conflictos de interés, continuando con la política implementada en años anteriores.

En el proceso editorial del año participaron 95 revisores/as, quienes aportaron su experiencia y rigor científico en la evaluación de los manuscritos recibidos. En total, la revista recibió 290 artículos, lo que representa un incremento del 31,8% respecto al año anterior (220 artículos). De estos, 225 fueron rechazados sin pasar a revisión por pares, un aumento del 34,7% comparado con 2024, cifra porcentualmente coherente con el incremento de artículos recibidos. Los motivos más frecuentes de rechazo fueron: problemas de formato o incumplimiento de la Guía de Autores, falta de adecuación al enfoque de la revista, fallos metodológicos graves o ausencia de innovación en la temática tratada.

En cuanto a los artículos que pasaron a revisión por pares, el tiempo promedio para la primera decisión fue de 88,1 días, superior al del año anterior (71,4 días), principalmente debido a la dificultad para encontrar revisores. Por otro lado, los artículos aceptados tuvieron un tiempo promedio desde el envío hasta la aceptación de 118 días, similar al año previo (127,7 días), mientras que el tiempo desde la aceptación hasta la publicación en avance online fue de 61,7 días, también comparable al año anterior (56,2 días). Estos datos reflejan la necesidad de continuar trabajando en la optimización de los tiempos editoriales.

Durante el año 2025 se publicaron los cuatro números ordinarios de la revista (marzo, junio, septiembre y diciembre), que incluyeron 5 editoriales<sup>4-5</sup> y 28 manuscritos: 24 artículos de investigación, 2 artículos de revisión y 2 protocolos. Del total, el 66,7% de los artículos fueron publicados en inglés, porcentaje superior al del año anterior (43,8%).

En cuanto a la difusión de la RENHyD a través de sus redes sociales, X (antes Twitter) y Facebook, esta ha sido más limitada en comparación con años anteriores. No obstante, durante la última parte del año se comenzó a trabajar en el desarrollo de nuevas estrategias de comunicación digital con el objetivo de recuperar y reforzar el posicionamiento online de la revista.

A estas redes sociales se suma otra vía de difusión: la participación, a finales de año, del Editor Jefe en un episodio del podcast *DIETIPOD. Herramientas de Dietética y Nutrición*. Esta intervención tuvo como finalidad dar a conocer la RENHyD entre estudiantes de grado e investigadores en Nutrición Humana y Dietética, ampliando así el alcance de la revista a nuevos públicos.

Para cerrar el año y tras dos años en el cargo, el Editor Jefe, Rafael Almendra-Pegueros, cedió el relevo a la hasta entonces Subdirectora Editorial, Macarena Lozano-Lorca, quien asume el puesto de Editora Jefe. Asimismo, Manuel Reig García-Galbis pasa a ocupar el cargo de Subdirector Editorial, mientras que el anterior Editor Jefe continúa como miembro del equipo editorial. En este contexto, la nueva Editora Jefa, junto con su equipo editorial, establece los siguientes objetivos para el año 2026, en línea con los establecidos previamente<sup>6</sup>:

- Optimización de los tiempos editoriales
  - Reducir el tiempo de primera decisión a un promedio de 40 días.
  - Acortar el tiempo desde la aceptación hasta la publicación en avance online a un promedio de 30 días.
  - Implementar un sistema de seguimiento de los tiempos editoriales para garantizar el cumplimiento de estos objetivos.
- Transparencia y buenas prácticas
  - Publicar los tiempos editoriales en la web de la revista, promoviendo mayor transparencia.
  - Mantener la actualización y supervisión de las declaraciones de conflictos de interés (COIs), asegurando la integridad y transparencia de todo el proceso editorial.
- Fortalecimiento de la visibilidad y difusión
  - Mejorar la presencia de la revista en redes sociales, con el objetivo de difundir al menos el 25% de los manuscritos publicados a través de estas plataformas.
  - Publicar al menos una nota metodológica anual, abordando cuestiones que impactan directamente en la evaluación de los artículos.
- Expansión y consolidación del equipo editorial
  - Ampliar el número de editores/as asociados/as para responder al aumento de manuscritos y la carga de trabajo.
  - Establecer requisitos mínimos de desempeño para los editores, que serán revisados periódicamente:
    - Participación en reuniones: asistencia mínima del 60%.
    - Gestión de manuscritos: al menos 2 artículos al año asignados y tiempo promedio de primera respuesta inferior a 40 días.

- Liderazgo académico: coordinación de editoriales, notas metodológicas, revisiones invitadas o artículos originales, al menos 1 cada dos años.
  - Otras contribuciones: apoyo en maquetación, redes sociales, nutrinoticias, gestión de tiempos editoriales, envío de certificados, actualización de COIs, datos de contacto, convocatorias de nuevos editores, entre otras.
5. Mejora de la organización y gestión editorial
- Crear cuatro grupos de trabajo especializados para optimizar la ejecución de las tareas editoriales:
    1. Gestión: control de tiempos editoriales, envío de certificados, actualización de COIs, convocatoria de nuevos editores/as y otras tareas operativas.
    2. Edición: responsable de la publicación de manuscritos en avance online.
    3. Posicionamiento de la revista: desarrollo de estrategias para mejorar el posicionamiento, incrementar el número de citas, estudiar otras bases de datos para la indexación, y consolidar la visibilidad internacional.
    4. Redes sociales y Nutrinoticias: gestión de redes sociales y generación de nutrinoticias, apoyando la difusión de los artículos, así como la divulgación y difusión de la revista en eventos científicos tales como reuniones o congresos.

Con estas acciones, el equipo editorial busca consolidar la calidad, visibilidad y eficiencia de la revista, asegurando su liderazgo en el ámbito de la Nutrición y Dietética a nivel internacional.

## CONTRIBUCIÓN DE AUTORÍA

Todos/as los/as autores/as han leído, contribuido y aprobado la versión final de este artículo editorial.

## FINANCIACIÓN

Los autores/as declaran que no ha existido financiación para realizar este estudio.

## CONFLICTO DE INTERESES

Los autores expresan que no existen conflictos de interés al redactar el manuscrito.

## REFERENCIAS

- (1) Apolinar-Jiménez A, Salinas Valiente R, Kammar-García A, Gamero A, Pérez-López A, Fernández-Villa T, Petermann-Rocha F, Troncoso-Pantoja C, Lozano-Lorca M, Daga R, Pérez-Esteve E, Bonilla DA, Nava-González EJ, Almendra-Peguero R. Sarcopenia en pediatría: Un nuevo escenario clínico con retos por atender. *Rev Esp Nutr Hum Diet.* 2025; 29(1). <https://doi.org/10.14306/renhyd.29.1.24153>
- (2) Troncoso-Pantoja C, Pérez-López A, Pérez-Armijo P, Pérez-Esteve E, Kammar-García A, Gamero A, Fernández-Villa T, Lozano-Lorca M, Apolinar-Jiménez E, García-GalbisMR, Petermann-Rocha F, Almendra-Pegueros R. Rol de género en la alimentación: una reflexión necesaria. *Rev Esp Nutr Hum Diet.* 2025; 29(2). <https://doi.org/10.14306/renhyd.29.2.2466>
- (3) Troncoso-Pantoja C, Amaya-Placencia JP, Kammar-García A, Bonilla D, Nava-González EJ, Gamero A, Reig García-Galbis M, Pérez-Armijo P, Pérez-Esteve E, Fernández-Villa T, Almendra-Pegueros R. Alfabetización alimentaria centrada en las personas mayores desde un enfoque de derechos: la geragogía como desafío para la práctica clínica y comunitaria. *Rev Esp Nutr Hum Diet.* 2025; 29(3). <https://doi.org/10.14306/renhyd.29.3.2623>
- (4) Pérez-Esteve E, Aviles MV, Gamero A, Petermann-RochaF, Fernández-Villa T, Troncoso-Pantoja C, Apolinar-Jiménez E, Bonilla DA, Kammar-García A, Nava González EJ, Pérez-Armijo P, Lozano-Lorca M, Almendra-Pegueros R. Impulsar el sistema alimentario mediante la transferencia tecnológica: una llamada a la colaboración entre ciencia e industria. *Rev Esp Nutr Hum Diet.* 2025; 29(3). <https://doi.org/10.14306/renhyd.29.3.2677>
- (5) Álvarez-Álvarez L, Fernández-Villa T, Lozano-Lorca M, Pérez-Esteve E, Kammar-García A, Gamero A, Petermann-Rocha F, Troncoso-Pantoja C, Pérez-Armijo P, Bonilla DA, Apolinar-Jiménez E, García-Galbis MR, Nava-González EJ. Impacto de los incendios en la seguridad alimentaria y el acceso a una alimentación saludable. *Rev Esp Nutr Hum Diet.* 2025; 29(4). <https://doi.org/10.14306/renhyd.29.4.2725>
- (6) Navarrete Muñoz EM, Pérez-López A, Apolinar-Jiménez E, Fernández-Villa T, Benítez Brito N, Petermann-Rocha F, Gamero A, Pérez-Armijo P, Lozano-Lorca M, Bonilla DA, Pérez-Esteve E, Nava-González EJ, Troncoso-Pantoja C, Almendra-Pegueros R. Balance del año 2022 y nuevo Plan Estratégico 2023-2026 de la Revista Española de Nutrición Humana y Dietética. *Rev Esp Nutr Hum Diet.* 2023; 27(1): 1-6. <https://doi.org/10.14306/renhyd.27.1.1903>

# Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

## Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics

[www.renhyd.org](http://www.renhyd.org)

### RESEARCH ARTICLE

## Sugar-sweetened beverages and poor sleep quality in adults from resource-limited settings in Peru

➤ **Bebidas azucaradas y mala calidad del sueño en adultos de entornos de recursos limitados en Perú**

**Andrea Ruiz-Alejos<sup>a,b</sup> y Antonio Bernabe-Ortiz<sup>b,\*</sup>**

**a** Global Health Institute, University of Antwerp, Antwerp, Belgium.

**b** Universidad Científica del Sur, Lima, Perú

\*[abernabeio@cientifica.edu.pe](mailto:abernabeio@cientifica.edu.pe)

Assigned Editor: Tania Fernández Villa, Universidad de León, León, España.

Received: 19/07/2025; Accepted: 28/08/2025; Published: 02/03/2026.

#### KEYWORDS

Sleep quality

Diet

Sugar-sweetened  
beverages

#### ➤ ABSTRACT

**Introduction:** To describe the association between sugar-sweetened beverages (SSBs) consumption and sleep patterns (sleep quality, daytime sleepiness, and sleep difficulties) among adults in a resource constrained setting.

**Methods:** A secondary analysis of a population-based study, conducted in northern Peru, was performed. SSBs consumption was assessed using a semiquantitative food frequency questionnaire. Sleep quality was assessed with the Pittsburgh Sleep Quality Index; whereas daytime sleepiness was assessed using the Epworth scale, and self-reported sleep difficulties were also included. Associations were evaluated with multivariable Poisson regression analyses, reporting prevalence ratios (PR) and 95% confidence intervals (95%CI).

**Results:** Data from 1603 adults, mean age 48.2 (standard deviation [SD]: 10.6) years, and 50.3% females, were analysed. A total of 17.9% reported the consumption of soda at least once a week, whereas only 10.2% reported the consumption of sugar-added juice. The prevalence of poor sleep quality, sleep difficulties and daytime sleepiness was 19.4%, 38.6%, and 6.5%, respectively. The consumption of soda was found to be associated with poor sleep quality (PR = 1.33; 95%CI: 1.05 – 1.70) and daytime sleepiness (PR = 1.56; 95%CI: 1.02 – 2.37), whereas consumption of sugar-added juice was only associated with self-reported sleep difficulties (PR = 1.29; 95%CI: 1.08 – 1.55).

**Conclusions:** Soda consumption only but not sugar-added juice consumption was associated with a greater prevalence of poor sleep quality and daytime sleepiness. Sugar-added juice consumption was associated with self-reported sleep difficulties. There is a need to better understand the role of sugar-sweetened beverages on sleep patterns and health.

## PALABRAS CLAVE

Calidad del sueño  
Dieta  
Bebidas azucaradas

## RESUMEN

**Introducción:** Describir la asociación entre el consumo de bebidas azucaradas y los patrones de sueño (calidad del sueño, somnolencia diurna y dificultades del sueño) en adultos en un entorno limitado de recursos.

**Metodología:** Se realizó un análisis secundario de un estudio poblacional, realizado en el norte del Perú. El consumo de bebidas azucaradas se evaluó usando un cuestionario semicuantitativo de frecuencia de alimentos. La calidad del sueño se evaluó con el índice de calidad del sueño de Pittsburgh; mientras que la somnolencia diurna se evaluó utilizando la escala Epworth, incluyéndose dificultades de sueño autoreportadas. Las asociaciones se evaluaron con análisis de regresión de Poisson multivariable, informando razones de prevalencia (RP) e intervalos de confianza al 95% (IC 95%).

**Resultados:** Se analizaron datos de 1603 adultos, edad media 48.2 (desviación estándar [DE]: 10,6) años y 50,3% de mujeres. Un total de 17,9% informó el consumo de sodas al menos una vez a la semana, mientras que solo el 10,2% informó el consumo de jugo azucarado. La prevalencia de mala calidad del sueño, dificultades del sueño y somnolencia diurna fue del 19,4%, 38,6% y 6,5%, respectivamente. Se encontró que el consumo de soda estaba asociado con una calidad de sueño deficiente (RP= 1,33; IC 95%: 1,05–1,70) y somnolencia diurna (PR = 1,56; IC 95%: 1,02–2,37), mientras que el consumo de jugo azucarado se asoció sólo a dificultades de sueño (RP = 1,29; IC 95%: 1,08–1,55).

**Conclusión:** El consumo de sodas solo pero no el consumo de jugo azucarado se asoció con una mayor prevalencia de mala calidad del sueño y somnolencia diurna. El consumo de jugo azucarado se asoció con dificultades de sueño. Es necesario comprender mejor el papel de las bebidas azucaradas en los patrones de sueño y la salud.

## KEY MESSAGES

1. Greater soda consumption was associated with both higher prevalence of poor sleep quality and daytime sleepiness.
2. Sugar-added juice was associated only with greater prevalence of subjective symptoms (self-reported sleep difficulties).
3. 20% of participants reported consumption of soda at least once per week, whereas that estimate was 10% for sugar-added juice
4. Our study suggests the necessity of more complex studies to disentangle the relationship between sugar-sweetened beverages and sleep characteristics.

## CITATION

Ruiz-Alejos A, Bernabe-Ortiz A. Sugar-sweetened beverages and poor sleep quality in adults from resource-limited settings in Peru. Rev Esp Nutr Hum Diet. 2026; 30(1): e2544.  
doi: <https://doi.org/10.14306/renhyd.30.1.2544>

## INTRODUCTION

Sleep is a vital function of the human body in charge of restoring the depleted energy from daily activities. More than 30% of the adult population have reported poor sleep quality, mainly due to a short duration of sleep.<sup>1</sup> Poor sleep quality has been associated with poor quality of life and worse mental health, as well as with cardiometabolic diseases such as type 2 diabetes (T2D), hypertension (HT), and eventually, coronary heart disease and stroke; and overall cardiovascular-related mortality.<sup>2,3</sup>

Poor sleep quality has been related to human behaviors, including diet. The underlying mechanisms of this association shows that the relationship is bidirectional.<sup>4</sup> Previous studies have reported an association between short sleep duration and a higher intake of calories and body mass index (BMI);<sup>5</sup> thus, short sleep duration leads an increase of the frequency of unhealthy dietary habits (i.e., uncontrolled snacking and night cravings), and hormonal dysregulations that affect the appetite and the body composition.<sup>6,7</sup> On the other hand, diet affects the quality of the sleep directly by blocking the action of adenosine, a neurotransmitter that promotes relaxation and indirectly by disrupting the production and activity of hormones such as cortisol that might lead to insomnia.<sup>8</sup> However, studies assessing the effects of dietary choices on sleep quality are limited. Furthermore, most of the studies have addressed the effect of diet as a whole (i.e., Mediterranean diet) or measured a specific component (i.e., caffeine and melatonin), but studies on groups of foods or drinks with a potential greater impact on sleep quality are less common.<sup>4</sup>

Sugar-sweetened beverages (SSBs) consumption have been reported to be the main source of added sugars in diet<sup>9</sup> which could alter the sleep pattern.<sup>10</sup> Of note, SSBs consumption has been associated with sleep disturbances, irrespectively of their caffeine content.<sup>11,12</sup> However, most of the studies had focused on the impact of SSBs on the sleep duration instead of the sleep quality. Moreover, this association with SSBs has been explored in specific populations such as adolescents,<sup>13</sup> young adults, mainly students,<sup>14</sup> and pregnant women,<sup>15</sup> even though the sleep quality tends to deteriorate with age.

Despite the efforts to reduce the consumption of SSBs, it continues to be on the rise, particularly in low- and middle-income countries (LMICs).<sup>16</sup> A report in Peru, for example, found that more than 90% of children aged <24 months of age received homemade sugar-sweetened beverages.<sup>17</sup> Moreover, among adults, a survey reported that the mean consumption of ready-to-drink and homemade SSB was high, especially in men, and urban settings.<sup>18</sup> Consequently, this study aimed to explore the association between SSBs consumption and sleep quality, as well as other sleep indicators, among adults living in these settings. We hypothesize that those consuming greater amounts of SSBs would have poor sleep quality.

## METHODS

A secondary analysis of a population-based cross-sectional study conducted between 2016 and 2017 was performed.<sup>19</sup> Data was collected in a semi-urban setting in Tumbes, a region located in northern Peru. According to the 2017 national census, Tumbes had approximately 243,000 inhabitants in an area of 4670 km<sup>2</sup>.<sup>20</sup> In addition, nearly 19% of the population are considered to live under the poverty line, life expectancy is nearly 75 years, and approximately 6.5% of the population are 65 and older.<sup>21</sup> Since aging and low socioeconomic status are described as risk factors for sleep disturbances,<sup>22</sup> we considered data from this population relevant to the purpose of the study.

The study population was identified via random sampling, single-stage and stratified by sex using the 2014 census of the region. To prevent clustering of behavioral factors, only one participant per household was invited to participate in the study.<sup>19</sup>

The inclusion criteria for participation in the study were: adults aged 30 to 69 years, full-time resident of Tumbes (≥6 months living in the area), able to provide informed consent, and no physical disabilities preventing from anthropometric assessment. The exclusion criteria included: being unable to complete the questionnaires, signs of active infection such as active tuberculosis, bedridden, diagnosis of Alzheimer's disease or Parkinson, and pregnancy. For the present study, we also excluded those who did not answer the questions regarding sleep difficulties, daytime sleepiness, and sleep quality.

The SSBs consumption was both assessed separately (i.e., "soda consumption", main exposure, and "sugar-added juice consumption"). The consumption of each group of SSBs was measured using a standardised semiquantitative food frequency questionnaire asking, "During the last month, how frequently you consumed soda (local examples were included)".<sup>23</sup> A similar question was applied but using sugar-added juice, instead of soda. Responses for each of the questions were measured considering the following categories: never, 1-3 times per month, 1 time per week, 2 to 4 times per week, 5 to 6 times per week, 1 time per day, and more than 1 time per day. If the participant reported an intake of more than 1 time per day, the frequency per day was also collected. For analysis, we categorised the consumption of each group of SSBs as ≥1 per week vs. <1 per week.

The main outcome of the study was the sleep quality assessed by the validated Spanish version of Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI).<sup>24</sup> Briefly, the PSQI has a total of 21 questions (scored 0 to 21) that address the following seven components: sleep duration, sleep latency, habitual sleep efficiency, sleep disturbances, daytime dysfunction, use of sleeping medication, and subjective sleep quality. As previously established,<sup>24</sup> poor sleep quality was considered as an overall score >5 points.

On the other hand, daytime sleepiness and sleep difficulties were considered secondary outcomes. Daytime sleepiness was considered if a score higher than 10 was obtained using a validated Peruvian version of the Epworth questionnaire.<sup>25</sup> The self-report of "sleep difficulties" was assessed as a composite of two questions: "In the last month, have you had difficulties to fall asleep?" and "In the last month, how frequently did you wake up during the night?", and dichotomised in yes/no.

As potential confounding variables we considered the following: sex (male vs. female); age (categorised as <40, 40-49, 50-59, ≥60 years); education level, in years (primary [<7 years], secondary [7-11 years], and superior [12+ years]); wealth index, based on the assets of the household and split into terciles (low, middle and high); employment status, based on current work (yes/no); currently smoking, based on the use of at least one cigarette per day (yes/no); binge drinking, defined as the consumption of less than 6 bottles of beer or its equivalent in a regular day vs. ≥ 6 bottles of beer or its equivalent in a regular day (no/yes); physical activity according to the short version of the International Physical Activity Questionnaire (low vs moderate/high); overweight/obesity, using the body mass index evaluation ≥ 25 kg/m<sup>2</sup> (no/yes), and central obesity, defined as a waist circumference ≥90 cm for men and ≥80 cm for women, according to IDF guidelines.<sup>26</sup>

After written informed consent, well-trained staff administered the questionnaires face-to-face using tablets with the software Open Data Kit (ODK) installed. Height and weight were measured in duplicate, whereas waist circumference was evaluated in triplicate, using standardised techniques with a calibrated stadiometer, a bioimpedance weight scale (TBF – 300, TANITA Corporation, Tokyo, Japan) and a waist tape.

The software used for all the analysis of this study was STATA v16.0 for Windows (StataCorp, College Station, TX, USA). We calculated the mean and standard deviation (SD) for continuous variables and proportions for categorical variables. The prevalence of poor sleep quality was estimated as well as the prevalence of each exposure: soda consumption and sugar-added juice consumption. Differences across PSQI, daytime sleepiness and sleep difficulties categories were assessed using Chi-square test. Differences across continuous variables were assessed using Student t test. Then, crude and adjusted Poisson regression models with robust variance were used to quantify the association between each variable of interest and the PSQI. The adjusted model was fitted considering the following potential confounders: age, sex, education level, employment status, smoking, binge drinking, physical activity, and overweight/obesity. Prevalence ratios (PR) and corresponding 95% confidence intervals (95% CI) were calculated to appraise associations. The strengthening the reporting of observational studies in epidemiology (STROBE) guideline for cross-sectional studies was utilised to report our findings.

The protocol and informed consent of the original study was approved by the Ethical Committee from the Universidad Peruana Cayetano Heredia, in Peru (approval number: 63585) and The London School of Hygiene and Tropical Medicine, in the United Kingdom (approval number: 11783). A dataset without personal identifiers was used for analysis to maintain anonymity.

## RESULTS

The original study invited 2114 adults to participate; however, 486 declined, 16 were excluded and 3 did not complete the study procedures, resulting in a total of 1609 participants<sup>19</sup>, aged between 30 and 69 years old. After removing those without PSQI scores (n = 3), a total of 1606 participants were included for this analysis. In this sample, the mean age was 48.2 (SD 10.6) years, and females comprised the 50.3% of the participants.

A total of 287 (17.9%) reported consumption of soda at least once per week, whereas 164 (10.2%) reported consumption of sugar-added juice. Male participants, those who reported secondary or superior education, highest wealth index group, employed, currently smoking, binge drinking and moderate to high physical activity levels had a greater consumption of soda. On the other hand, only male participants, those employed, and those reporting moderate to high physical activity reported a significantly greater consumption of sugar-added juice (Table 1).

Overall, 312 (19.4%; 95%CI 17.5% – 21.4%) had poor sleep quality according to the PSQI questionnaire, and 620 (38.6%, 95%CI 36.2 – 41.0) reported sleep difficulties; but only 105 (6.5%, 95%CI 5.3% – 7.9%) had daytime sleepiness according to the Epworth scale.

Univariate analysis evidenced that females, aged older than 50 years, had only primary or no education, and currently unemployed were more likely to report a poor sleep quality, daytime sleepiness, and sleep difficulties. Those who reported binge drinking habit were also more likely to have poor sleep quality and sleep difficulties. Furthermore, those who were overweight or obese by BMI had poor sleep quality and daytime sleepiness but not sleep difficulties; however, central obesity was associated with the three sleep characteristics (Table 2).

The consumption of soda at least once per week was associated with a 33% greater prevalence of poor sleep quality (PR: 1.33, 95%CI 1.05 – 1.70) and 56% greater prevalence of daytime sleepiness (PR: 1.56, 95%CI 1.02 – 2.37), whereas no association was found with self-reported sleep difficulties. Those who reported a consumption of at least once a week of sugar-added juice had a 29% greater prevalence of self-reported sleep difficulties (PR: 1.29, 95%CI 1.08 – 1.55); however, no association between sugar-added juice and sleep quality nor daytime sleepiness was observed (Table 3).

**Table 1.** Characteristics of the study population according to sweetened beverage consumption

	Soda consumption			Sugar-added juice consumption		
	<1 per week n=1319	≥1 per week n=287	p-value	<1 per week n= 1442	≥1 per week n= 164	p-value
<b>Sex, n (%)</b>			<0.001			0.002
Male	628 (47.6)	170 (59.2)		698 (48.4)	100 (61.0)	
Female	691 (52.4)	117 (40.8)		744 (51.6)	64 (39.0)	
<b>Age, n (%)</b>			0.024			0.534
<40 years	349 (26.5)	90 (31.4)		387 (26.8)	52 (31.7)	
40-49 years	383 (29.0)	97 (33.8)		437 (30.3)	43 (26.2)	
50-59 years	352 (26.7)	56 (19.5)		366 (25.4)	42 (25.6)	
60+ years	235 (17.8)	44 (15.3)		252 (17.5)	27 (16.5)	
<b>Education, n (%)</b>			0.003			0.722
Primary	450 (34.1)	68 (23.7)		469 (32.5)	49 (29.9)	
Secondary	596 (45.2)	151 (52.6)		670 (46.5)	77 (47.0)	
Superior	273 (20.7)	68 (23.7)		303 (21.0)	38 (23.1)	
<b>Wealth index, n (%)</b>			<0.001			0.283
Lowest	465 (35.2)	73 (25.4)		487 (33.8)	51 (31.1)	
Middle	459 (34.8)	90 (31.4)		498 (35.5)	51 (31.1)	
Highest	395 (30.0)	124 (43.2)		457 (31.7)	62 (37.8)	
<b>Employment, n (%)</b>			0.021			0.005
No	442 (33.5)	76 (26.5)		481 (33.4)	37 (22.6)	
Yes	877 (66.5)	211 (73.5)		961 (66.6)	127 (77.4)	
<b>Smoking, n (%)</b>			<0.001			0.356
No	1257 (95.30)	257 (89.5)		1362 (94.5)	152 (92.7)	
Yes	62 (4.7)	30 (10.5)		80 (5.5)	12 (7.3)	
<b>Binge drinking, n (%)</b>			<0.001			0.310
No	885 (67.1)	152 (53.0)		937 (65.0)	100 (61.0)	
Yes	434 (32.9)	135 (47.0)		505 (35.0)	64 (39.0)	
<b>Physical activity, n (%)</b>			0.001			0.008
Moderate/high	798 (60.5)	205 (71.4)		885 (61.4)	118 (72.0)	
Low	521 (39.5)	82 (28.6)		557 (38.6)	46 (28.0)	
<b>Body mass index, n (%)</b>			0.380			0.390
<25 kg/m <sup>2</sup>	355 (26.9)	70 (24.4)		377 (26.1)	48 (29.3)	
25+ kg/m <sup>2</sup>	964 (73.1)	217 (75.6)		1065 (73.9)	116 (70.7)	
<b>Central obesity, n (%)</b>			0.238			0.064
Non obese	280 (21.2)	52 (18.1)		289 (20.0)	43 (26.2)	
Obese	1039 (78.8)	235 (81.9)		1153 (80)	121 (73.8)	

**Table 2.** Characteristics of the study population according to sleep characteristics

	Sleep quality			Daytime sleepiness			Sleep difficulties		
	Good N = 1294	Poor N = 312	p-value	No N = 1501	Yes N = 105	p-value	No N = 986	Yes N = 620	p-value
<b>Sex, n (%)</b>			<0.001			0.004			<0.001
Male	684 (52.9)	114 (36.5)		760 (50.6)	38 (36.2)		573 (58.1)	225 (36.3)	
Female	610 (47.1)	198 (63.5)		741 (49.4)	67 (63.8)		413 (51.9)	395 (63.7)	
<b>Age categoric, n (%)</b>			<0.001			0.015			0.006
<40 years	374 (28.9)	65 (20.8)		422 (28.1)	17 (16.2)		294 (29.8)	145 (23.4)	
40-49 years	395 (30.5)	85 (27.2)		450 (29.9)	30 (28.6)		300 (30.4)	180 (29.0)	
50-59 years	306 (23.7)	102 (32.7)		370 (24.7)	38 (36.2)		226 (22.9)	182 (29.4)	
60+ years	219 (16.9)	60 (19.2)		259 (17.3)	20 (19.0)		166 (16.8)	113 (18.2)	
<b>Education, n (%)</b>			<0.001			0.021			0.008
Primary	388 (30.0)	130 (41.7)		475 (31.7)	43 (41.0)		290 (29.4)	228 (36.8)	
Secondary	623 (48.2)	124 (39.7)		697 (46.4)	50 (47.6)		474 (48.1)	273 (44.0)	
Superior	283 (21.8)	58 (18.6)		329 (21.9)	12 (11.4)		222 (22.5)	119 (19.2)	
<b>Wealth index, n (%)</b>			0.686			0.761			0.239
Lowest	427 (33.0)	111 (35.6)		503 (33.5)	35 (33.3)		324 (32.9)	214 (34.5)	
Middle	446 (34.5)	103 (33.0)		516 (34.4)	33 (31.4)		328 (33.3)	221 (35.7)	
Highest	421 (32.5)	98 (31.4)		482 (32.1)	37 (35.2)		334 (33.8)	185 (29.8)	
<b>Employment, n (%)</b>			0.001			0.205			<0.001
No	392 (30.3)	126 (40.4)		490 (32.6)	28 (26.7)		261 (26.5)	257 (41.5)	
Yes	902 (69.7)	186 (59.6)		1011 (67.4)	77 (73.3)		725 (73.5)	363 (58.5)	
<b>Smoking (currently), n (%)</b>			0.396			0.389			0.097
No	1223 (94.5)	291 (93.3)		1417 (94.4)	97 (92.4)		922 (93.5)	592 (95.5)	
Yes	71 (5.5)	21 (6.7)		84 (5.6)	8 (7.6)		64 (6.5)	28 (4.5)	
<b>Binge drinking, n (%)</b>			<0.001			0.129			<0.001
< 6 beer bottles per day	804 (62.1)	233 (74.7)		962 (64.1)	75 (71.4)		580 (58.8)	457 (73.7)	
≥ 6 beer bottles per day	490 (37.9)	79 (25.3)		539 (35.9)	30 (28.6)		406 (41.2)	163 (26.3)	

	Sleep quality			Daytime sleepiness			Sleep difficulties		
	Good N = 1294	Poor N = 312	p-value	No N = 1501	Yes N = 105	p-value	No N = 986	Yes N = 620	p-value
<b>Physical activity, n (%)</b>			0.682			0.743			0.006
Moderate/high	805 (62.2)	198 (63.5)		939 (62.6)	64 (61.0)		642 (65.1)	361 (58.2)	
Low	489 (37.8)	114 (36.5)		562 (37.4)	41 (39.0)		344 (34.9)	259 (41.8)	
<b>Soda consumption, n (%)</b>			0.128			0.100			0.611
<1 per week	1072 (82.8)	247 (79.2)		1239 (82.5)	80 (76.2)		806 (81.7)	513 (82.7)	
1+ per week	222 (17.2)	65 (20.8)		262 (17.5)	25 (23.8)		180 (18.3)	107 (17.3)	
<b>Sugar-added juice consumption, n (%)</b>			0.389			0.448			0.101
<1 per week	1166 (90.1)	276 (88.5)		1350 (89.9)	92 (87.6)		895 (90.8)	547 (88.2)	
1+ per week	128 (9.9)	36 (11.5)		151 (10.1)	13 (12.4)		91 (9.2)	73 (11.8)	
<b>BMI categoric, n (%)</b>			0.026			0.014			0.556
<25 kg/m <sup>2</sup>	358 (27.7)	67 (21.5)		408 (27.2)	17 (16.2)		266 (27.0)	159 (25.7)	
25+ kg/m <sup>2</sup>	936 (72.3)	245 (78.5)		1093 (72.8)	88 (83.8)		720 (73.0)	461 (74.3)	
<b>Central obesity, n (%)</b>			0.010			0.008			0.003
Normal	284 (22.0)	48 (15.4)		321 (21.4)	11 (10.5)		227 (23.0)	105 (16.9)	
Obese	1010 (78.0)	264 (84.6)		1180 (78.6)	94 (89.5)		759 (77.0)	515 (83.1)	

**Table 3.** Crude and multivariable regression models of SSBs and sleep characteristics

	Crude model	Adjusted model*
	PR (95% CI)	PR (95% CI)
<b>Poor sleep quality (1+ per week vs &lt;1 per week)</b>		
Soda consumption	1.21 (0.95 – 1.54)	<b>1.33 (1.05 – 1.70)</b>
Sugar-added juice consumption	1.14 (0.84 – 1.56)	1.22 (0.90 – 1.65)
<b>Daytime sleepiness (1+ per week vs &lt;1 per week)</b>		
Soda consumption	1.44 (0.93 – 2.21)	<b>1.56 (1.02 – 2.37)</b>
Sugar-added juice consumption	1.24 (0.71 – 2.17)	1.33 (0.77 – 2.30)
<b>Sleep difficulties (1+ per week vs &lt;1 per week)</b>		
Soda consumption	0.96 (0.81 – 1.13)	1.07 (0.91 – 1.26)
Sugar-added juice consumption	1.17 (0.98 – 1.41)	<b>1.29 (1.08 – 1.55)</b>

\* Model adjusted for age, sex, education level, wealth index, employment status, smoking, binge drinking, physical activity, and BMI categorized.

## DISCUSSION

Our findings showed that greater soda consumption was associated with both higher prevalence of poor sleep quality and daytime sleepiness, whereas sugar-added juice was associated only with greater prevalence of self-reported sleep difficulties. In addition, almost 20% of participants reported consumption of soda at least once per week, whereas that estimate was 10% for sugar-added juice.

One plausible explanation is that soda, typically containing added sugars along with caffeine and carbonation, may impact multiple dimensions of sleep quality simultaneously, including sleep latency, continuity, and daytime dysfunction. In contrast, sugar-added juice, lacking caffeine and carbonation, might selectively affect certain components of sleep, such as latency or disturbances, without significantly altering the overall sleep experience. Previous research supports this differential impact: studies have shown that consumption of sugary and caffeinated beverages, particularly sodas, is consistently associated with longer sleep onset latency, more sleep disturbances, and poorer overall sleep quality.<sup>27-30</sup> Conversely, while 100% pure fruit juice consumption was not associated with sleep quality in a recent study among adolescents,<sup>27</sup> previous evidence has suggested a possible link between fruit juice intake and earlier bedtimes.<sup>31</sup>

The literature available regarding the association between SSBs and sleep quality often considers the different SSBs combined as one exposure and PSQI as the main outcome. There are limited studies addressing the effect of the intake of soda and sugar-added juice separately nor studies that separate SSBs according to their caffeine content. According to a relatively recent systematic review,<sup>32</sup> several studies found a significant association between the consumption of SSBs, including energy drinks and soda, and poor sleep quality. However, most of the studies included in the review were conducted in children and adolescents. There are few epidemiological studies addressing this issue among older populations. For instance, in a population-based study among middle-age female Japanese workers, Katagiri et al<sup>33</sup> found that those who reported consumption of SSBs of at least once a week were 1.2 times more likely to have poor sleep quality. Among university students, Boozari et al<sup>12</sup> and Matsunaga et al<sup>14</sup> found a positive correlation between SSBs consumption and the PSQI score, meaning that those with higher SSBs consumption were more likely to have poor sleep quality. Moreover, Boozari et al found consistent results in non-obese subcategories, suggesting that obesity (defined by BMI) does not necessarily intervene in this association<sup>12</sup>. In other study, pregnant women who reported a consumption of 0.4 servings of SSBs per day, the risk of poor sleep was higher (aOR 2.1, 95%CI 1.2 – 3.6).<sup>15</sup> These studies attribute their findings to the sugar and caffeine content of the SSBs, which might interfere with the physiologic circadian rhythm causing sleep disturbances.<sup>10,34</sup> However, their conclusions should be taken cautiously due to their cross-sectional nature.

On the other hand, Oliveira and Marques-Vidal<sup>35</sup> found no significant association between a wide range of dietary markers, including sugar consumption, and overall sleep quality in a large middle-aged population. These discrepancies could be due to differences in study populations, beverage classifications (e.g., soda versus fruit juice), or unmeasured confounding factors such as caffeine content, carbonation, or timing of consumption relative to sleep onset. It is also possible that the psychophysiological effects of soda (such as stimulation from caffeine) contribute more strongly to multidimensional sleep disruption compared to sugar alone. Taken together, our results align with the broader literature indicating that not all sugary beverages exert the same effects on sleep and highlight the need for future studies examining specific beverage types, their compositions, and timing of consumption in relation to sleep outcomes.

The consumption of SSBs in LMICs, especially in Latin America and the Caribbean, has shown a steady increase within the past years.<sup>16</sup> Even though the proportion of participants who consumed any SSBs was low compared to other studies,<sup>36</sup> we found an association of between soda consumption and poor sleep quality and daytime sleepiness, as well as an association between sugar-added juice and self-reported sleep difficulties. We consider that the fast nutritional transition undergoing in resource-constrained settings, such as Tumbes and other cities from LMICs, leads to suboptimal food choices including SSBs that contribute to the early development of risk factors for many negative health outcomes. Furthermore, our study highlights a potential mechanism of how SSBs lead to poor cardiometabolic health by directly affecting the quality of sleep and without necessarily through an obesity mediated pathway. Health promotion interventions should focus on reducing the consumption of SSBs to improve sleep disturbances and further contribute to preventing cardiometabolic conditions such as hypertension, diabetes, and stroke.

Building on these findings, broader public health strategies should consider the emerging evidence linking dietary factors such as SSB consumption not only to metabolic outcomes but also to sleep quality. Recent initiatives, such as the “Quick Buys” proposed by Galea et al,<sup>37</sup> emphasise cost-effective interventions for non-communicable disease prevention, including measures aimed at reducing free sugar intake through food reformulation, front-of-pack labelling, and public education campaigns. Although direct taxation of sugar-sweetened beverages was not classified as a quick buy due to limited short-term evidence on obesity outcomes, integrating the impact of SSBs on sleep health into existing frameworks could provide additional justification for more aggressive policy actions. Strengthening current dietary guidelines and public health programs by incorporating sleep quality outcomes may enhance efforts to prevent cardiometabolic conditions, especially in low-resource settings undergoing rapid nutritional transitions.

The present study has strengths compared to previous studies that addressed the association between diet and sleep quality. First, it is a population-based study that considers adults and does

not focus on specific groups such as students or workers which could give a better picture of the effect of SSBs consumption on sleep in the general population. Among the limitations of our study, first, since our study is cross-sectional, there is a possibility of reverse causality. Thus, poor sleep quality could lead to a higher consumption of SSBs, which has been proposed previously.<sup>38</sup> Second, this study includes the reliance on self-reported measures, which may introduce recall bias and subjective interpretation of sleep quality. Future research could employ objective measures of sleep, such as actigraphy or polysomnography, to further validate the findings. Third, as a secondary analysis, the sample size was not calculated to address our research question which could result in underpowered regression estimates. However, we found evidence of a significant association between SSBs and different indicators of sleep quality despite a possible lack of power. Finally, there is a potential risk of residual confounding since we did adjust by relevant confounders such as area of residence (rural vs urban), due to lack of data.

## CONCLUSIONS

According to our hypothesis, soda consumption but not sugar-added juice or overall consumption of SSBs was associated with a higher prevalence of poor sleep quality and daytime sleepiness. Given the relatively high prevalence of poor sleep quality as well as an increasing consumption of SSBs among adults living in LMICs, it is relevant to conduct prospective, perhaps intervention studies that disentangle the relationship between SSBs and sleep characteristics.

## AUTHORS' CONTRIBUTIONS

AR-A and AB-O designed the study. AR-A interpreted results and wrote the first version of the manuscript. AB-O conducted statistical analysis and contributed intellectual content to the manuscript. All the authors approved the final version submitted for publication.

## FUNDING

This research did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial, or non-for-profit sectors.

## CONFLICTS OF INTEREST

The authors state that there are no conflicts of interest when writing the manuscript.

## DATA AVAILABILITY

Data will be available under reasonable request. However, part of the information is available at Figshare at: <https://doi.org/10.6084/m9.figshare.26493139.v1>

## REFERENCES

- (1) Sleep and sleep disorders. 2022 2022. <https://www.cdc.gov/sleep/data-and-statistics/adults.html#2023>
- (2) Lee S, Kim JH, Chung JH. The association between sleep quality and quality of life: a population-based study. *Sleep Med* 2021; 84: 121-6. <https://doi.org/10.1016/j.sleep.2021.05.022>
- (3) Kudrnáčová M, Kudrnáč A. Better sleep, better life? testing the role of sleep on quality of life. *PLoS One* 2023; 18(3): e0282085. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0282085>
- (4) Zuraikat FM, Wood RA, Barragán R, St-Onge MP. Sleep and Diet: Mounting Evidence of a Cyclical Relationship. *Annu Rev Nutr* 2021; 41: 309-32. <https://doi.org/10.1146/annurev-nutr-120420-021719>
- (5) Cordova FV, Barja S, Brockmann PE. Consequences of short sleep duration on the dietary intake in children: A systematic review and meta-analysis. *Sleep Med Rev* 2018; 42: 68-84. <https://doi.org/10.1016/j.smrv.2018.05.006>
- (6) Longo VD, Panda S. Fasting, Circadian Rhythms, and Time-Restricted Feeding in Healthy Lifespan. *Cell Metab* 2016; 23(6): 1048-59. <https://doi.org/10.1016/j.cmet.2016.06.001>
- (7) Pistollato F, Sumalla Cano S, Elio I, Masias Vergara M, Giampieri F, Battino M. Associations between Sleep, Cortisol Regulation, and Diet: Possible Implications for the Risk of Alzheimer Disease. *Adv Nutr* 2016; 7(4): 679-89. <https://doi.org/10.3945/an.115.011775>
- (8) Reichert CF, Deboer T, Landolt HP. Adenosine, caffeine, and sleep-wake regulation: state of the science and perspectives. *J Sleep Res* 2022; 31(4): e13597. <https://doi.org/10.1111/jsr.13597>
- (9) Sánchez-Pimienta TG, Batis C, Lutter CK, Rivera JA. Sugar-Sweetened Beverages Are the Main Sources of Added Sugar Intake in the Mexican Population. *J Nutr* 2016; 146(9): 1888s-96s. <https://doi.org/10.3945/jn.115.220301>
- (10) Gangwisch JE, Hale L, St-Onge MP, et al. High glycemic index and glycemic load diets as risk factors for insomnia: analyses from the Women's Health Initiative. *Am J Clin Nutr* 2020; 111(2): 429-39. <https://doi.org/10.1093/ajcn/nqz275>
- (11) Shih YH, Wu HC, Pan WH, Chang HY. The Association Between Frequent Sugar-Sweetened Beverage Intake and Sleep Duration in School Children: A Cross-Sectional Study. *Front Nutr* 2022; 9: 847704. <https://doi.org/10.3389/fnut.2022.847704>
- (12) Boozari B, Saneei P, Safavi SM. Association between sleep duration and sleep quality with sugar and sugar-sweetened beverages intake among university students. *Sleep Breath* 2021; 25(2): 649-5. <https://doi.org/10.1007/s11325-020-02155-5>
- (13) Min C, Kim HJ, Park IS, et al. The association between sleep duration, sleep quality, and food consumption in adolescents: A cross-sectional study using the Korea Youth Risk Behavior Web-based Survey. *BMJ Open* 2018; 8(7): e022848. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2018-022848>
- (14) Matsunaga T, Nishikawa K, Adachi T, Yasuda K. Associations between dietary consumption and sleep quality in young Japanese males. *Sleep Breath* 2021; 25(1): 199-206. <https://doi.org/10.1007/s11325-020-02077-2>
- (15) Wang ML, Libby BA, Moore Simas TA, Waring ME. Sugar-Sweetened Beverage Consumption and Sleep Duration and Quality Among Pregnant Women. *J Nutr Educ Behav* 2021; 53(9): 793-7. <https://doi.org/10.1016/j.jneb.2021.02.010>
- (16) Singh GM, Micha R, Khatibzadeh S, et al. Global, Regional, and National Consumption of Sugar-Sweetened Beverages, Fruit

- Juices, and Milk: A Systematic Assessment of Beverage Intake in 187 Countries. *PLOS ONE* 2015; 10(8): e0124845. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0124845>
- (17) Robert RC, Penny ME, Barbagelatta G, Gainer SA. Feeding Homemade Sugar Sweetened Beverages in Addition to Breastfeeding: Survey Results from Caregivers of Infants and Young Children in Peri-Urban Lima, Peru. *Maternal and child health journal* 2023; 27(12): 2105-12. <https://doi.org/10.1007/s10995-023-03668-7>
- (18) Guzman-Vilca WC, Yovera-Juarez EA, Tarazona-Meza C, García-Larsen V, Carrillo-Larco RM. Sugar-Sweetened Beverage Consumption in Adults: Evidence from a National Health Survey in Peru. *Nutrients* 2022; 14(3). <https://doi.org/10.3390/nu14030582>
- (19) Bernabe-Ortiz A, Perel P, Miranda JJ, Smeeth L. Diagnostic accuracy of the Finnish Diabetes Risk Score (FINDRISC) for undiagnosed T2DM in Peruvian population. *Prim Care Diabetes* 2018; 12(6): 517-25. <https://doi.org/10.1016/j.pcd.2018.07.015>
- (20) INEI. Instituto Nacional de Estadística e Informática. Lima, 2017.
- (21) Ministerio de Salud. Centro Nacional de Epidemiología, Prevención y Control de Enfermedades, 2016.
- (22) Etindele Sosso FA, Holmes SD, Weinstein AA. Influence of socioeconomic status on objective sleep measurement: A systematic review and meta-analysis of actigraphy studies. *Sleep Health* 2021; 7(4): 417-28. <https://doi.org/10.1016/j.sleh.2021.05.005>
- (23) Alviso-Orellana C, Estrada-Tejada D, Carrillo-Larco RM, Bernabé-Ortiz A. Sweetened beverages, snacks and overweight: findings from the Young Lives cohort study in Peru. *Public Health Nutr* 2018; 21(9): 1627-33. <https://doi.org/10.1017/S1368980018000320>
- (24) Buysse DJ, Reynolds CF, 3rd, Monk TH, Berman SR, Kupfer DJ. The Pittsburgh Sleep Quality Index: a new instrument for psychiatric practice and research. *Psychiatry Res* 1989; 28(2): 193-213. [https://doi.org/10.1016/0165-1781\(89\)90047-4](https://doi.org/10.1016/0165-1781(89)90047-4)
- (25) Rosales-Mayor E, Rey de Castro J, Huayanay L, Zagaceta K. Validation and modification of the Epworth Sleepiness Scale in Peruvian population. *Sleep Breath* 2012; 16(1): 59-69. <https://doi.org/10.1007/s11325-011-0485-1>
- (26) Alberti KG, Eckel RH, Grundy SM, et al. Harmonizing the metabolic syndrome: a joint interim statement of the International Diabetes Federation Task Force on Epidemiology and Prevention; National Heart, Lung, and Blood Institute; American Heart Association; World Heart Federation; International Atherosclerosis Society; and International Association for the Study of Obesity. *Circulation* 2009; 120(16): 1640-5. <https://doi.org/10.1161/CIRCULATIONAHA.109.192644>
- (27) Vézina-Im LA, Beaulieu D, Turcotte S, et al. Association between Beverage Consumption and Sleep Quality in Adolescents. *Nutrients* 2024; 16(2). <https://doi.org/10.3390/nu16020285>
- (28) Franckle RL, Falbe J, Gortmaker S, et al. Insufficient sleep among elementary and middle school students is linked with elevated soda consumption and other unhealthy dietary behaviors. *Prev Med* 2015; 74: 36-41. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2015.02.007>
- (29) Alahmary SA, Alduhaylib SA, Alkawii HA, et al. Relationship Between Added Sugar Intake and Sleep Quality Among University Students: A Cross-sectional Study. *Am J Lifestyle Med* 2022; 16(1): 122-9. <https://doi.org/10.1177/1559827619870476>
- (30) St-Onge MP, Mikic A, Pietrolungo CE. Effects of Diet on Sleep Quality. *Adv Nutr* 2016; 7(5): 938-49. <https://doi.org/10.3945/an.116.012336>
- (31) Jansen EC, Corcoran K, Perng W, et al. Relationships of beverage consumption and actigraphy-assessed sleep parameters among urban-dwelling youth from Mexico. *Public Health Nutr* 2022; 25(7): 1844-53. <https://doi.org/10.1017/S136898002100313X>
- (32) Godos J, Grosso G, Castellano S, Galvano F, Caraci F, Ferri R. Association between diet and sleep quality: A systematic review. *Sleep Med Rev* 2021; 57: 101430. <https://doi.org/10.1016/j.smrv.2021.101430>
- (33) Katagiri R, Asakura K, Kobayashi S, Suga H, Sasaki S. Low intake of vegetables, high intake of confectionary, and unhealthy eating habits are associated with poor sleep quality among middle-aged female Japanese workers. *J Occup Health* 2014; 56(5): 359-68. <https://doi.org/10.1539/joh.14-0051-0a>
- (34) Clark I, Landolt HP. Coffee, caffeine, and sleep: A systematic review of epidemiological studies and randomized controlled trials. *Sleep Med Rev* 2017; 31: 70-8. <https://doi.org/10.1016/j.smrv.2016.01.006>
- (35) Oliveira JL, Marques-Vidal P. Sweet dreams are not made of this: no association between diet and sleep quality. *J Clin Sleep Med* 2023; 19(12): 2005-14. <https://doi.org/10.5664/jcsm.10738>
- (36) Herran OF, Patiño GA, Gamboa EM. Consumption of sweetened-beverages and poverty in Colombia: when access is not an advantage. *BMC Public Health* 2018; 18(1): 136. <https://doi.org/10.1186/s12889-018-5037-1>
- (37) Galea G, Ekberg A, Ciobanu A, et al. Quick buys for prevention and control of noncommunicable diseases. *Lancet Reg Health Eur*. 2025;52:101281. <https://doi.org/10.1016/j.lanep.2025.101281>
- (38) Ogilvie RP, Lutsey PL, Widome R, Laska MN, Larson N, Neumark-Sztainer D. Sleep indices and eating behaviours in young adults: findings from Project EAT. *Public Health Nutr* 2018; 21(4): 689-701. <https://doi.org/10.1017/S1368980017003536>

# Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

## Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics


[www.renhyd.org](http://www.renhyd.org)

### ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

## Restricción del crecimiento extrauterino y su asociación con el neurodesarrollo en recién nacidos muy prematuros: Una revisión sistemática con metaanálisis

➤ **Extrauterine Growth Restriction and its Association with Neurodevelopment in Very Premature Newborns: A Systematic Review with Meta-Analysis**

Miguel Ángel Hernández Real<sup>a,b,\*</sup>, Carmen Sánchez Pérez<sup>b,c</sup>, María Esther Irigoyen Camacho<sup>b</sup>, Flora Zárate Mondragón<sup>d</sup> y Alicia Correa Ramírez<sup>c</sup>

**a** Doctorado en Ciencias Biológicas y de la Salud, Universidad Autónoma Metropolitana, Ciudad de México, México.

**b** Departamento de Atención a la Salud, Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Xochimilco, Ciudad de México, México.

**c** Centro de Investigación del Neurodesarrollo, Instituto Nacional de Pediatría, Ciudad de México, México.

**d** Departamento de Gastroenterología y Nutrición Pediátrica, Instituto Nacional de Pediatría, Ciudad de México, México.

\*2203800357@alumnos.xoc.uam.mx

Editor Asignado: Malak Kouiti, Univeridad Hassan Primero de Settat, Settat, Marruecos.

Recibido: 24/07/2025; Aceptado: 10/02/2026; Publicado: 03/03/2026

#### PALABRAS CLAVE

Nacimiento prematuro

Crecimiento

Trastornos del neurodesarrollo

Antropometría

#### RESUMEN

**Introducción:** El parto prematuro constituye una condición de alto riesgo para alteraciones del neurodesarrollo. La restricción del crecimiento extrauterino (RCEU) ha sido propuesta como predictor temprano de estos desenlaces; sin embargo, los resultados son variables en función de los estándares y definiciones empleadas. El objetivo de este estudio fue evaluar la asociación entre la RCEU en peso y perímetro cefálico (PC) y el neurodesarrollo entre los 18 y 24 meses de edad corregida en recién nacidos muy prematuros.

**Metodología:** Se realizó una revisión sistemática y un metaanálisis de estudios publicados desde enero de 2016 hasta enero 2026 en MEDLINE/PubMed, Web of Science, Scopus, ScienceDirect y Springer Nature. Se incluyeron estudios en recién nacidos <32 semanas de edad gestacional que evaluaron la asociación entre la RCEU en peso y PC (disminución  $\geq 1 \pm 0,2$  puntuación z de acuerdo con INTERGROWTH-21st) y el neurodesarrollo mediante la escala Baley II/III o Griffith. El metaanálisis se realizó utilizando modelos de efectos aleatorios de DerSimonian-Laird. El riesgo de sesgo se evaluó mediante la herramienta ROBINS-E.

**Resultados:** Ocho estudios se incluyeron en la síntesis cualitativa y seis en el metaanálisis, con un total de 6286 lactantes evaluados mediante peso y 3747 mediante PC. La RCEU en peso se asoció con mayores probabilidades de alteraciones del neurodesarrollo (OR = 1,7; IC 95%: 1,1–2,7), mientras que la RCEU en PC mostró una asociación similar (OR = 1,8; IC 95%: 1,0–3,3).

**Conclusión:** La RCEU según estándares INTERGROWTH-21st en peso y PC se asocia con mayor riesgo de alteraciones del neurodesarrollo en lactantes muy prematuros, aunque el número limitado de estudios restringe la generalización de los resultados.

**Financiación:** Programa de Becas Nacionales para Estudios de Posgrado de la Secretaría de Ciencia, Humanidades, Tecnología e Innovación (SECIHTI), número de registro 4042646.

## KEYWORDS

Premature Birth  
Growth  
Neurodevelopmental Disorders  
Anthropometry

## ABSTRACT

**Introduction:** Preterm birth is a high-risk condition for adverse neurodevelopmental outcomes. Extrauterine growth restriction (EUGR) has been proposed as a potential predictor of these outcomes; however, the available evidence shows variable results depending on the anthropometric standards and definitions applied. The aim of this study was to evaluate the association between EUGR in weight and head circumference (HC) and neurodevelopmental impairment between 18 and 24 months of corrected age in very preterm infants.

**Methods:** A systematic review and meta-analysis of studies published from January 2016 to January 2026 was conducted using MEDLINE/PubMed, Web of Science, Scopus, ScienceDirect, and Springer Nature. Studies including very preterm infants (<32 weeks of gestational age) that evaluated the association between extrauterine growth restriction (EUGR) in weight and head circumference (decrease  $\geq 1 \pm 0.2$  z-score according to INTERGROWTH-21st standards) and neurodevelopment using the Bayley II/III or Griffith scales were included. The meta-analysis was performed using DerSimonian–Laird random-effects models. Risk of bias was assessed using the ROBINS-E tool.

**Results:** Eight studies were included in the narrative synthesis and six in the meta-analysis, comprising a total of 6,286 infants assessed for weight and 3,747 for HC. EUGR defined by weight was associated with higher odds of neurodevelopmental impairment (OR = 1.7; 95% CI: 1.1–2.7), while EUGR defined by HC showed a comparable association (OR = 1.8; 95% CI: 1.0–3.3).

**Conclusions:** EUGR defined using INTERGROWTH-21st weight- and HC-for-age standards was associated with an increased risk of neurodevelopmental impairment between 18 and 24 months of corrected age. However, the limited number of available studies restricts the generalizability of these findings.

**Funding:** National Postgraduate Scholarship Program of the Secretariat of Science, Humanities, Technology and Innovation (SECIHTI), grant number 4042646.

## MENSAJES CLAVE

1. El periodo postnatal constituye una etapa sensible del crecimiento físico, en la que la monitorización sistemática del crecimiento puede favorecer la identificación temprana y la intervención oportuna ante alteraciones en la salud infantil.
2. Una disminución  $\geq 1$  puntuación z en las trayectorias de peso y perímetro cefálico se asocia con un incremento en la probabilidad de presentar desenlaces adversos del neurodesarrollo en lactantes muy prematuros.
3. Es necesario continuar con esta línea de investigación para fortalecer la validez externa de los hallazgos y profundizar en la utilidad clínica del monitoreo del crecimiento postnatal como herramienta predictiva de alteraciones del neurodesarrollo.

## CITA

Hernández Real MA, Sánchez Pérez C, Irigoyen Camacho ME, Zárate Mondragón F, Correa Ramírez A. Restricción del crecimiento extrauterino y su asociación con el neurodesarrollo en recién nacidos muy prematuros: Una revisión sistemática con metaanálisis. *Rev Esp Nutr Hum Diet.* 2026; 30(1): e2551.  
doi: <https://doi.org/10.14306/renhyd.30.1.2551>

## INTRODUCCIÓN

El parto prematuro, definido como un nacimiento antes de las 37 semanas de gestación (SDG), constituye una de las principales causas de morbilidad en menores de cinco años<sup>1</sup>. A nivel mundial uno de cada diez nacimientos es prematuro y cerca del 15% ocurre antes de las 32 SDG<sup>2</sup>, con marcadas desigualdades en la supervivencia y discapacidad asociadas a factores étnicos, socioeconómicos y de acceso a una atención materno-infantil de calidad<sup>3</sup>.

La inmadurez multisistémica del prematuro, sumada a los perturbadores socioambientales a los que se encuentra expuesto durante el periodo prenatal y postnatal temprano, incrementa sustancialmente el riesgo de retrasos en el neurodesarrollo que, sin un diagnóstico e intervención oportunos, pueden consolidarse y generar secuelas funcionales persistentes<sup>4</sup>.

Estos efectos se han asociado a mecanismos fisiopatológicos interrelacionados aún en estudio, entre los que destacan la interrupción temprana del flujo placentario y las dificultades para el establecimiento de una alimentación enteral óptima, lo que limita la disponibilidad de energía y nutrientes esenciales para procesos como la sinaptogénesis, mielinización y síntesis de neurotransmisores durante periodos críticos del desarrollo cerebral<sup>5,6</sup>.

Asimismo, la activación crónica de los sistemas proinflamatorios, derivada de la inmadurez inmunológica del prematuro, patologías asociadas, y la exposición a factores estresantes del entorno materno-gestacional y neonatal, puede alterar la homeostasis cerebral al promover neuroinflamación, disfunción glial y alteraciones en la maduración de la sustancia blanca<sup>7,8</sup>. Todos estos factores refuerzan la necesidad de identificar indicadores clínicos tempranos con valor pronóstico aplicables en todos los niveles de atención, incluidos entornos con recursos limitados.

La vigilancia del crecimiento es un componente central del cuidado neonatal, pues permite valorar el estado nutricional del lactante y ha mostrado utilidad en la detección de alteraciones del neurodesarrollo<sup>9</sup>. Además, debido a que requiere equipos portátiles y de bajo costo, su aplicación es viable en diversos contextos clínicos y sociales<sup>10</sup>.

La restricción del crecimiento extrauterino (RCEU) ha sido un término ampliamente utilizado en pediatría para describir la incapacidad del prematuro para mantener un crecimiento acorde a lo esperado para su sexo y edad posmenstrual (EPM) según los estándares nacionales o internacionales empleados<sup>11</sup>.

La evidencia disponible indica que estados subóptimos de crecimiento se relacionan con un mayor riesgo de alteraciones del neurodesarrollo en la infancia temprana, incluyendo déficit cognitivo, retrasos en el lenguaje y dificultades en la motricidad fina y gruesa<sup>12,13</sup>. No obstante, la prevalencia de RCEU y la magnitud de los efectos sobre el neurodesarrollo varía entre estudios, principalmente debido a las diferencias metodológicas entre las curvas de crecimiento y los criterios empleados para su diagnóstico<sup>14-16</sup>.

Estas divergencias subrayan la necesidad de sistematizar la evidencia mediante estudios que utilicen definiciones homogéneas,

basadas en estándares universales y criterios longitudinales, que permitan una evaluación más precisa y comparable de la RCEU y su relación con el neurodesarrollo.

Por lo anterior, la presente revisión tuvo por objetivo analizar la evidencia disponible sobre la asociación entre la restricción longitudinal del crecimiento extrauterino en peso y perímetro cefálico, evaluada mediante los estándares INTERGROWTH-21st y las alteraciones del neurodesarrollo entre los 18 y 24 meses de edad corregida en lactantes prematuros  $\leq 32$  SDG.

## METODOLOGÍA

Se llevó a cabo una revisión sistemática acorde a las directrices de la declaración Preferred Reporting Items for Systematic reviews and Meta-Analyses (PRISMA)<sup>17</sup>. El protocolo de la presente revisión sistemática se encuentra disponible en Open Science Framework (OSF): <https://osf.io/j2exd/>

### Fuentes de información y estrategia de búsqueda

Se realizó una búsqueda de la literatura publicada desde enero de 2016 hasta el 07 de enero de 2026 en las bases de datos electrónicas Medline (accedida a través de PubMed), Web of Science (WoS) y Scopus, así como en las plataformas editoriales ScienceDirect (Elsevier) y SpringerLink (Springer Nature).

La estrategia de búsqueda se definió a partir de los Descriptores en Ciencias de la Salud (DeCS/MeSH) y de términos frecuentemente empleados en los títulos y palabras clave de artículos que se ajustaban al marco conceptual de la revisión. Los términos se agruparon en tres dominios conceptuales: Crecimiento (growth OR weight OR head circumference OR cephalic perimeter OR failure to thrive); Neurodesarrollo (neurodevelopmental OR neurodevelopment OR cognitive development); y Estándares de referencia de crecimiento (INTERGROWTH OR "INTERGROWTH-21st").

Los términos dentro de cada dominio fueron integrados mediante los operadores booleanos OR y AND. La estrategia de búsqueda fue adaptada específicamente a la sintaxis de cada base de datos y plataforma editorial. Los algoritmos de búsqueda adaptados se presentan en la [Tabla S1](#) del material suplementario.

### Criterios de elegibilidad

Los criterios de elegibilidad se definieron conforme al marco PECO (Population, Exposure, Comparison, Outcome), aplicado para estudios que evalúan la asociación entre una exposición y los resultados en salud. Se incluyeron estudios realizados en recién nacidos muy prematuros, definidos como aquellos con edad gestacional  $\leq 32$  semanas.

Como variable de exposición, se consideraron exclusivamente estudios que utilizaron los estándares INTERGROWTH-21st, dada su solidez metodológica para la evaluación del crecimiento extrauterino.

El uso de estos estándares reduce la variabilidad derivada a la utilización de otras referencias y evita la sobreestimación de la prevalencia de la RCEU asociada a curvas que no contemplan factores como la pérdida de peso fisiológica postnatal<sup>11,18</sup>.

Asimismo, solo se incluyeron estudios que emplearon una definición categórica y longitudinal de RCEU, establecida como una disminución  $\geq 1$  ( $\pm 0,2$ ) puntuaciones z entre el nacimiento y el alta hospitalaria o una edad cercana a término (36–40 semanas de edad postmenstrual). Este punto de corte es consistente con la literatura pediátrica, donde variaciones de esta magnitud se han asociado con mayor mortalidad y con complicaciones a corto, mediano y largo plazo en lactantes prematuros<sup>16,18,19</sup>.

En relación con el desenlace, se incluyeron estudios que evaluaron el neurodesarrollo entre los 18 y 24 meses de edad corregida, mediante las escalas estandarizadas de Bayley II ( $< 70$  puntos), Bayley III ( $< 85$  puntos) o Griffith ( $< 85$  puntos). Estos puntos de corte corresponden a valores  $< -2$  desviaciones estándar en Bayley II y  $< -1$  desviación estándar en Bayley III y Griffith, los cuales han demostrado utilidad y concordancia para la identificación de retrasos del neurodesarrollo en lactantes prematuros<sup>20–22</sup>.

En cuanto al diseño de los estudios, se consideraron investigaciones observacionales de cohorte prospectivo o histórico, de casos y controles con componente longitudinal, así como estudios experimentales que permitieran la extracción de resultados categóricos de crecimiento y neurodesarrollo.

### Selección de fuentes de evidencia

El proceso de cribado y selección de los estudios se realizó con apoyo del software Rayyan (Rayyan Systems Inc., Catar) <sup>23</sup>. Todos los registros identificados mediante la búsqueda fueron importados a la plataforma, donde se organizaron y detectaron duplicados.

Con el propósito de evaluar la viabilidad de la revisión, identificar la heterogeneidad conceptual presente en la literatura, afinar los criterios de elegibilidad y refinar los términos de búsqueda mediante la identificación de palabras clave recurrentes en títulos y resúmenes, un revisor llevó a cabo una exploración preliminar de la literatura. Posteriormente, dos autores realizaron de forma independiente búsquedas completas en todas las bases de datos y plataformas editoriales incluidas en la revisión.

Los estudios considerados pertinentes pasaron a una revisión de texto completo, la cual se realizó de manera independiente por los mismos revisores, aplicando los criterios de elegibilidad previamente definidos. Las discrepancias se resolvieron mediante consenso y cuando fue necesario, mediante la participación de un tercer revisor.

### Extracción de datos y evaluación del riesgo de sesgo

La extracción de los datos se realizó de forma independiente por dos autores, a través de un formato de registro estandarizado

que contempló: datos de identificación del estudio (autor, año de publicación, país); diseño y metodología (tipo de estudio, duración, tamaño de muestra, edad gestacional) y resultados principales (medidas de efecto relativo), en caso de desacuerdo se llegó a un consenso mediante una reevaluación conjunta.

El riesgo de sesgo de los estudios seleccionados fue evaluado por duplicado mediante la herramienta, *Risk Of Bias In Non-randomized Studies—of Exposures* (ROBINS-E)<sup>24</sup>. La evaluación incluyó siete dominios: D1) factores de confusión; D2) medición de la exposición; D3) selección de participantes; D4) intervenciones posteriores; D5) datos faltantes; D6) medición del resultado y D7) selección del resultado informado. Las discrepancias entre los evaluadores se resolvieron mediante consenso, con la participación de un tercer evaluador.

La clasificación global del riesgo siguió las guías de ROBINS-E:

Bajo: Existe posibilidad de confusión no controlada propia de estudios observacionales (D1), pero no hay preocupación relevante en los demás dominios. Moderado: Hay preocupación en algún dominio, sin que ninguno muestre riesgo alto. Alto: Al menos un dominio presenta riesgo alto, o algunas preocupaciones en varios dominios elevan el riesgo global. Muy alto: El estudio presenta al menos un dominio con muy alto riesgo de sesgo o varios dominios tienen un riesgo alto, dando lugar a una valoración global de riesgo muy alto.

### Análisis de datos

El análisis de datos se realizó utilizando el paquete estadístico Stata, versión 15.0 (StataCorp, College Station, TX, EE. UU.). La asociación entre la restricción del crecimiento extrauterino (RCEU) y los desenlaces de neurodesarrollo se expresó mediante odds ratios (OR) estimados a partir de los datos reportados previamente en los estudios incluidos. La síntesis cuantitativa se llevó a cabo mediante modelos de efectos aleatorios con varianza inversa, de acuerdo con el método de DerSimonian-Laird e intervalos de confianza del 95 % ajustados mediante el método de Hartung–Knapp–Sidik–Jonkman (HKSJ).

Asimismo, se realizaron análisis por subgrupos según el riesgo de sesgo global, la edad gestacional promedio de la población incluida y el punto de corte utilizado para la definición de RCEU, con el objetivo de explorar posibles fuentes de heterogeneidad entre los estudios. La heterogeneidad se evaluó mediante el estadístico  $I^2$  de Higgins y el estimador de varianza  $\tau^2$ .

## RESULTADOS

Durante la búsqueda, posterior a la eliminación de artículos repetidos, se identificaron 455 estudios, de los cuales 12 fueron analizados a texto completo. En esta etapa, dos estudios fueron excluidos por utilizar criterios transversales para el diagnóstico de RCEU<sup>25,26</sup>, otros por emplear curvas de crecimiento distintas a

INTERGROWTH-21st<sup>27,28</sup>. En la **Figura 1** se muestra el diagrama de flujo del proceso de selección de las fuentes de evidencia.

Para la revisión narrativa, todos los estudios incluidos evaluaron la restricción de crecimiento extrauterino mediante el índice antropométrico de peso para la edad<sup>14-16,19,29-32</sup> y cinco de ellos incorporaron además la valoración del perímetro cefálico para la edad<sup>14,15,29,30,32</sup>.

De los ocho artículos revisados para la síntesis cualitativa de los resultados, dos no fueron incorporados al metaanálisis al no contar con la información necesaria para el cálculo de medidas de asociación<sup>14,31</sup>.

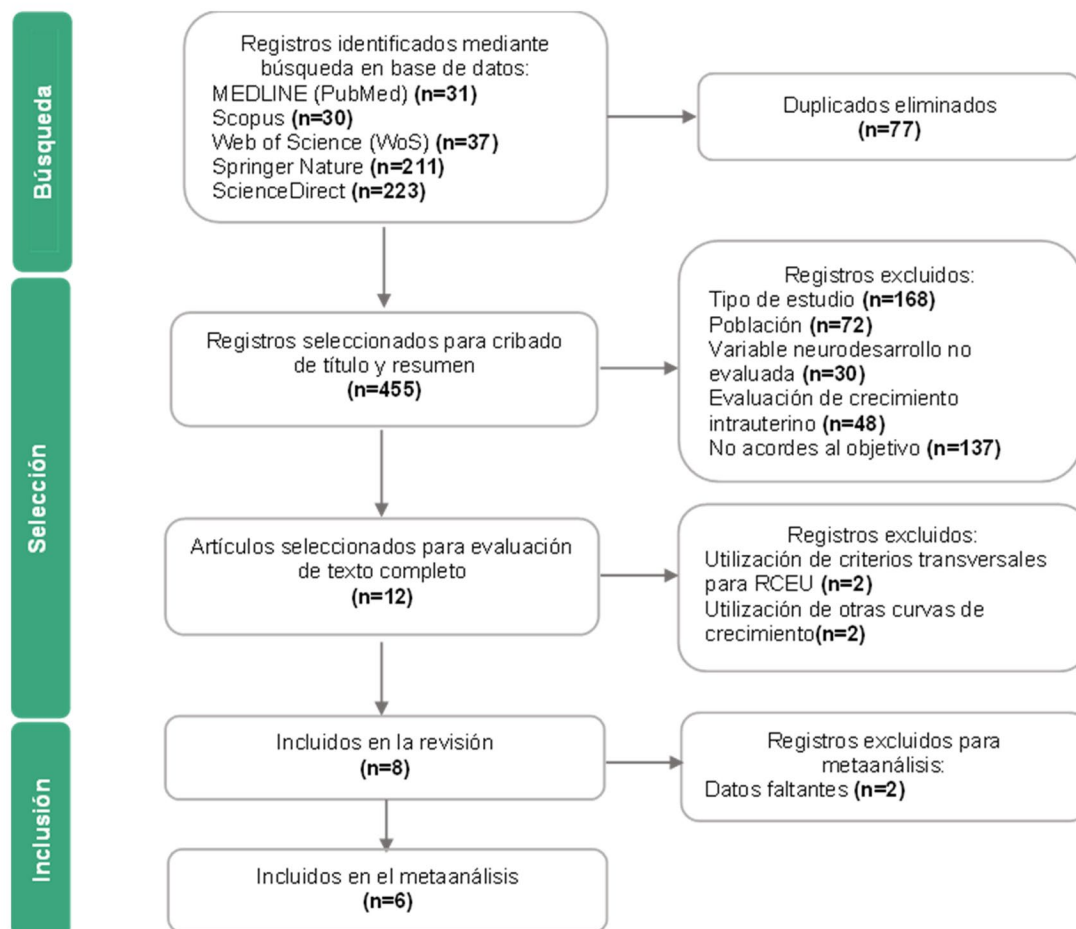
Para el indicador antropométrico de peso para la edad, cuatro de los estudios reportaron asociaciones estadísticamente significativas entre la presencia de RCEU y resultados adversos del neurodesarrollo entre los 18 y 24 meses de EC<sup>15,16,19,29</sup>. En la **Tabla 1** se muestran las características de los estudios incluidos en la

revisión sobre la asociación entre la RCEU en peso para la edad y alteraciones del neurodesarrollo infantil.

En cuanto al riesgo de sesgo, cinco de los estudios presentaron un nivel moderado, principalmente debido a la ausencia de información sobre posibles diferencias en las intervenciones entre el grupo expuesto y no expuesto en los diversos estudios revisados, que pudieran haber modificado y potencialmente atenuado la asociación entre crecimiento temprano y el neurodesarrollo posterior (D4)<sup>14,16,19,29,32</sup>; y tres mostraron un riesgo alto debido a la falta de métodos de control de las posibles variables de confusión (D1)<sup>15,30,31</sup>. La valoración de riesgo de sesgo por cada dominio de la evaluación ROBINS-E se muestra en la **Tabla S2** del material suplementario.

El metaanálisis que evaluó la asociación entre la RCEU en peso y el neurodesarrollo incluyó seis estudios<sup>14,16,19,29,30,32</sup> con un total de 6286 lactantes (2381 con RCEU y 3905 controles). El efecto combinado mostró una mayor probabilidad de alteraciones

**Figura 1.** Diagrama de flujo del proceso de selección de fuentes de evidencia.



del neurodesarrollo en los lactantes con RCEU, con un tamaño de efecto moderado (OR = 1,7; IC 95% HKSJ: 1,1–2,7) y con heterogeneidad sustancial ( $I^2 = 75\%$ ;  $\tau^2 = 0,1$ ).

En los análisis por subgrupos, la estratificación según el riesgo de sesgo global no explicó la heterogeneidad observada. Los estudios clasificados con un nivel moderado<sup>16,19,29,32</sup>, mostraron una asociación estadísticamente significativa (OR = 1,6; IC 95% HKSJ: 1,2–2,3) con heterogeneidad considerable ( $I^2 = 73\%$ ;  $\tau^2 = 0,1$ ). En contraste, los estudios con alto riesgo de sesgo<sup>15,30</sup>, presentaron un tamaño de efecto mayor, pero sin significancia estadística (OR = 2,1; IC 95% HKSJ: 0–24623) y heterogeneidad elevada ( $I^2 = 88\%$ ;  $\tau^2 = 0,9$ ).

La estratificación por edad gestacional promedio mostró una reducción parcial de la heterogeneidad. Los estudios con una media  $\geq 28$  SDG<sup>15,19,32</sup> presentaron tamaños de efecto mayores, pero sin alcanzar significancia estadística (OR = 2,3; IC 95% HKSJ: 0,7–7,5) y con heterogeneidad moderada ( $I^2 = 59\%$ ;  $\tau^2 = 0,1$ ). Por el contrario, los estudios con medias  $< 28$  SDG<sup>16,29,30</sup> evidenciaron una asociación de menor magnitud pero más consistente y estadísticamente significativa (OR = 1,4; IC 95% HKSJ: 1,1–1,8), sin heterogeneidad ( $I^2 = 0\%$ ;  $\tau^2 = 0$ ).

Finalmente, el análisis por subgrupos según el punto de corte utilizado para definir RCEU mostró resultados divergentes. Los estudios que emplearon un punto de corte de 0,8 puntuaciones  $z^{30,32}$  no identificaron una asociación estadísticamente significativa (OR = 1,2; IC 95% HKSJ: 0,1–13,8;  $I^2 = 0\%$ ;  $\tau^2 = 0$ ). Por su parte aquellos que emplearon como punto de corte una puntuación  $z^{15,16,19,29}$  mostraron mayor probabilidad de alteraciones del neurodesarrollo, con resultados marginalmente significativos (OR = 1,9; IC 95% HKSJ: 0,9–3,8), pero con heterogeneidad considerable ( $I^2 = 83\%$ ;  $\tau^2 = 0,1$ ). En la Figura 2 se presenta el diagrama de bosque correspondiente al metaanálisis del indicador peso para la edad, dividido por punto de corte empleado en la definición de la RCEU.

En cuanto a la evaluación del sesgo de publicación, el gráfico en embudo mostró una ligera asimetría de los estudios alrededor del efecto global. La prueba de regresión de Egger no indicó la presencia de efectos de estudios pequeños ni asimetría estadísticamente significativa ( $p=0,7$ ). La Figura S1 del material suplementario muestra el gráfico en embudo junto con los resultados de la prueba de Egger.

En lo que respecta al perímetro cefálico, dos estudios reportaron una asociación significativa entre la RCEU y el neurodesarrollo entre los 18 y 24 meses de EC, incluso tras ajustar por variables obstétricas e infantiles de confusión<sup>14,29</sup>. Los estudios restantes identificaron asociaciones en los análisis bivariados<sup>15,30,32</sup>. En la Tabla 2 se presenta las características y principales hallazgos de estos estudios.

El metaanálisis que evaluó la asociación entre la RCEU en perímetro cefálico para la edad y los resultados del neurodesarrollo entre los 18 y 24 meses de edad corregida incluyó cuatro estudios<sup>15,29,30,32</sup> con una muestra total de 3751 lactantes (1502 con RCEU y 2249 controles). El análisis global mostró mayores probabilidades de alteraciones del neurodesarrollo en los lactantes con RCEU, con un tamaño de efecto (OR = 1,8; IC 95% HKSJ: 1,0–3,3) y heterogeneidad moderados ( $I^2 = 62,9\%$ ;  $\tau^2 = 0,1$ ).

En el análisis por subgrupos según el riesgo de sesgo global, los estudios clasificados como de alto riesgo<sup>15,30</sup>, mostraron un tamaño de efecto combinado mayor (OR = 2,32; IC 95% HKSJ: 0,1–117,3), aunque con intervalos de confianza amplios que incluyeron el valor nulo y heterogeneidad moderada ( $I^2 = 52,1\%$ ;  $\tau^2 = 0,1$ ). Por su parte, los estudios clasificados con un nivel moderado<sup>29,32</sup> mostraron un tamaño de efecto menor (OR = 1,48; IC 95% HKSJ: 0,2–13,3), con heterogeneidad no sustancial ( $I^2 = 38,0\%$ ;  $\tau^2 = 0$ ).

En el análisis por subgrupos de acuerdo con las SDG promedio, los estudios con una media  $\geq 28$  SDG<sup>15,32</sup> mostraron tamaños de efecto mayores (OR = 2,52; IC95% HKSJ: 0,1–62,7) con baja heterogeneidad ( $I^2 = 10,4\%$ ;  $\tau^2 = 0$ ). En contraste, los estudios con una media  $< 28$  SDG<sup>29,30</sup> presentaron un tamaño de efecto menor (OR = 1,43; IC95% HKSJ: 0,3–6,5) con heterogeneidad baja ( $I^2 = 27,1\%$ ;  $\tau^2 = 0$ ). En ninguno de los subgrupos se observó una asociación estadísticamente significativa.

Finalmente, el análisis por subgrupos según el punto de corte empleado para definir la RCEU contribuyó a la heterogeneidad observada. El subgrupo que empleó un punto de corte de  $-1,2$  puntuaciones  $z$ , representado por un único estudio<sup>29</sup>, mostró un efecto relativo menor (OR = 1,4; IC 95% HKSJ: 1,2–1,6). Por otro lado, los estudios que utilizaron un punto de corte de  $-1$  puntuación  $z^{15,30,32}$ , mostraron un tamaño de efecto mayor (OR = 2,1; IC 95% HKSJ: 1,0–4,5), y baja heterogeneidad ( $I^2 = 5,4\%$ ;  $\tau^2 = 0$ ). En la Figura 3 se muestra el diagrama de bosque que resume el efecto individual y general de los estudios incluidos en el metaanálisis del indicador perímetro cefálico para la edad.

## DISCUSIÓN

En función del objetivo planteado en la presente revisión sistemática y metaanálisis, se identificó heterogeneidad de resultados respecto a la asociación entre la RCEU, evaluada mediante el peso para la edad y la presencia de alteraciones del neurodesarrollo a los 18 y 24 meses de edad corregida, en lactantes prematuros con edad gestacional  $\leq 32$  semanas. No obstante, de manera general, la RCEU de acuerdo con este indicador se asoció con mayores probabilidades de presentar desenlaces adversos del desarrollo neurológico.

Asimismo, se observó que la edad gestacional contribuyó parcialmente a la heterogeneidad; los estudios con edad promedio  $\geq 28$  semanas mostraron mayores tamaños del efecto, aunque con intervalos de confianza amplios, en comparación con aquellos con muestras de menor edad. En este sentido, en neonatos extremadamente prematuros ( $< 28$  SDG), la asociación entre RCEU y desenlaces adversos del neurodesarrollo puede resultar atenuada debido a la elevada prevalencia de complicaciones neonatales<sup>30,3</sup> y a la implementación de intervenciones clínicas<sup>34</sup> que contribuyen de forma importante en los resultados del neurodesarrollo y reducen la proporción de variabilidad atribuible a la RCEU.

En infantes prematuros, el periodo postnatal conforma un periodo sensible en el proceso de crecimiento físico, donde la

**Tabla 1.** Características y síntesis de resultados de los estudios incluidos en la revisión de acuerdo con el indicador de peso para la edad.

Autor (año)	Diseño	País	N	Criterio para RCEU	Desenlace evaluado	OR [IC95%] <sup>a</sup>	Síntesis de resultados
Nyakotey (2024) <sup>30</sup>	Cohorte derivada de ECA	Australia/ Nueva Zelanda	324	$\Delta \geq 0,8$ pz de peso entre el nacimiento y las 36 SEPM	Puntaje compuesto <85 en cualquiera de las áreas evaluadas por la BSID-III	0,98 [0,46-2,09]	No se encontró asociación estadística entre la RCEU y el neurodesarrollo a los 24 meses de EC.
Kim (2024) <sup>19</sup>	Cohorte histórica	Corea	2058	$\Delta \geq 1$ pz de peso entre el nacimiento y el alta de la UCIN	Puntaje compuesto <85 en cualquiera de las áreas evaluadas por la BSID-III	2,09 [1,71-2,55]*	La RCEU se asoció con mayores posibilidades de alteraciones del neurodesarrollo entre los 18 y 24 meses de EC.
Salas (2024) <sup>29</sup>	Cohorte histórica	Estados Unidos	2689	$\Delta \geq 1$ pz de peso entre el nacimiento y las 36 SEPM	Puntaje cognitivo compuesto <85 en la BSID-III	1,35 [1,15-1,59]*	La RCEU se asoció con mayores probabilidades de retraso neurocognitivo a los 24 meses de EC.
De Rose (2021) <sup>15</sup>	Cohorte histórica	Italia	252	$\Delta \geq 1$ pz de peso entre las 2 semanas posteriores al nacimiento y las 36 SEPM	Coefficiente de Desarrollo de Griffith <85	4,37 [2,08-9,17]*	La RCEU se asoció con mayores posibilidades de retrasos del neurodesarrollo a los 24 meses de EC.
Yitayew (2021) <sup>31</sup>	Cohorte histórica	Estados Unidos	75	$\Delta \geq 1$ pz de peso entre el nacimiento y el alta de la UCIN	Puntaje cognitivo compuesto <85 en la BSID-III	1,35 [0,49-3,68]	No se encontró asociación entre la RCEU y los resultados de desarrollo cognitivo a los 24 meses de EC.
Cordova (2020) <sup>32</sup>	Cohorte derivada de ECA	Australia	613	$\Delta \geq 0,8$ pz de peso entre el nacimiento y las 37 a 48 SEPM	Índice de desarrollo mental de la BSID-II <70 puntos	1,46 [0,72-3,15]	No se encontró asociación estadística entre la RCEU y el neurodesarrollo a los 24 meses de EC.
Salas (2020) <sup>16</sup>	Cohorte histórica	Estados Unidos	350	$\Delta \geq 1$ pz de peso entre el nacimiento y las 36 SEPM	Puntaje cognitivo compuesto <85 en la BSID-III	1,60 [1,00-2,55]*	La RCEU se asoció con mayores posibilidades de retrasos neurocognitivos a los 24 meses de EC.
Maiocco (2020) <sup>14</sup>	Cohorte histórica	Italia	168	$\Delta \geq 1$ pz de peso entre el primer mes posterior al nacimiento y el alta de la UCIN	Coefficiente de Desarrollo de Griffith <85	1,47 [0,79-2,73]	No se encontró asociación estadística entre la RCEU y el neurodesarrollo a los 24 meses de EC.

**Notas:** RCEU: Restricción del crecimiento extrauterino | n: Tamaño de la muestra |  $\Delta$ : Diferencia | pz: Puntuación z | SEMP: Semanas de edad postmenstrual | EC: Edad corregida | BSID: Escala de Desarrollo Infantil de Bayley | UCIN: Unidad de Cuidados Intensivos Neonatales | \*p<0.05

a: Odds ratio crudo e intervalos de confianza al 95% reportados o calculados para cada estudio

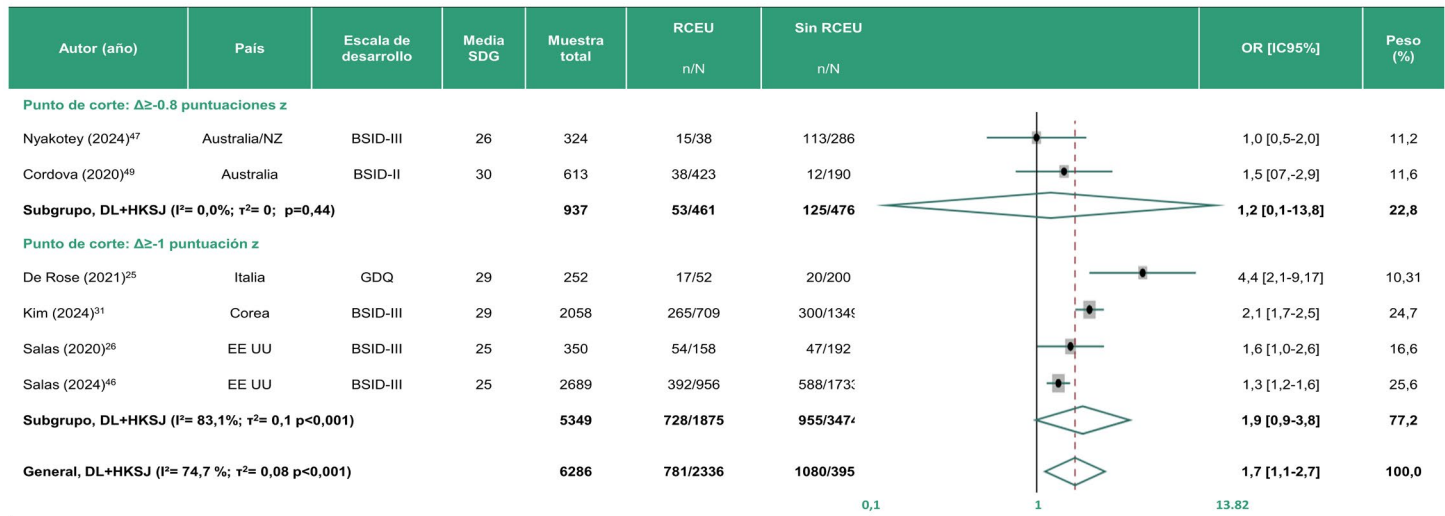
monitorización del peso puede contribuir a la identificación e intervención oportuna de los grupos con alto riesgo de presentar alteraciones del neurodesarrollo.

La literatura plantea diferentes mecanismos para explicar la relación entre un patrón de RCEU durante la etapa neonatal y el incremento en las posibilidades de presentar alteraciones del neurodesarrollo a corto, mediano y largo plazo. Uno de ellos es que la disminución o estancamiento de los patrones de crecimiento esperados, representa un marcador de las condiciones de desnutrición global que limitan el sustento neurobiológico impulsado por la ingesta energética y de nutrientes necesarios para la producción de neurotransmisores, sinaptogénesis y mielinización<sup>10,35</sup>.

Asimismo, las trayectorias de crecimiento deficiente son un importante signo clínico del nivel de sobrecarga alostática, producto del desgaste fisiológico acumulativo de la separación temprana madre-hijo y exposición a factores ambientales estresantes durante la estancia en la UCIN, con efectos nocivos en la estructura y función del sistema nervioso, que obstaculizan el alcance de la expresión fenotípica de los procesos de crecimiento y neurodesarrollo potencial<sup>36</sup>.

Conforme a lo anterior, la evaluación antropométrica para la detección de casos de RCEU, debe considerar las referencias de crecimiento o estándares utilizados, dado que estimaciones basadas en el peso fetal por ecografía o peso al nacer de acuerdo

**Figura 2.** Diagrama de bosque del efecto individual y combinado de la RCEU en peso para la edad sobre el neurodesarrollo entre los 18 y 24 meses edad corregida, estratificado por punto de corte.



**Notas:** RCEU: Restricción del crecimiento extrauterino | SDG: Semanas de gestación | BSID: Escala de Desarrollo Infantil de Bayley | GDQ: Coeficiente de Desarrollo General de Griffith |  $\Delta$ : Diferencia. | DL: Análisis por modelo de varianza inversa de efectos aleatorios de DerSimonian-Laird | HKSJ: Intervalos de confianza ajustados mediante el método de Knapp–Sidik–Jonkman

con la edad gestacional pueden no representar apropiadamente el crecimiento postnatal esperado en niños prematuros, debido a las diferencias entre el ambiente intrauterino y extrauterino, así como a la pérdida fisiológica de peso presente durante el periodo neonatal en lactantes nacidos antes de las 32 SDG<sup>37</sup>.

En relación a los criterios empleados para la detección de RCEU en lactantes prematuros, se observó que un declive mayor a 0,8 puntuaciones-z sobre la curva de crecimiento<sup>30,32</sup>, no mostró asociación estadísticamente significativa con las alteraciones del neurodesarrollo infantil. En contraste, una disminución igual o mayor a una puntuación-z presentó mejor capacidad pronóstica<sup>14-16,19,31</sup>, con cifras superiores de especificidad y valor predictivo negativo. Identificando en cuatro de seis estudios, mayores probabilidades de alteraciones del neurodesarrollo entre los 18 y 24 meses de edad corregida en los lactantes expuestos<sup>15,16,19,29</sup>.

Por su parte, la RCEU evaluada mediante el índice antropométrico de perímetro cefálico para la edad, mostró una gran consistencia en la dirección de los efectos evaluados, evidenciando mayores prevalencias de alteraciones del neurodesarrollo en los grupos expuestos. Además, el punto de corte utilizado para definir la RCEU contribuyó a explicar parte de la heterogeneidad observada en la magnitud de los efectos del análisis global.

Estos hallazgos evidencian el potencial uso clínico del patrón de crecimiento cefálico en recién nacidos prematuros como un indicador para la identificación temprana de la población en riesgo de desarrollar alteraciones del neurodesarrollo, accesible en

diferentes entornos de atención pediátrica, abriendo una ventana de oportunidad para la implementación de intervenciones oportunas. En la literatura, una disminución mayor a una puntuación-z sobre la línea de crecimiento cefálico en las primeras semanas de vida, fue el criterio mayormente empleado para definir RCEU<sup>14,15,30,32</sup>.

En la investigación realizada por Catena A, et al<sup>38</sup>, el crecimiento cefálico durante la infancia mostró correlación con el área de superficie cerebral, volúmenes totales de materia blanca y de materia gris, en la región frontal, temporal y occipital, así como con capacidades neurocognitivas en etapas posteriores, lo que destaca la estrecha relación entre las estructuras y funciones corporales, que a su vez se encuentran reguladas por la interacción que el sujeto establece con su entorno, dando lugar a la organización de funcionamientos que progresan y se transforman de manera continua a lo largo de la vida<sup>4</sup>.

Pese a la existencia de diversos enfoques para evaluar la RCEU en lactantes prematuros, en la presente revisión se optó por una definición longitudinal, dado que permite una representación más precisa de las características dinámicas del crecimiento infantil, que facilita la identificación de patrones individuales de canalización, recuperación o desaceleración del crecimiento durante un periodo determinado.

Entre las principales fortalezas de esta revisión y metaanálisis se destaca la utilización de la definición longitudinal de RCEU basada en un único estándar específico para la evaluación del crecimiento postnatal en lactantes prematuros, así como el uso de una sola medida de efecto relativo para la síntesis narrativa de los estudios incluidos.

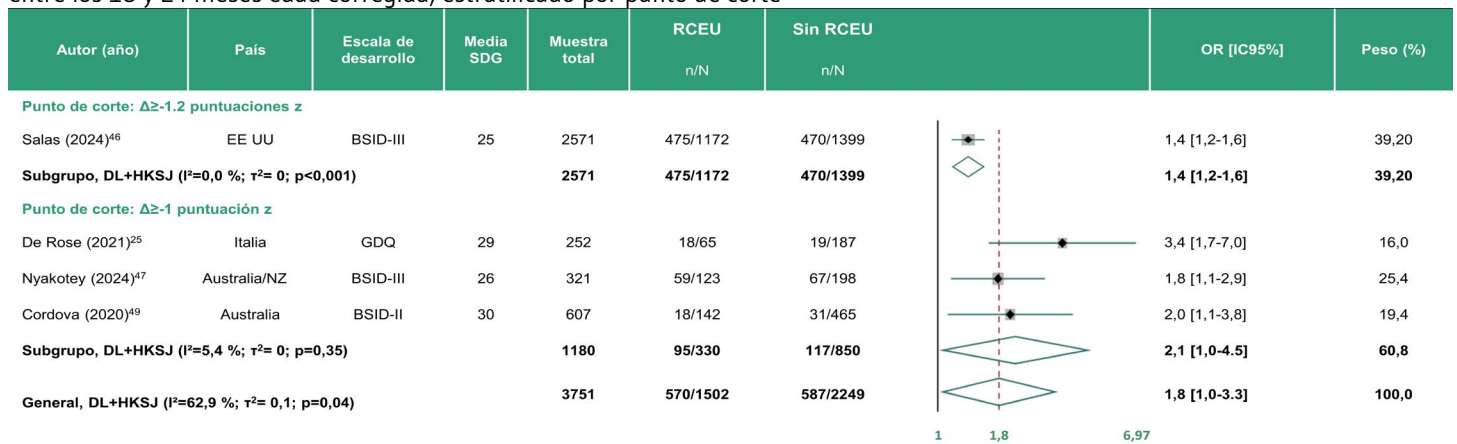
**Tabla 2.** Características y síntesis de resultados de los estudios incluidos en la revisión de acuerdo con el indicador de PC para la edad.

Autor (año)	Diseño	País	N	Criterio para RCEU	Desenlace evaluado	OR [IC95%] <sup>a</sup>	Síntesis de resultados
Nyakotey (2024) <sup>30</sup>	Cohorte derivada de ECA	Australia/ Nueva Zelanda	321	Δ≥-1 pz de PC entre el nacimiento y las 36 SEPM	Puntaje compuesto <85 en cualquiera de las áreas evaluadas por la BSID-III	1,80 [1,10-2,93]*	La probabilidad de presentar resultados adversos del neurodesarrollo infantil a los 24 meses de EC fue mayor en el grupo de lactantes con RCEU.
Salas (2024) <sup>29</sup>	Cohorte histórica	Corea	2571	Δ≥-1.2 pz de PC entre el nacimiento y las 36 SEPM	Puntaje cognitivo compuesto <85 en la BSID-III	1,35 [1,15-1,58]*	La RCEU se asoció con mayores posibilidades de alteraciones del neurodesarrollo entre los 18 y 24 meses de EC.
De Rose (2021) <sup>15</sup>	Cohorte histórica	Italia	252	Δ≥-1 pz de peso entre las 2 semanas posteriores al nacimiento y las 36 SEPM	Coficiente de Desarrollo de Griffith <85	3,39 [1,65-6,97]*	La RCEU se asoció con mayores posibilidades de retrasos del neurodesarrollo a los 24 meses de EC.
Cordova (2020) <sup>32</sup>	Cohorte derivada de ECA	Australia	613	Δ≥-1 pz de PC entre el nacimiento y las 37 a 48 SEPM	Índice de desarrollo mental de la BSID-II <70 puntos	2,03 [1,03-3,89]*	La RCEU se asoció con mayores posibilidades de retrasos neurocognitivos a los 18 meses de EC
Maiocco (2020) <sup>14</sup>	Cohorte histórica	Italia	168	Δ≥-1 pz de peso entre el primer mes posterior al nacimiento y el alta de la UCIN	Coficiente de Desarrollo de Griffith <85	3,35 [1,18-9,51]*	Las alteraciones del neurodesarrollo a los 24 meses EC fueron más frecuentes en el grupo con RCEU.

**Notas:** RCEU: Restricción del crecimiento extrauterino | n: Tamaño de la muestra | PC: Perímetro cefálico | Δ: Diferencia | pz: Puntuación z | ECA: Ensayo clínico aleatorizado; SEMP: Semanas de edad postmenstrual | EC: Edad corregida | BSID: Escala de Desarrollo Infantil de Bayley | UCIN: Unidad de Cuidados Intensivos Neonatales | \*p<0.05

a: Odds ratio crudo e intervalos de confianza al 95% reportados o calculados para cada estudio}

**Figura 3.** Diagrama de bosque del efecto individual y combinado de la RCEU en perímetro cefálico para la edad sobre el neurodesarrollo entre los 18 y 24 meses edad corregida, estratificado por punto de corte



**Notas:** Δ: Diferencia. | DL: Análisis por modelo de varianza inversa de efectos aleatorios de DerSimonian-Laird | HKSJ: Intervalos de confianza ajustados mediante el método de Knapp-Sidik-Jonkman

Entre las limitaciones de la presente revisión se encuentra el reducido número de estudios disponibles para el análisis, consecuencia de la variabilidad en los métodos, puntos de corte y referencias empleadas para el diagnóstico de RCEU en recién nacidos prematuros, que dificulta la comparación de resultados. Además, todos los estudios analizados fueron realizados en países con un alto índice de desarrollo humano ajustado por desigualdad, lo cual limita la generalización de los resultados a poblaciones con menores recursos económicos, educativos y sanitarios.

## CONCLUSIONES

La evidencia indica que la presencia de RCEU, diagnosticada mediante los estándares INTERGROWTH-21st de crecimiento en peso y perímetro cefálico para la edad, se asocia con mayores posibilidades de presentar alteraciones del neurodesarrollo a los 18 y 24 meses de EC en recién nacidos muy prematuros. Estos hallazgos resaltan la importancia del monitoreo posnatal del crecimiento en esta población, como una estrategia clave en materia de salud pública materno-infantil, orientada a la detección e intervención temprana de alteraciones del desarrollo neurológico. No obstante, se considera de importancia continuar con esta línea de investigación incorporando muestras más amplias y diversas en términos de condiciones socioeconómicas, étnicas y culturales, con el objetivo de fortalecer la validez externa de los resultados.

## CONTRIBUCIÓN DE AUTORÍA

MA.H-R, C.S-P, ME.J-I-C, FE.Z-M y A.C-R, participaron activamente durante los procesos de conceptualización, búsqueda, análisis formal de los datos y revisión de esta y otras versiones previas.

## FINANCIACIÓN

Durante la realización del manuscrito, MA H-R contó con apoyo del Programa de Becas Nacionales para Estudios de Posgrado de la Secretaría de Ciencia, Humanidades, Tecnología e Innovación (SECIHTI) con número de apoyo 4042646.

## CONFLICTOS DE INTERÉS

Los/as autores/as expresan que no existen conflictos de interés que interfieran en la redacción y presentación de los resultados.

## DISPONIBILIDAD DE DATOS

Los datos derivados del proceso de extracción y síntesis cuantitativa,

incluidos los scripts de Stata necesarios para la replicación de los resultados, están disponibles en acceso abierto en Open Science Framework (OSF): <https://osf.io/j2exd/>

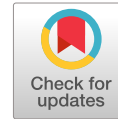
## REFERENCIAS

- (1) De Costa A, Moller AB, Blencowe H, Johansson EW, Hussain-Alkhateeb L, Ohuma EO, et al. Study protocol for WHO and UNICEF estimates of global, regional, and national preterm birth rates for 2010 to 2019. PLoS ONE. 2021;16(10):e0258751. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0258751>
- (2) Ohuma EO, Moller A-B, Bradley E, Chakwera S, Hussain-Alkhateeb L, Lewin A, et al. National, regional, and global estimates of preterm birth in 2020, with trends from 2010: a systematic analysis. The Lancet. 2023;402(10409):1261-71. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(23\)00878-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(23)00878-4)
- (3) Partnership for Maternal Newborn and Child Health UHL. Born too soon: Decade of action on preterm birth. Findings and actions. Ginebra: World Health Organization; 2023. disponible en: <https://www.who.int/publications/i/item/9789240073890>
- (4) Sánchez-Pérez C, Rivera-González R, Figueroa-Olea M, Sierra-Cedillo A, Mandujano-Valdés M, Muñoz Ledo-Rábago P, et al. Una propuesta para la construcción de la ciudadanía infantil. 1a edición. Ciudad de México: Universidad Autónoma Metropolitana; 2018.
- (5) Silveira RC, Corso AL, Procianny RS The Influence of Early Nutrition on Neurodevelopmental Outcomes in Preterm Infants. Nutrients. 2023;15(21):4644. <https://doi.org/10.3390/nu15214644>
- (6) Janson E, Willemsen MF, Van Beek PE, Dudink J, Van Elburg RM, Hortensius LM, et al. The influence of nutrition on white matter development in preterm infants: a scoping review. Pediatr Res. 2023. <https://doi.org/10.1038/s41390-023-02622-1>
- (7) Hagberg H, Mallard C, Ferriero DM, Vannucci SJ, Levison SW, Vexler ZS, et al. The role of inflammation in perinatal brain injury. Nat Rev Neurol. 2015;11(4):192-208. <https://doi.org/10.1038/nrneurol.2015.13>
- (8) Vinall J, Grunau RE Impact of repeated procedural pain-related stress in infants born very preterm. Pediatr Res. 2014;75(5):584-7. <https://doi.org/10.1038/pr.2014.16>
- (9) Zinab B, Ali R, Megersa BS, Belachew T, Kedir E, Girma T, et al. Association of linear growth velocities between 0 and 6 years with kidney function and size at 10 years: A birth cohort study in Ethiopia. Am J Clin Nutr. 2023;118(6):1145-52. <https://doi.org/10.1016/j.ajcnut.2023.09.014>
- (10) World Health Organization El estado físico: uso e interpretación de la antropometría. Ginebra: World Health Organization; 1995. disponible en: <https://www.who.int/es/publications/i/item/9241208546>
- (11) González López C, Solís Sánchez G, Fernández Colomer B, Mantecón Fernández L, Lareu Vidal S, Arias Llorente RP, et al. Extrauterine growth restriction in very-low-birthweight infants: prevalence and concordance according to Fenton, Olsen, and INTERGROWTH-21st growth charts in a multicenter Spanish cohort. Eur J Pediatr. 2024;183(9):4073-83. <https://doi.org/10.1007/s00431-024-05673-6>

- (12) Ong KK, Kennedy K, Castañeda-Gutiérrez E, Forsyth S, Godfrey KM, Koletzko B, et al. Postnatal growth in preterm infants and later health outcomes: a systematic review. *Acta Paediatr.* 2015;104(10):974-86. <https://doi.org/10.1111/apa.13128>
- (13) Martínez-Jiménez M, Gómez-García F, Gil-Campos M, Pérez-Navero J Comorbidities in childhood associated with extrauterine growth restriction in preterm infants: a scoping review. *Eur J Pediatr.* 2020;179(8):1255-65. <https://doi.org/10.1007/s00431-020-03613-8>
- (14) Maiocco G, Migliaretti G, Cresi F, Peila C, Deantoni S, Trapani B, et al. Evaluation of Extrauterine Head Growth From 14-21 days to Discharge With Longitudinal Intergrowth-21st Charts: A New Approach to Identify Very Preterm Infants at Risk of Long-Term Neurodevelopmental Impairment. *Front Pediatr.* 2020;8. <https://doi.org/10.3389/fped.2020.572930>
- (15) De Rose DU, Cota F, Gallini F, Bottoni A, Fabrizio GC, Ricci D, et al. Extra-uterine growth restriction in preterm infants: Neurodevelopmental outcomes according to different definitions. *Eur J Paediatr Neurol.* 2021;33:135-45. <https://doi.org/10.1016/j.ejpn.2021.06.004>
- (16) Salas AA, Bhatia A, Carlo WA Postnatal growth of preterm infants 24 to 26 weeks of gestation and cognitive outcomes at 2 years of age. *Pediatr Res.* 2020;89(7):1804-9. <https://doi.org/10.1038/s41390-020-01158-y>
- (17) Page MJ, McKenzie JE, Bossuyt PM, Boutron I, Hoffmann TC, Mulrow CD, et al. The PRISMA 2020 statement: an updated guideline for reporting systematic reviews. *BMJ.* 2021;372(71). <https://doi.org/10.1136/bmj.n71>
- (18) González-García L, García-López E, Fernández-Colomer B, Mantecón-Fernández L, Lareu-Vidal S, Suárez-Rodríguez M, et al. Extrauterine Growth Restriction in Very Low Birth Weight Infants: Concordance Between Fenton 2013 and INTERGROWTH-21st Growth Charts. *Front Pediatr.* 2021;9. <https://doi.org/10.3389/fped.2021.690788>
- (19) Kim MS, Koh JW, Shin J, Kim SY Postnatal Growth Assessment and Prediction of Neurodevelopment and Long-Term Growth in Very Low Birth Weight Infants: A Nationwide Cohort Study in Korea. *J Clin Med.* 2024;13(10). <https://doi.org/10.3390/jcm13102930>
- (20) Picciolini O, Squarza C, Fontana C, Gianni ML, Cortinovis I, Gangi S, et al. Neurodevelopmental outcome of extremely low birth weight infants at 24 months corrected age: a comparison between Griffiths and Bayley Scales. *BMC Pediatr.* 2015;15(1):139. <https://doi.org/10.1186/s12887-015-0457-x>
- (21) Borrero MC, Trujillo TG, Sanchez C, Salazar A, Cárdenas MP, Charpak N Bayley-III and Griffiths-II scales performance in a cohort of premature infants followed in Colombia. *Early Hum Dev.* 2022;173:105660. <https://doi.org/10.1016/j.earlhumdev.2022.105660>
- (22) Johnson S, Moore T, Marlow N Using the Bayley-III to assess neurodevelopmental delay: which cut-off should be used? *Pediatr Res.* 2014;75(5):670-4. <https://doi.org/10.1038/pr.2014.10>
- (23) Ouzzani M, Hammady H, Fedorowicz Z, Elmagarmid A Rayyan—a web and mobile app for systematic reviews. *Syst Rev.* 2016;5(1):210. <https://doi.org/10.1186/s13643-016-0384-4>
- (24) Higgins JPT, Morgan RL, Rooney AA, Taylor KW, Thayer KA, Silva RA, et al. A tool to assess risk of bias in non-randomized follow-up studies of exposure effects (ROBINS-E). *Environ Int.* 2024;186:108602. <https://doi.org/10.1016/j.envint.2024.108602>
- (25) Hsu C-T, Chen C-H, Lin M-C, Wang T-M, Hsu Y-C Post-discharge body weight and neurodevelopmental outcomes among very low birth weight infants in Taiwan: A nationwide cohort study. *PLOS ONE.* 2018;13(2):1-14. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0192574>
- (26) Fenton TR, Nasser R, Creighton D, Tang S, Sauve R, Bilan D, et al. Weight, length, and head circumference at 36 weeks are not predictive of later cognitive impairment in very preterm infants. *J Perinatol.* 2021;41(3):606-14. <https://doi.org/10.1038/s41372-020-00855-0>
- (27) Bando N, Fenton TR, Yang J, Ly L, Luu TM, Unger S, et al. Association of Postnatal Growth Changes and Neurodevelopmental Outcomes in Preterm Neonates of <29 Weeks' Gestation. *J Pediatr.* 2023;256:63-69.e2. <https://doi.org/10.1016/j.jpeds.2022.11.039>
- (28) Strobel KM, Wood TR, Valentine GC, German KR, Gogcu S, Hendrixson DT, et al. Contemporary definitions of infant growth failure and neurodevelopmental and behavioral outcomes in extremely premature infants at two years of age. *J Perinatol.* 2024;44(6):811-8. <https://doi.org/10.1038/s41372-023-01852-9>
- (29) Salas AA, Carlo WA, Bann CM, Bell EF, Colaizy TT, Younge N, et al. Risk Assessment of Cognitive Impairment at 2 Years of Age in Infants Born Extremely Preterm Using the INTERGROWTH-21st Growth Standards. *J Pediatr.* 2024;275:114239. <https://doi.org/10.1016/j.jpeds.2024.114239>
- (30) Nyakotey DA, Clarke AM, Cormack BE, Bloomfield FH, Harding JE, Bloomfield FH, et al. Postnatal growth and neurodevelopment at 2 years' corrected age in extremely low birthweight infants. *Pediatr Res.* 2024;96(2):436-49. <https://doi.org/10.1038/s41390-024-03054-1>
- (31) Yitayew M, Chahin N, Rustom S, Thacker LR, Hendricks-Muñoz KD Fenton vs. Intergrowth-21st: Postnatal Growth Assessment and Prediction of Neurodevelopment in Preterm Infants. *Nutrients.* 2021;13(8). <https://doi.org/10.3390/nu13082841>
- (32) Cordova EG, Cherkerzian S, Bell K, Joung KE, Collins CT, Makrides M, et al. Association of Poor Postnatal Growth with Neurodevelopmental Impairment in Infancy and Childhood: Comparing the Fetus and the Healthy Preterm Infant References. *J Pediatr.* 2020;225:37-43.e5. <https://doi.org/10.1016/j.jpeds.2020.05.063>
- (33) Saigal S, Doyle LW An overview of mortality and sequelae of preterm birth from infancy to adulthood. *The Lancet.* 2008;371(9608):261-9. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(08\)60136-1](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(08)60136-1)
- (34) Yates N, Gunn AJ, Bennet L, Dhillon SK, Davidson JO Preventing Brain Injury in the Preterm Infant—Current Controversies and Potential Therapies. *Int J Mol Sci.* 2021;22(4). <https://doi.org/10.3390/ijms22041671>
- (35) Luna J, Hernández I, Rojas A, Cadena M. Estado nutricional y neurodesarrollo en la primera infancia. *Rev Cub Salud Pública.* 2018;44(4):169-85. disponible en: <http://scielo.sld.cu/pdf/rcsp/v44n4/1561-3127-rcsp-44-04-169.pdf>
- (36) Casavant SG, Cong X, Fitch RH, Moore J, Rosenkrantz T, Starkweather A Allostatic Load and Biomarkers of Stress in the Preterm Infant: An Integrative Review. *Biol Res Nurs.* 2019;21(2):210-23. <https://doi.org/10.1177/1099800418824415>
- (37) Villar J, Giuliani F, Bhutta ZA, Bertino E, Ohuma EO, Ismail LC, et al. Postnatal growth standards for preterm infants: the Preterm Postnatal Follow-up Study of the INTERGROWTH-21st Project. *Lancet Glob Health.* 2015;3(11):e681-91. [https://doi.org/10.1016/S2214-109X\(15\)00163-1](https://doi.org/10.1016/S2214-109X(15)00163-1)
- (38) Catena A, Martínez-Zaldívar C, Diaz-Piedra C, Torres-Espínola FJ, Brandi P, Pérez-García M, et al. On the relationship between head circumference, brain size, prenatal long-chain PUFA/5-methyltetrahydrofolate supplementation and cognitive abilities during childhood. *Br J Nutr.* 2019;122(s1):S40-8. <https://doi.org/10.1017/S0007114516004281>

# Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

## Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics


[www.renhyd.org](http://www.renhyd.org)

### RESEARCH ARTICLE

## Diet, anthropometric measurements, sleep quality and fecal levels of *Akkermansia muciniphila*: a cross-sectional study in older adults

➤ Dieta, medidas antropométricas, calidad del sueño y niveles fecales de *Akkermansia muciniphila*: un estudio transversal en adultos mayores

Fernando Tume<sup>a,\*</sup>, Edgardo J. Palma-Gutierrez<sup>a</sup>, Víctor Mamani-Urrutia<sup>b</sup>, Fanny Requena<sup>a,b</sup> & Joaquim Ruiz<sup>c</sup>

<sup>a</sup> Research Group in Metabolism and Molecular Nutrition, Universidad Científica del Sur, Lima, Perú.

<sup>b</sup> Human Nutrition and Food Research Group (GINAH), Nutrition and Dietetics Program, Universidad Científica del Sur, Lima, Perú.

<sup>c</sup> Grupo de Investigación en Dinámicas y Epidemiología de la Resistencia a Antimicrobianos-“One Health”, Universidad Científica de Sur, Lima, Perú.

\*[ltume@cientifica.edu.pe](mailto:ltume@cientifica.edu.pe)

Assigned Editor: Rafael Almendra-Pegueros, Institut de Recerca de l'Hospital de la Santa Creu i Sant Pau, Barcelona, España.

Received: 11/09/2025; Accepted: 03/02/2026; Published: 09/03/2026

#### KEYWORDS

Diet  
Older Adults  
*Akkermansia*  
Body Mass Index  
Sleep Quality

#### ➤ ABSTRACT

**Introduction:** *Akkermansia muciniphila* is a mucin-degrading bacterium that has been linked to metabolic and gut-barrier health, yet population-specific data are scarce in Latin America. No Peruvian study has examined how diet and other factors relate to its fecal levels. This study aimed to evaluate the association between dietary intake, anthropometric measurements, sleep quality, and fecal levels of *A. muciniphila* in a specific population of older Peruvian adults.

**Methods:** In this cross-sectional analytical study, 111 older adults ( $\geq 60$  years) residing in Lima, Peru, were recruited. Absolute *A. muciniphila* levels ( $\text{Log}_{10}$  copies  $\text{g}^{-1}$  stool) were determined by real-time PCR. Dietary intake was assessed with a semi-quantitative food-frequency questionnaire covering 54 foods, grouped into four consumption categories (daily, weekly, monthly, none). Anthropometric measurements, sleep quality (Pittsburgh Sleep Quality Index, PSQI) and sociodemographic variables were also recorded. Group differences were tested with t-tests or one-way ANOVA followed by Tukey's HSD; effect sizes were expressed as Cohen's  $d$  or  $\omega^2$ .

**Results:** *A. muciniphila* was quantifiable in 69 of the 111 participants (62%), with fecal abundance ranging across four logarithmic units ( $\text{Log}_{10}$  4.3–9.4 copies  $\text{g}^{-1}$ ). In the analysis restricted to participants positive for the bacterium (69/111), monthly consumption of dried split peas (*Pisum sativum*) and canary beans (*Phaseolus vulgaris*) was positively associated with higher *A. muciniphila* levels ( $p < 0.05$ ;  $\omega^2 = 0.11$ ), whereas weekly consumption or the absence of intake of these foods showed no association. Moreover, no significant associations were observed with body mass index (BMI), waist or calf circumference, sleep quality, medication use, or other sociodemographic variables.

**Conclusions:** In this first Peruvian study linking diet to *A. muciniphila*, monthly consumption of specific legumes was positively associated with its fecal levels. No associations were observed with anthropometric or sociodemographic factors. These findings highlight the potential dietary influence on beneficial gut microbes in older adults and underscore the need for longitudinal and metagenomic studies across broader Peruvian populations.

## RESUMEN

### PALABRAS CLAVE

Dieta

Adultos mayores

*Akkermansia*

Índice de masa corporal

Calidad del sueño

**Introducción:** *Akkermansia muciniphila* es una bacteria degradadora de mucina asociada a la salud metabólica y de la barrera intestinal, pero los datos poblacionales en América Latina son escasos. Ningún estudio peruano ha examinado cómo la dieta y otros factores se relacionan con sus niveles fecales. El objetivo de este estudio fue evaluar la asociación entre la ingesta dietética, las mediciones antropométricas, la calidad del sueño y los niveles fecales de *A. muciniphila* en una población específica de adultos mayores peruanos.

**Métodos:** En este estudio analítico transversal se reclutaron a 111 adultos mayores ( $\geq 60$  años) residentes en Lima, Perú. Los niveles absolutos de *A. muciniphila* ( $\text{Log}_{10}$  copias  $\text{g}^{-1}$  de heces) se determinaron mediante PCR en tiempo real. La ingesta dietética se evaluó con un cuestionario semicuantitativo de frecuencia de alimentos que cubrió 54 ítems, agrupados en cuatro categorías de consumo (diario, semanal, mensual, ninguno). También se registraron mediciones antropométricas, calidad del sueño (Índice de Calidad del Sueño de Pittsburgh, PSQI) y variables sociodemográficas. Las diferencias entre grupos se analizaron con pruebas t o ANOVA de un factor, seguido de la prueba HSD de Tukey; los tamaños de efecto se expresaron como d de Cohen o  $\omega^2$ .

**Resultados:** *A. muciniphila* fue cuantificable en 69 de los 111 participantes (62%), con una abundancia fecal que varió en un rango de cuatro unidades logarítmicas ( $\text{Log}_{10}$  4,3–9,4 copias  $\text{g}^{-1}$ ). En el análisis restringido a los participantes positivos para la bacteria (69/111), se observó que el consumo mensual de arvejas secas partidas (*Pisum sativum*) y frijol canario (*Phaseolus vulgaris*) se asoció de manera positiva con niveles más altos de *A. muciniphila*, ( $p < 0,05$ ;  $\omega^2 = 0,11$ ), mientras que el consumo semanal o la ausencia de ingesta de estos alimentos no mostró asociación. Además, no se observaron asociaciones significativas con el índice de masa corporal (IMC), circunferencia de cintura o pantorrilla, calidad del sueño, uso de medicamentos u otras variables sociodemográficas.

**Conclusiones:** En este primer estudio peruano que vincula la dieta con *A. muciniphila*, el consumo mensual de leguminosas específicas se asoció positivamente con sus niveles fecales. No se encontraron asociaciones con factores antropométricos ni sociodemográficos. Estos hallazgos resaltan la influencia potencial de la dieta sobre microbios intestinales beneficiosos en adultos mayores y subrayan la necesidad de estudios longitudinales y metagenómicos en poblaciones peruanas más amplias.

## KEY MESSAGES

1. This is the first Peruvian study assessing the relationship between diet, anthropometry, sleep, and fecal *Akkermansia muciniphila* levels in older adults.
2. *A. muciniphila* was quantifiable in 62% of participants, with fecal abundance spanning four logarithmic units.
3. Monthly consumption of dried split peas and canary beans was positively associated with higher *A. muciniphila* levels.
4. No significant associations were observed with anthropometric measures, sleep quality, or sociodemographic factors, underscoring diet as a potential modulator.

## CITATION

Tume F, Palma-Gutiérrez EJ, Mamani-Urrutia V, Requena F, Ruiz J. Diet, anthropometric measurements, sleep quality and fecal levels of *Akkermansia muciniphila*: a cross-sectional study in older adults. Rev Esp Nutr Hum Diet. 2026; 30(1): e2596.

doi: <https://doi.org/10.14306/renhyd.30.1.2596>

## INTRODUCTION

Environmental factors, including diet, physical activity, and sleep, play a crucial role in promoting healthy longevity, with their effects increasingly understood at mechanistic levels<sup>1</sup>. A key player in this interplay is the gut microbiota, which continuously influences systemic metabolism while being shaped by intrinsic and environmental factors<sup>2</sup>. Metagenomic analyses have revealed associations between specific microbial taxa and diverse health outcomes<sup>3</sup>, with some taxa exhibiting dual roles depending on the context. Among these, *Akkermansia muciniphila* has attracted significant attention for its role in modulating the intestinal physicochemical environment and its interactions with other members of the gut microbial community<sup>4</sup>.

*A. muciniphila* is a Gram-negative, mucin-degrading bacterium and the predominant representative of the phylum Verrucomicrobiota in the human gut. It typically accounts for approximately 1–3% of the total gut microbiota in healthy individuals. Based on this relative abundance, one gram of fecal matter may contain between  $10^8$  and  $10^9$  *A. muciniphila* cells<sup>5,6</sup>. Dietary sources rich in indigestible carbohydrates, such as fruits, vegetables, cereals, and legumes, promote mucin turnover and thickening, thereby reinforcing gut barrier integrity and preventing the colonization of pathogenic microorganisms<sup>7</sup>. The degradation of mucin by *A. muciniphila* results in the production of short-chain fatty acids, which are essential for colonocyte energy metabolism and play a key role in modulating intestinal immune responses<sup>8</sup>. Given its mechanistic involvement in maintaining gut homeostasis, *A. muciniphila* has emerged as a promising next-generation probiotic with potential therapeutic applications in the prevention and management of various non-communicable diseases<sup>9</sup>.

To ensure the efficacy and safety of *A. muciniphila*-based therapies, additional clinical and epidemiological studies are needed to clarify the influence of various factors that affect its abundance across different populations. Diet and its components, medication use, and age-related changes influence *A. muciniphila* levels<sup>10</sup>. Its dynamics across the lifespan are complex, and during aging, *A. muciniphila* has been implicated in maintaining gut barrier integrity and preventing the onset or progression of chronic diseases<sup>11,12</sup>. Age-related physiological changes and the high burden of multimorbidity and polypharmacy may disrupt gut homeostasis and contribute to lower *A. muciniphila* abundance<sup>12,13</sup>. Therefore, older adults represent a particularly relevant population for studying how intrinsic and extrinsic factors shape key taxa within the gut microbiota.

Much of our understanding of how aging and dietary factors affect *A. muciniphila* stems from studies employing 16S rRNA gene sequencing, which have provided valuable insights into the role of the genus *Akkermansia* and the species *A. muciniphila*<sup>14,15</sup>. To complement these findings, quantitative PCR-based absolute quantification of specific microbial taxa, such as *A. muciniphila*, offers higher resolution for assessing microbial abundance and

dietary associations<sup>16</sup>. However, studies using this approach in the context of human nutrition remain limited, particularly in Latin American countries such as Peru.

In this study, we conducted a cross-sectional analysis in a specific population of older adults residing in Lima, Peru, to investigate the associations between dietary intake, anthropometric measurements, and sleep quality with fecal levels of *A. muciniphila*. This line of research has clinical and nutritional relevance in older adults by helping to identify dietary and lifestyle factors associated with fecal *A. muciniphila* levels, a taxon proposed as a biomarker of healthy aging and a potential target for microbiota-based interventions.

## METHODS

### Participants

In this analytical cross-sectional study, participants were recruited through informational sessions conducted at the Center for Older Adults (CIAM) in the Los Olivos district of Lima, Peru. During the recruitment sessions, the following inclusion criteria were communicated to potential participants: provision of signed informed consent, formal enrollment at the center, age  $\geq 60$  years, and a psychological evaluation indicating no evidence of cognitive impairment. Exclusion criteria included: a history of diarrhea within the past 30 days due to intestinal infections or chronic conditions; history of major gastrointestinal surgery within the past three months; dependency on others for personal care; or the presence of a physical disability that would prevent accurate anthropometric assessments. A total of 111 participants who met all inclusion criteria and none of the exclusion criteria were enrolled in the study. The evaluation period took place between August and September 2024. After providing informed consent, participants were given instructions on how to collect, handle, and transport their stool samples. Each participant was then scheduled for a follow-up appointment within 1 to 3 days to complete anthropometric measurements and surveys. This study received approval from the Ethics Committee of Universidad Científica del Sur (Certificate No. 394-CIEI-Científica-2024).

### Clinicodemographic Characteristics

In addition to age, sex, years of residence in Lima, and place of birth, information was collected on current illnesses (including hypertension, cancer, type 2 diabetes, renal insufficiency, dyslipidemia, arthritis, or others), history of previous surgeries (e.g., cesarean section, cholecystectomy, gastric or colorectal surgery, and others), family history of chronic disease (hypertension, cancer, type 2 diabetes, or cardiovascular disease), and current drug treatment (including antibiotics, antihypertensives, analgesics, cardiac medications, laxatives, immunosuppressants, hypnotics, and others).

## Anthropometric Evaluation

Anthropometric measurements, including weight, height, waist and calf circumference, were obtained from each participant. Height was measured using a portable wooden stadiometer certified by CENAN-Ministry of Health (Diseños Flores SRL, Lima, Peru), weight by a digital scale (Seca robusta 813, Hamburg, Germany), and waist and calf circumference by a measuring tape (Cescorf, Porto Alegre, Brazil). The procedures adhered to the recommendations outlined in the Peruvian Technical Guide for Anthropometric Nutritional Assessment of Older Adults<sup>17</sup>. Body mass index (BMI) was calculated by dividing each participant's weight in kilograms by the square of their height in meters ( $\text{kg}/\text{m}^2$ ). For older adults, the following BMI cutoffs were used: underweight ( $\leq 23.0 \text{ kg}/\text{m}^2$ ), normal ( $23.0 < \text{BMI} < 28.0 \text{ kg}/\text{m}^2$ ), overweight ( $28.0 \leq \text{BMI} < 32.0 \text{ kg}/\text{m}^2$ ), and obesity ( $\text{BMI} \geq 32.0 \text{ kg}/\text{m}^2$ ). Waist circumference thresholds were defined as follows: low risk (men:  $<94 \text{ cm}$ ; women:  $<80 \text{ cm}$ ), high risk (men:  $\geq 94 \text{ cm}$ ; women:  $\geq 80 \text{ cm}$ ), and very high risk (men:  $\geq 102 \text{ cm}$ ; women:  $\geq 88 \text{ cm}$ ). Calf circumference cutoffs were: normal (men:  $>34 \text{ cm}$ ; women:  $>33 \text{ cm}$ ), moderately reduced (men:  $\leq 34 \text{ cm}$ ; women:  $\leq 33 \text{ cm}$ ), and severely reduced (men:  $\leq 32 \text{ cm}$ ; women:  $\leq 31 \text{ cm}$ )<sup>18</sup>. The data were recorded on an anthropometric data sheet, which also included information such as age, sex, current illnesses, surgical history, family history of disease, medication use and place of origin.

## Dietary Assessment

On the same day the anthropometric measurements were taken, a structured questionnaire was administered to assess the frequency of food consumption over the previous month, focusing on major food groups such as legumes, cereals, fruits, vegetables, and meats and their derivatives. Although this instrument has been validated in other populations<sup>19,20</sup>, it has not yet been formally validated in older adults in Peru. The food list was adapted based on the most commonly consumed foods in Lima, as reported by the National Center for Food and Nutrition (CENAN) through its educational strategy "La Mejor Receta" ("The Best Recipe")<sup>21</sup>. The questionnaire did not assess portion sizes but instead categorized food consumption frequency as follows: daily (1 to 3 times per day), weekly (1 to 6 times per week), monthly (1 to 3 times per month), or none. Trained researchers administered the questionnaire in a standardized manner to ensure consistency in data collection. On average, the survey required approximately 15 minutes to complete.

## Sleep Quality

It was determined using the Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI), an instrument previously validated for an adult population in Peru<sup>22</sup>. Each component has assigned a score ranging from 0 to 3 points and the total scores are categorized as follows: good sleep quality (0–5 points) and poor sleep quality (6–21 points)<sup>23</sup>. Administering the instrument took an average of 5 minutes.

## Fecal Samples and DNA Extraction

On the day of the survey and anthropometric evaluation, each participant provided a fecal sample. The sample was required to be from the first bowel movement of the day of their appointment. The samples were then transported to the Molecular Microbiology and Genomics Laboratory at the Universidad Científica del Sur, where they were assigned a code and stored at  $-80 \text{ }^\circ\text{C}$  until analysis. Bacterial DNA was extracted using an appropriate kit for fecal samples (QIAamp PowerFecal Pro DNA Kit, QIAGEN, Hilden, Germany). Before extraction, each sample was homogenized, and the amount of fecal matter used was on average 188 mg. The DNA concentration ( $\text{ng}/\mu\text{L}$ ) of each sample was determined, and its quality was assessed based on the A260/A280 and A260/A230 ratios using a microplate spectrophotometer BioTek Epoch (Agilent, California, United States).

## Quantification by Real-time PCR

We carried an absolute quantification using the Fluorescent Quantitative Detection System, Model FQD-48A (Hangzhou Bioer Technology Co., Ltd., Hangzhou, China). The final volume per reaction was 20  $\mu\text{L}$  and we considered the following components: 10  $\mu\text{L}$  of Genius 2X SYBR Green Fast qPCR Mix (ABclonal Technology, Woburn, MA, USA), 0.4  $\mu\text{L}$  of 10  $\mu\text{M}$  Forward/Reverse Primer set<sup>24</sup>, 0.4  $\mu\text{L}$  of ROX II, 2  $\mu\text{L}$  of gDNA (25  $\text{ng}/\mu\text{L}$ ) and 6.8  $\mu\text{L}$  molecular grade water. qPCR conditions were as follows: 95 $^\circ\text{C}$  for 10 min, followed by 40 cycles of 95 $^\circ\text{C}$  for 10 s, 58 $^\circ\text{C}$  for 15 s, and 72 $^\circ\text{C}$  for 15 s. All experiments were carried out by duplicate and with the respective standard curve using 5 serial 10-fold dilutions ( $10^1$  to  $10^6$  copies/ $\mu\text{L}$ ) of known genomic DNA (gDNA) of *A. muciniphila* strain Muc (BAA-835D-5<sup>TM</sup>) obtained from ATCC (Manassas, VA). Melting curve analysis was performed in each run under the following conditions: initial denaturation at 95 $^\circ\text{C}$  for 15 seconds, annealing at 60 $^\circ\text{C}$  for 1 minute, followed by a gradual temperature increase of 0.2 $^\circ\text{C}/\text{s}$  until reaching 95 $^\circ\text{C}$ . To confirm the expected amplicon size of 126 base pairs<sup>24,25</sup>, the PCR products were analyzed by electrophoresis on a 1.5% agarose gel stained with GoodView Nucleic Acid Stain (SBS Genetech, Beijing, China). Samples were considered positive for *A. muciniphila* if they met two criteria: 1) amplification with a cycle threshold (Ct) value lower than that of the lowest point on the standard curve, and 2) a melting temperature (Tm) consistent with the expected amplicon.

## Statistical Analysis

Analyses were conducted using JASP version 0.19.3. Descriptive statistics, including percentages, means, and standard deviations (SD), were used to summarize the characteristics of the sample. To reduce skewness and allow for parametric testing, absolute quantification values (copies/ $\mu\text{L}$ ) were converted to  $\log_{10}$ -transformed values and expressed as  $\log_{10}$  copies per gram of stool. Descriptive

and association analyses were limited to the 69 participants with detectable *A. muciniphila* levels, defined as values above the lowest point of the standard curve. This restriction was applied to ensure analytical validity and to minimize bias arising from non-quantifiable measurements. To compare *A. muciniphila* levels between two groups of dichotomous variables, Student's t-test was used, as the data followed a normal distribution (confirmed by the Kolmogorov–Smirnov test). Differences in *A. muciniphila* levels across categories of food consumption frequency were evaluated using one-way ANOVA. Where significant differences were detected, Tukey's Honestly Significant Difference (HSD) post hoc test was applied to identify specific group contrasts. A significance threshold of 95% ( $p < 0.05$ ) was used in all inferential analyses.

## RESULTS

### Participants Characteristics

A total of 69 older adults aged 60–95 years (mean  $\pm$  SD: 72.1  $\pm$  7.6 years) were included in the analysis, and the sample was predominantly female (82.6%) (Table 1). On average, participants had lived in Lima for 52.8  $\pm$  19.4 years, with 37.7% born in the Lima–Callao metropolitan area. Most participants reported at least one chronic condition (81.2%). The most frequently reported diagnoses were hypertension (33.3%), type 2 diabetes mellitus (20.3%), and arthritis (18.8%), whereas dyslipidemia (2.9%), cancer (2.9%), and renal insufficiency (1.5%) were reported less often. A history of prior surgery was common (81.2%); the most frequent procedures were cholecystectomy (24.6%) and cesarean section (13.0%). In addition, 62.3% of participants reported a family history of chronic disease, most commonly cancer (20.3%), hypertension (17.4%), and type 2 diabetes mellitus (15.9%). At the time of assessment, 78.3% were receiving pharmacological treatment, including antihypertensives (34.8%), analgesics (24.6%), antibiotics (11.6%), cardiac medications (11.6%), hypnotics (10.1%), and laxatives (4.3%).

Of the 111 older adults initially evaluated, only 69 were included in the characterization because *A. muciniphila* was detected in their fecal samples. This corresponds to a prevalence of 62.2% within the study population. Among these individuals, the fecal concentrations of *A. muciniphila* ranged from  $\log_{10}$  4.3 to  $\log_{10}$  9.4 copies per gram of stool.

With respect to nutritional status based on anthropometric measures, 30.4% of participants were classified as living with obesity, 29.0% as living with overweight, 34.8% as normal weight, and 5.8% as underweight, according to BMI cut-offs for older Peruvians. Central adiposity was highly prevalent: using the Peruvian waist-circumference thresholds adjusted for sex, 62.3% of individuals fell in the very-high cardiometabolic-risk category, 23.2%

in the high-risk category and only 14.5% in the low-risk category. Consistent with this finding, 98.6% displayed a waist-to-height ratio  $\geq$  0.50, a widely accepted indicator of elevated cardiovascular risk<sup>26</sup>. Calf circumference screening, used here as a proxy for muscle mass, indicated normal values in 78.2% of participants; however, 8.7% showed moderately reduced measurements and 13.0% showed severely reduced measurements, patterns consistent with a heightened risk of sarcopenia. In Table 2, anthropometric measurements, *A. muciniphila* concentrations, and sleep quality variables were analyzed as numerical data.

**Table 1.** Characteristics of study participants (n=69)

Variables	Mean (SD)	n (%)
Age (years)	72.12 (7.63)	
60-69		27 (39.1)
70-79		31 (44.9)
80-89		9 (13.0)
90-99		2 (2.9)
Years of residence in the city of Lima	52.8 (19.4)	
Sex		
Female		57 (82.6)
Male		12 (17.4)
Lima & Callao birthplace		
Yes		26 (37.7)
No		43 (62.3)
Current illness		
Yes		56 (81.2)
No		13 (18.8)
History of surgery		
Yes		56 (81.2)
No		13 (18.8)
Family history of disease		
Yes		43 (62.3)
No		26 (37.7)
Drug treatment		
Yes		54 (78.3)
No		15 (21.7)
Sleep quality		
Good		21 (30.4)
Poor		48 (69.6)

\*Lima and Callao are part of the Lima Metropolitan Area

**Table 2.** Characteristics of anthropometric, microbiological, and sleep quality variables in older adults (n=69).

Variables	Mean	SD	Min	Max
<i>Akkermansia muciniphila</i> (log <sub>10</sub> copies/g stool)	7.68	1.19	4.3	9.37
Weight (kg)	66.82	11.90	42.5	103.00
Height (m)	1.50	0.06	1.4	1.66
BMI (kg/m <sup>2</sup> )	29.60	4.98	20.1	44.76
Waist circumference (cm)	94.51	10.39	67.7	117.30
Waist to height ratio	0.63	0.07	0.5	0.80
Calf circumference (cm)	35.53	3.21	27.5	43.00
PSQI score	7.51	3.36	1.0	15.00

SD: Standard deviation; Min: Minimum; Max: Maximum; BMI: Body mass index; PSQI: Pittsburgh sleep quality index.

### Differences in Fecal *A. muciniphila* levels by Clinical and Demographic Factors

Table 3 presents the differences in fecal *A. muciniphila* levels (log<sub>10</sub> copies/g stool) across clinical and demographic characteristics in older adults. No statistically significant differences were observed by sex, residence in Lima or Callao, current disease status, family history of disease, drug treatment, or sleep quality ( $p > 0.05$  for all comparisons). Although the difference in *A. muciniphila* levels between participants with and without a history of surgery approached statistical significance ( $p = 0.05$ ), it did not meet the predefined threshold, despite a moderate effect size (Cohen's  $d = -0.61$ ).

### Association between Food Consumption and *A. muciniphila* Levels

A detailed overview of the reported frequency of consumption of the 54 food items is provided in [Supplementary Table S1](#). Overall, staple foods such as rice, bread, potatoes, chicken, and fresh fish were consumed most frequently (daily or weekly), whereas pulses, pseudocereals, and several fruits and vegetables were consumed less regularly, often on a weekly or monthly basis. Based on these patterns, we next explored whether the frequency of intake of specific foods was associated with fecal levels of *A. muciniphila*. Significant differences were identified for two legumes ([Table 4](#)). Participants who reported monthly consumption of dried split peas (*Pisum sativum*) had significantly higher *A. muciniphila* levels compared to those who consumed them weekly or not at all ( $p < 0.01$ ;  $\omega^2 = 0.11$ ). Similarly, individuals who consumed canary beans (*Phaseolus vulgaris*) monthly showed higher *A. muciniphila* levels than those with no consumption ( $p = 0.01$ ;  $\omega^2 = 0.11$ ).

### DISCUSSION

The main finding of this study is that monthly consumption of canary beans and dried split peas was associated with higher fecal levels of *A. muciniphila*. *Pisum sativum* and *Phaseolus vulgaris* are widely consumed legumes in Latin America (including Peru) and in other regions, and are culturally relevant sources of fermentable substrates such as resistant starch, galacto-oligosaccharides, and phytochemicals<sup>27,28</sup>. These components have been shown to support the growth of *A. muciniphila* in animal models and, to a lesser extent, in human studies<sup>7,29</sup>. Still, the association with a

**Table 3.** Differences in *A. muciniphila* levels according to clinical and demographic characteristics in older adults.

Variables		N	Mean	SD	p*	Cohen's D
Sex	Female	57	7.69	1.13	0.86	0.06
	Male	12	7.63	1.52		
Lima & Callao Birthplace	Yes	26	7.79	0.88	0.56	-0.15
	No	43	7.61	1.35		
Current disease	Yes	56	7.64	1.23	0.56	0.18
	No	13	7.85	1.03		
Previous surgery	Yes	56	7.81	1.17	0.05	-0.61
	No	13	7.1	1.16		
Family history of disease	Yes	43	7.68	1.25	0.98	0.01
	No	26	7.69	1.13		
Drug treatments	Yes	54	7.59	1.22	0.23	0.35
	No	15	8.01	1.09		
Sleep quality	Good	21	7.56	1.52	0.59	-0.14
	Poor	48	7.73	1.04		

\* Student's t

**Table 4.** Association between the frequency of food consumption and fecal levels of *A. muciniphila* in older adults.

Food consumption frequency	n	Mean	SD	p*	$\omega^2$	Group comparison (Tukey's HSD)	Difference of means	p (adjusted) <sup>a</sup>
Dried split peas								
Monthly	20	8.38	0.95	0.01	0.11	Weekly	1.02	0.01
						No consumption	0.94	0.02
Weekly	25	7.36	1.37			No consumption	-0.08	0.97
No consumption	24	7.44	0.96					
Canary beans								
Monthly	24	8.24	0.87	0.01	0.11	Weekly	0.73	0.05
						No consumption	1.25	0.01
Weekly	34	7.51	1.26			No consumption	0.52	0.38
No consumption	11	6.99	1.19					

\*ANOVA  $p < 0.05$ ; <sup>a</sup>Post hoc test (p Tukey)

sporadic frequency of legume consumption was unexpected, as current scientific literature and dietary guidelines in various parts of the world recommend legumes on a daily or near-daily basis<sup>30</sup>. It is also noteworthy that most of the foods evaluated did not show a significant association with *A. muciniphila* levels in the post hoc analysis. This lack of association with members of the genus *Akkermansia* is not uncommon in studies exploring the relationship between diet and the gut microbiota<sup>31</sup>. For instance, Salazar et al<sup>16</sup>, reported that levels of the genus *Akkermansia* were not correlated with macro- or micronutrient intake.

Although the limited number of studies quantifying fecal levels of *A. muciniphila* in relation to dietary patterns assessed through food frequency questionnaires (FFQs) restricts direct comparisons, we hypothesize that several factors may explain the lack of significant associations observed for most food groups in this study. First, the gut microbiota is intrinsically complex and influenced by multiple interacting variables. Second, there was considerable variability in the frequency of food consumption within the study population, which may have limited the ability to detect consistent dietary patterns. Third, other intrinsic or extrinsic factors such as host genetics, medication use, or environmental exposures may have had a stronger influence on the microbiota composition than individual dietary items. These dynamics are difficult to disentangle in a cross-sectional design, which captures only a single time point and does not account for long-term dietary habits or microbiota stability over time.

In this study, we found a prevalence of *A. muciniphila* of 62% in a sample of older adults living in Lima, Peru. Moreover, there was substantial variability in fecal levels of *A. muciniphila* across participants, and these levels were not associated with age. As other many members of gut microbiota, this microbe is highly variable among individuals because of intrinsic and environmental factors<sup>32</sup>. In the context of aging, studies have indicated that *A. muciniphila* levels tend to decline, potentially contributing to age-related metabolic and inflammatory disorders<sup>12</sup>. However, some

research suggests increment of this bacterium in older adults, emphasizing a complex relationship between the abundance of genera *Akkermansia* and healthy aging<sup>16,33</sup>. For instance, using a quantitative approach comparable to ours, Salazar et al<sup>16</sup>, reported a statistically significant increase in the abundance of the genus *Akkermansia* in individuals over 80 years of age compared to younger individuals. The reported values ranged from 4 to 9  $\log_{10}$  cells/g of stool in the oldest group; ranges comparable to those observed in our study. The authors suggest a potential link between this bacterium and increased longevity. Notably, the reported protective effects appeared to be more pronounced at higher levels of *Akkermansia*, and no adverse outcomes were observed in individuals with elevated abundance<sup>15</sup>. Nevertheless, future studies should investigate the optimal abundance of *A. muciniphila* within the gut microbiota, as excessive colonization has been reported to negatively impact intestinal homeostasis<sup>34</sup>.

Unlike diet, neither adiposity nor sleep appeared to shape *A. muciniphila* in our cohort. Absolute counts did not differ across BMI categories, waist or calf-circumference strata, even though 59.4% of participants were living with overweight or obesity. In humans, the relationship between the abundance of the genus *Akkermansia*, particularly *A. muciniphila*, and obesity or overweight remains inconclusive, with studies reporting mixed results<sup>14,15,35,36</sup>. In our study, the observed discrepancies may be partly explained by the distinct physiological and metabolic characteristics of older adults. Aging is associated with changes in body composition, including sarcopenia and fat redistribution, that may not be fully captured by traditional anthropometric measures such as BMI or waist circumference<sup>37</sup>. Moreover, the gut microbiota in older individuals is influenced by a broader range of factors, including polypharmacy, comorbidities, and dietary heterogeneity, that may attenuate the relationship between microbial composition and adiposity seen in younger or middle-aged populations. It is also possible that in later life, the responsiveness of *A. muciniphila* to metabolic status becomes

less pronounced due to age-related immune and mucosal changes that alter its ecological niche<sup>44</sup>. Given the cross-sectional nature of our study, we cannot exclude reverse causality or unmeasured confounding factors, and longitudinal studies in elderly populations are needed to clarify whether *A. muciniphila* retains its role as a metabolic biomarker beyond midlife.

Sleep quality, assessed with the PSQI, was likewise unrelated to bacterial load. Current evidence linking sleep and *A. muciniphila* remains limited and inconsistent. One previous study employing the same assessment tool reported an association between poor sleep quality and a reduced proportion of the phylum Verrucomicrobia in the gut microbiota of older adults<sup>23</sup>. Meanwhile, other cross-sectional analyses have implicated different genera rather than *A. muciniphila* itself<sup>38</sup>. Our null finding is consistent with the current ambiguity in the literature, and we hypothesize that any association between sleep and *A. muciniphila* may be subtle or obscured by comorbidities and polypharmacy commonly present in elderly populations.

This study provides one of the first insights into the fecal abundance of *A. muciniphila* in older adults in Lima-Peru, using absolute quantification by qPCR, a method that offers greater resolution and accuracy compared to relative abundance metrics from 16S rRNA sequencing. The use of standardized anthropometric measurements, validated sleep quality assessments, and a detailed FFQ allowed for a multidimensional analysis of host and lifestyle factors potentially associated with *A. muciniphila*. Additionally, participant recruitment was efficient and engagement was high, likely due to the setting within an active aging center, where health-related programs are routinely integrated into daily life.

Nonetheless, several limitations should be acknowledged. First, the cross-sectional design limits causal inference and may be subject to unmeasured confounding. Second, the sample was drawn from a single institution located in Los Olivos, a middle-income, urban district of Lima, where participants are regularly exposed to health education and structured physical activity programs. This recruitment context may have introduced selection bias toward more health-conscious and functionally active older adults. Thus, the generalizability of our findings to the broader elderly population in Peru may be limited. Third, FFQ used to assess dietary intake was validated in Peruvian adults but not specifically in the elderly population. This may introduce potential measurement bias in estimating food consumption patterns. Fourth, the observed associations with specific foods should be interpreted with caution and treated as exploratory, as the FFQ did not quantify portion sizes or capture preparation methods (e.g., boiling, frying, soaking), both of which can influence the availability of microbial-accessible substrates such as resistant starch or polyphenols<sup>39,40</sup>. Residual confounding from overall dietary patterns not fully characterized may also have influenced the findings<sup>41</sup>. For instance, we did not assess the use of probiotics, prebiotics, fiber supplements, or

the habitual consumption of fermented foods, all of which may meaningfully modulate the abundance of *A. muciniphila*. Fifth, while we quantified *A. muciniphila* at the species level, emerging evidence indicates that different strains exhibit distinct functional properties and host interactions, which could not be addressed in this study<sup>42</sup>. Future research using shotgun metagenomics or strain-resolved approaches will be essential to explore these functional differences in aging populations. In addition, longitudinal designs and broader geographic sampling are needed to enhance generalizability and to investigate temporal relationships between *A. muciniphila* levels and modifiable lifestyle factors<sup>16</sup>.

## CONCLUSION

We observed substantial variability in fecal *A. muciniphila* levels among older adults residing in Lima, Peru. No significant associations were found between *A. muciniphila* abundance and anthropometric measurements, sleep quality, or clinical variables. However, monthly consumption of specific legumes, namely dried split peas and canary beans, was positively associated with higher bacterial levels. Given that food quantity, preparation methods, and traditional dietary patterns can influence the availability of microbial-accessible substrates, and that different *A. muciniphila* strains may exert distinct functional effects, future research should investigate gut microbiota composition and its determinants across diverse Peruvian populations. Longitudinal and strain-resolved studies are warranted to clarify the ecological and functional roles of *A. muciniphila* in aging populations.

## AUTHOR CONTRIBUTIONS

The authors' contributions were as follows: FT, EPG, VM, JR: conceptualization and funding acquisition; FT, EPG, FR: data collection; FT, EPG, VM, JR: data analysis; FT, EPG, VM, FR, JR: writing, review and editing. All authors read and approved the final version of the paper submitted to the journal.

## FUNDING STATEMENT

This study was fully supported by the Universidad Científica del Sur - Cabieses Fellowship "Fondo Semilla" (Resolución Directoral No. 005-DGIDI-CIENTIFICA-2024).

## ACKNOWLEDGMENTS

We thank Angie Castillo for her technical support in conducting the qPCR experiments. We also acknowledge Hilda Mezarina and Raul Nuñez from CIAM-Los Olivos for their institutional assistance in participant recruitment.

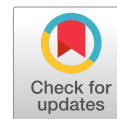
## REFERENCES

- (1) Montano M, Oursler KK, Marconi VC. Healthy aging: Linking causal mechanisms with holistic outcomes. *Aging Cell*. 2023;23(1):e14065. <https://doi.org/10.1111/acer.14065>
- (2) Moran-Ramos S, Lopez-Contreras BE, Villarruel-Vazquez R, Ocampo-Medina E, Macias-Kauffer L, Martinez-Medina JN, et al. Environmental and intrinsic factors shaping gut microbiota composition and diversity and its relation to metabolic health in children and early adolescents: A population-based study. *Gut Microbes*. 2020 ;11(4):900–17. <https://doi.org/10.1080/19490976.2020.1712985>
- (3) Chen H, Jiao J, Wei M, Jiang X, Yang R, Yu X, et al. Metagenomic analysis of the interaction between the gut microbiota and colorectal cancer: a paired-sample study based on the GMrepo database. *Gut Pathog*. 2022;14(1):48. <https://doi.org/10.1186/s13099-022-00527-8>
- (4) Ioannou A, Berkhout MD, Geerlings SY, Belzer C. *Akkermansia muciniphila*: biology, microbial ecology, host interactions and therapeutic potential. *Nat Rev Microbiol*. 2025;23(3):162–77. <https://doi.org/10.1038/s41579-024-01106-1>
- (5) Derrien M, Vaughan EE, Plugge CM, De Vos WM. *Akkermansia muciniphila* gen. nov., sp. nov., a human intestinal mucin-degrading bacterium. *Int J Syst Evol Microbiol*. 2004;54(5):1469–76. <https://doi.org/10.1099/ijs.0.02873-0>
- (6) Derrien M, Collado MC, Ben-Amor K, Salminen S, de Vos WM. The Mucin Degrader *Akkermansia muciniphila* Is an Abundant Resident of the Human Intestinal Tract. *Appl Environ Microbiol*. 2008;74(5):1646–8. <https://doi.org/10.1128/AEM.01226-07>
- (7) Verhoog S, Taneri PE, Roa Díaz ZM, Marques-Vidal P, Troup JP, Bally L, et al. Dietary Factors and Modulation of Bacteria Strains of *Akkermansia muciniphila* and *Faecalibacterium prausnitzii*: A Systematic Review. *Nutrients*. 2019;11(7):1565. <https://doi.org/10.3390/nu11071565>
- (8) Pellegrino A, Coppola G, Santopaolo F, Gasbarrini A, Ponziani FR. Role of *Akkermansia* in Human Diseases: From Causation to Therapeutic Properties. *Nutrients*. 2023;15(8):1815. <https://doi.org/10.3390/nu15081815>
- (9) Niu H, Zhou M, Zogona D, Xing Z, Wu T, Chen R, et al. *Akkermansia muciniphila*: a potential candidate for ameliorating metabolic diseases. *Front Immunol*. 2024;15:1370658. <https://doi.org/10.3389/fimmu.2024.1370658>
- (10) Aja E, Zeng A, Gray W, Connelley K, Chaganti A, Jacobs JP. Health Effects and Therapeutic Potential of the Gut Microbe *Akkermansia muciniphila*. *Nutrients*. 2025;17(3):562. <https://doi.org/doi:10.3390/nu17030562>
- (11) Zeng SY, Liu YF, Liu JH, Zeng ZL, Xie H, Liu JH. Potential Effects of *Akkermansia Muciniphila* in Aging and Aging-Related Diseases: Current Evidence and Perspectives. *Aging Dis*. 2023 ;14(6):2015–27. <https://doi.org/10.14336/AD.2023.0325>
- (12) Collado MC, Derrien M, Isolauri E, de Vos WM, Salminen S. Intestinal Integrity and *Akkermansia muciniphila*, a Mucin-Degrading Member of the Intestinal Microbiota Present in Infants, Adults, and the Elderly. *Appl Environ Microbiol*. 2007;73(23):7767–70. <https://doi.org/10.1128/AEM.01477-07>
- (13) Frugé AD, Van Der Pol W, Rogers LQ, Morrow CD, Tsuruta Y, Demark-Wahnefried W. Fecal *Akkermansia muciniphila* Is Associated with Body Composition and Microbiota Diversity in Overweight and Obese Women with Breast Cancer Participating in a Presurgical Weight Loss Trial. *J Acad Nutr Diet*. 2020;120(4):650–9. <https://doi.org/10.1016/j.jand.2018.08.164>
- (14) Zhou Q, Zhang Y, Wang X, Yang R, Zhu X, Zhang Y, et al. Gut bacteria *Akkermansia* is associated with reduced risk of obesity: evidence from the American Gut Project. *Nutr Metab*. 2020;17:90. <https://doi.org/10.1186/s12986-020-00516-1>
- (15) Zhou Q, Pang G, Zhang Z, Yuan H, Chen C, Zhang N, et al. Association Between Gut *Akkermansia* and Metabolic Syndrome is Dose-Dependent and Affected by Microbial Interactions: A Cross-Sectional Study. *Diabetes Metab Syndr Obes Targets Ther*. 2021;14:2177–88. <https://doi.org/10.2147/DMSO.S311388>
- (16) Salazar N, Arboleya S, Fernández-Navarro T, de los Reyes-Gavilán CG, Gonzalez S, Gueimonde M. Age-Associated Changes in Gut Microbiota and Dietary Components Related with the Immune System in Adulthood and Old Age: A Cross-Sectional Study. *Nutrients*. 2019;11(8):1765. <https://doi.org/10.3390/nu11081765>
- (17) Aguilar Esenarro L, Contreras Rojas M, Del Canto y Dorador J, Vilchez Dávila W. Guía técnica para la valoración nutricional antropométrica de la persona adulta mayor [Internet]. Ministerio de Salud, Instituto Nacional de Salud; 2013. Disponible en: <https://alimentacion.saludable.ins.gob.pe/sites/default/files/2017-02/GuiaAntropometricaAdulto.pdf>
- (18) Gonzalez MC, Mehrnezhad A, Razaviarab N, Barbosa-Silva TG, Heymsfield SB. Calf circumference: cutoff values from the NHANES 1999–2006. *Am J Clin Nutr*. 2021;113(6):1679–87. <https://doi.org/10.1093/ajcn/nqab029>
- (19) Monsalve Álvarez JM, González Zapata LI. Diseño de un cuestionario de frecuencia para evaluar ingesta alimentaria en la Universidad de Antioquia, Colombia. *Nutr Hosp*. 2011;(6):1333–44.
- (20) Mamani-Urrutia V, Dominguez-Curi CH, Sosa-Macalupu MA, Torres-Vicharra LF. Estudio exploratorio sobre conocimientos y frecuencia de consumo de productos procesados y ultraprocesados en estudiantes universitarios de Perú. *Rev Esp Nutr Comunitaria*. 2022;28(1):1–11.
- (21) Ruiz Guillén AG, Salvatierra Ruiz RV, Domínguez Curi CH. Almuerzos familiares saludables Lima 2023 [Internet]. 2023 [citado 22 de noviembre de 2023]. Disponible en: <https://www.gob.pe/institucion/ins/informes-publicaciones/4221510-almuerzos-familiares-saludables-lima-2023>
- (22) Solís YL, Arana YR, Palacios YA. Validación del Índice de Calidad de Sueño de Pittsburgh en una muestra peruana. *An Salud Ment*. 2015;31(2):23–30.
- (23) Anderson JR, Carroll I, Azcarate-Peril MA, Rochette AD, Heinberg LJ, Peat C, et al. A preliminary examination of gut microbiota, sleep, and cognitive flexibility in healthy older adults. *Sleep Med*. 2017;38:104–7. <https://doi.org/10.1016/j.sleep.2017.07.018>
- (24) Osman MA, Neoh H min, Ab Mutalib NS, Chin SF, Mazlan L, Raja Ali RA, et al. *Parvimonas micra*, *Peptostreptococcus stomatis*, *Fusobacterium nucleatum* and *Akkermansia muciniphila* as a four-bacteria biomarker panel of colorectal cancer. *Sci Rep*. 2021;11:2925. <https://doi.org/10.1038/s41598-021-82465-0>
- (25) Sezgin E, Terlemez G, Bozkurt B, Bengi G, Akpınar H, Büyüktoran İ. Quantitative real-time PCR analysis of bacterial biomarkers enable fast and accurate monitoring in inflammatory bowel disease. *PeerJ*. 2022;10:e14217. <https://doi.org/10.7717/peerj.14217>
- (26) Browning LM, Hsieh SD, Ashwell M. A systematic review of waist-to-height ratio as a screening tool for the prediction of cardiovascular disease and diabetes: 0.5 could be a suitable

- global boundary value. *Nutr Res Rev.* 2010;23(2):247–69. <https://doi.org/10.1017/S0954422410000144>
- (27) Mbiu J, Assefa T, Mukankusi C, Rubyogo JC, Philipo M. Consumer traits of common beans: a global and regional perspective on seed coat darkening, cooking time, protein, and mineral content. *Front Nutr.* 2025;12:1658338. <https://doi.org/10.3389/fnut.2025.1658338>
- (28) Wu DT, Li WX, Wan JJ, Hu YC, Gan RY, Zou L. A Comprehensive Review of Pea (*Pisum sativum* L.): Chemical Composition, Processing, Health Benefits, and Food Applications. *Foods.* 2023;12(13):2527. <https://doi.org/10.3390/foods12132527>
- (29) Rejeski JJ, Wilson FM, Nagpal R, Yadav H, Weinberg RB. The Impact of a Mediterranean Diet on the Gut Microbiome in Healthy Human Subjects: A Pilot Study. *Digestion.* 2021;103(2):133–40. <https://doi.org/10.1159/000519445>
- (30) Hughes J, Pearson E, Grafenauer S. Legumes—A Comprehensive Exploration of Global Food-Based Dietary Guidelines and Consumption. *Nutrients.* 2022;14(15):3080. <https://doi.org/10.3390/nu14153080>
- (31) Rodríguez-Lara A, Plaza-Díaz J, López-Uriarte P, Vázquez-Aguilar A, Reyes-Castillo Z, Álvarez-Mercado AI. Fiber Consumption Mediates Differences in Several Gut Microbes in a Subpopulation of Young Mexican Adults. *Nutrients.* 2022;14(6):1214. <https://doi.org/10.3390/nu14061214>
- (32) Olsson LM, Boulund F, Nilsson S, Khan MT, Gummesson A, Fagerberg L, et al. Dynamics of the normal gut microbiota: A longitudinal one-year population study in Sweden. *Cell Host Microbe.* 2022;30(5):726–739.e3. <https://doi.org/10.1016/j.chom.2022.03.002>
- (33) Biagi E, Franceschi C, Rampelli S, Severgnini M, Ostan R, Turroni S, et al. Gut Microbiota and Extreme Longevity. *Curr Biol.* 2016;26(11):1480–5. <https://doi.org/10.1016/j.cub.2016.04.016>
- (34) Qu S, Zheng Y, Huang Y, Feng Y, Xu K, Zhang W, et al. Excessive consumption of mucin by over-colonized *Akkermansia muciniphila* promotes intestinal barrier damage during malignant intestinal environment. *Front Microbiol.* 2023;14:1111911.
- (35) Dao MC, Belda E, Prifti E, Everard A, Kayser BD, Bouillot JL, et al. *Akkermansia muciniphila* abundance is lower in severe obesity, but its increased level after bariatric surgery is not associated with metabolic health improvement. *Am J Physiol-Endocrinol Metab.* 2019;317(3):E446–59. <https://doi.org/10.1152/ajpendo.00140.2019>
- (36) Tavassol ZH, Ejtahed HS, Atlasi R, Saghaifan F, Khalagi K, Hasani-Ranjbar S, et al. Alteration in Gut Microbiota Composition of Older Adults Is Associated with Obesity and Its Indices: A Systematic Review. *J Nutr Health Aging.* 2023;27(10):817–23. <https://doi.org/10.1007/s12603-023-1988-8>
- (37) Rubino F, Cummings DE, Eckel RH, Cohen RV, Wilding JPH, Brown WA, et al. Definition and diagnostic criteria of clinical obesity. *Lancet Diabetes Endocrinol.* 2025;13(3):221–62. [https://doi.org/10.1016/S2213-8587\(24\)00316-4](https://doi.org/10.1016/S2213-8587(24)00316-4)
- (38) Haimov I, Magzal F, Tamir S, Lalzar M, Asraf K, Milman U, et al. Variation in Gut Microbiota Composition is Associated with Sleep Quality and Cognitive Performance in Older Adults with Insomnia. *Nat Sci Sleep.* 2022;14:1753–67. <https://doi.org/10.2147/NSS.S377114>
- (39) Brown D. Do Food Frequency Questionnaires Have Too Many Limitations? *J Am Diet Assoc.* 2006;106(10):1541–2. <https://doi.org/10.1016/j.jada.2006.07.020>
- (40) Lerma-Aguilera AM, Pérez-Burillo S, Navajas-Porras B, León ED, Ruíz-Pérez S, Pastoriza S, et al. Effects of different foods and cooking methods on the gut microbiota: an in vitro approach. *Front Microbiol.* 2024;14:1334623. <https://doi.org/10.3389/fmicb.2023.1334623>
- (41) Johnson AJ, Mueller NT. Can data-driven approaches for dietary pattern assessment improve microbiome epidemiology research? *Am J Clin Nutr.* 2022;115(2):329–31. <https://doi.org/10.1093/ajcn/nqab386>
- (42) Zhai R, Xue X, Zhang L, Yang X, Zhao L, Zhang C. Strain-Specific Anti-inflammatory Properties of Two *Akkermansia muciniphila* Strains on Chronic Colitis in Mice. *Front Cell Infect Microbiol.* 2019;9:239. <https://doi.org/10.3389/fcimb.2019.00239>

# Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

## Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics

[www.renhyd.org](http://www.renhyd.org)

### ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

## Percepción de la calidad de servicio en la atención nutricional en Chile: un estudio desde la perspectiva del usuario

➤ Service quality perception in nutritional care in Chile: a study from the user's perspective

José Luis Pino-Villalón<sup>a,b,\*</sup>, Alonso Javier Torres-López<sup>a,c</sup>, María José Jorquera Cáceres<sup>a</sup>, Camila Belén Pérez Loncoman<sup>a</sup>

<sup>a</sup> Escuela de Nutrición y Dietética, Facultad de Salud, Universidad Santo Tomás, Chile.

<sup>b</sup> Centro de Investigación e Innovación en la Prevención y Cuidados de la Salud, Universidad Santo Tomás, Chile.

<sup>c</sup> Departamento de Salud Estudiantil, Dirección General Estudiantil, Universidad Católica del Maule, Chile.

\*[jpino9@santotomas.cl](mailto:jpino9@santotomas.cl)

Editora Asignada: Edna Judith Nava-González, Facultad de Salud Pública y Nutrición, Universidad Autónoma de Nuevo León, México.

Recibido: 13/10/2025; Aceptado: 05/02/2026; Publicado: 08/03/2026.

#### KEYWORDS

Nutritionist  
Service Quality  
SERVPERF  
SERVQUAL  
Public/Private  
Health Institutions

#### ➤ ABSTRACT

**Introduction:** In Chile, the high prevalence of overnutrition establishes the dietitian's intervention as a fundamental pillar of the healthcare system. The effectiveness of this professional depends not only on technical competence but also on the quality of the service as perceived by users, a crucial factor for long-term adherence and outcomes.

**Objective:** To compare the perceived service quality reported by users attending follow-up appointments with nutritionists in the public and private healthcare systems in Chile.

**Methods:** A non-experimental, cross-sectional study was conducted on users aged 18-60 years who were treated by nutritionists in the Maule Region, Chile (n=380). Digital surveys based on the SERVQUAL (21 items) and SERVPERF (22 items) instruments were administered.

**Results:** Private care obtained significantly higher SERVPERF scores ( $p<0.001$ ) in 21 out of 22 items, with the greatest differences observed in Empathy ( $\Delta=0.65$ ) and Assurance ( $\Delta=0.58$ ). A negative global gap (-0.21) was identified using the SERVQUAL model, which was more pronounced in the public sector (-0.31 vs. -0.13 in the private sector). Dissatisfaction increased with age.

**Conclusion:** The findings highlight the need to improve service quality in the public sector to meet patient expectations and reduce perception gaps.

**PALABRAS CLAVE**

Nutricionista  
 Calidad de servicio  
 SERVPERF  
 SERVQUAL  
 Instituciones de Salud  
 Público/Privado

**RESUMEN**

**Introducción:** En Chile, la alta prevalencia de malnutrición por exceso convierte la intervención del nutricionista en un pilar fundamental del sistema de salud. La efectividad de este profesional depende no solo de su competencia técnica, sino también de la calidad del servicio que perciben los usuarios, un factor crucial para la adherencia y los resultados a largo plazo.

**Objetivo:** Comparar la percepción de calidad de servicio percibida por los usuarios que asisten a control con nutricionista en el sistema de salud público y privado en Chile.

**Metodología:** Estudio no experimental, y transversal en usuarios de 18-60 años atendidos por nutricionistas en la Región del Maule, Chile (n=380). Se aplicaron encuestas digitales basadas en los instrumentos "Service Quality" (SERVQUAL) (21 ítems) y modelo "Service Performance" (SERVPERF) (22 ítems).

**Resultados:** Los usuarios percibieron una calidad de servicio significativamente mayor en el sector privado según modelo SERVPERF ( $p < 0,001$  en 21 de 22 ítems). Esto indica que la atención privada es evaluada como más confiable. Las mayores brechas a favor del privado se dieron en Empatía ( $\Delta = 0,65$ ) y Seguridad ( $\Delta = 0,58$ ), lo que sugiere que los usuarios experimentan una comunicación más cercana y una mayor sensación de competencia y confianza en ese ámbito. Se identificó una brecha global negativa (-0,21) con el modelo SERVQUAL, más pronunciada en el sector público (-0,31 vs. -0,13 privado). Se observó que, a mayor edad de los usuarios, mayor era la brecha de insatisfacción (expectativas > percepción), indicando que los pacientes de más edad tienden a ser más críticos con la calidad del servicio recibido.

**Conclusiones:** Los hallazgos resaltan la necesidad de mejorar la calidad del servicio en el sector público para satisfacer las expectativas de los pacientes y reducir las brechas de percepción.

**MENSAJES CLAVE**

1. La atención privada de nutricionistas en Chile es percibida como significativamente superior a la pública, especialmente en empatía y seguridad.
2. Existe una brecha negativa entre expectativas y percepción en ambos sistemas, pero es más pronunciada en el sector público, indicando mayor insatisfacción usuaria.
3. Los usuarios de mayor edad tienden a ser más críticos, mostrando brechas de calidad más amplias, particularmente en sensibilidad y empatía dentro del sistema público.
4. Se requieren políticas públicas para mejorar la infraestructura, equipamiento y formación en empatía en el sector público, para cerrar las brechas de calidad identificadas.

**CITA**

Pino-Villalón JL, Torres-López AJ, Jorquera Cáceres MJ, Pérez Loncoman CB. Percepción de la calidad de servicio en la atención nutricional en Chile: un estudio desde la perspectiva del usuario. Rev Esp Nutr Hum Diet. 2026; 30(1): e2627. doi: <https://doi.org/10.14306/renhyd.30.1.2627>

## INTRODUCCIÓN

Chile presenta una de las mayores prevalencias de malnutrición por exceso entre los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE)<sup>1</sup>. Según los últimos informes nacionales, el 74% de la población tiene algún grado de exceso de peso<sup>2</sup>, una situación de alto riesgo debido a su asociación con múltiples enfermedades no transmisibles que incrementan los costos de salud pública<sup>3</sup>.

Para abordar esta problemática epidemiológica, Chile ha implementado diversas iniciativas. Entre ellas destacan el Programa Vida Sana, el Sistema Elige Vivir Sano (Ley 20.670), la implementación de sellos de advertencia en alimentos de alto riesgo (Ley 20.606) y la Estrategia Nacional contra el Sobrepeso y la Obesidad Infantil y Adolescente<sup>4</sup>.

La preocupación social también es evidente: encuestas internacionales sitúan a México y Chile como los países donde la obesidad genera mayor alarma como problema de salud<sup>5</sup>. Lo que debería incentivar o motivar la asistencia a control con nutricionista, profesional idóneo y competente que brinda apoyo alimentario y nutricional, tanto en el ámbito clínico como en salud pública en Chile<sup>6,7</sup>, pero según la última Encuesta Nacional de Salud (2016-17), solo el 12,9% de la población, con algún factor de riesgo de relevancia nutricional, consulta a un nutricionista al menos una vez al año<sup>8</sup>, lo que puede estar asociado a la percepción que acceder a una cita/consulta de salud es un trámite burocrático<sup>5</sup>.

Sin embargo, el éxito de cualquier intervención nutricional no depende únicamente del acceso o la competencia técnica del profesional. La calidad del servicio percibido es un pilar fundamental para la adherencia terapéutica y los resultados a largo plazo. Como señala la evidencia, "las palabras construyen o destruyen"; un servicio que haga sentir al paciente escuchado, comprendido y seguro puede motivar cambios conductuales sostenidos<sup>9</sup>. Esto tiene consecuencias medibles: estudios en atención crónica han demostrado que diferencias en la calidad de la relación profesional-paciente y en las barreras estructurales entre sistemas de salud se asocian directamente con variaciones en la adherencia y en indicadores clínicos clave a largo plazo<sup>10</sup>. En el contexto chileno, donde se ha documentado una alta prevalencia de baja adherencia terapéutica en el sistema público<sup>11</sup>, evaluar y mejorar la calidad percibida del servicio se convierte en una necesidad.

En Chile, se puede acceder a la atención nutricional ambulatoria en tres modalidades<sup>12</sup>:

1. Sistema Público Gratuito: Ofrecida en centros de atención primaria (Centro de Salud Familiar - CESFAM, Centro Comunitario de Salud Familiar - CECOSF o Postas de Salud Rural) que está enfocada en programas gubernamentales y sufre escasez de citas/cupos de atención disponibles.
2. Bono con Subsidio Estatal: Permite atención en el sector privado mediante un copago (5 EUR) con aporte fiscal,

alternativa que, resulta económicamente poco atractiva para los profesionales.

3. Sistema Privado Directo: Consulta nutricional, atención en centros de salud o clínicas privadas que cuenten con nutricionistas, sin intermediación estatal.

El sistema de subsidio estatal permite atención nutricional en el sistema privado de salud. Sin embargo, esta modalidad de 'libre elección'<sup>13</sup> requiere derivación médica, aplica solo en circunstancias específicas y se limita a cuatro sesiones anuales. Estas restricciones, sumadas a la tarifa impuesta por el Estado (<10 EUR por sesión, muy inferior al valor de mercado – 25 a 50 EUR), hacen el sistema poco atractivo para nutricionistas del sector privado.

En Chile no se ha evaluado sistemáticamente la calidad percibida de estos servicios, generando un vacío en la evidencia local. Estudios internacionales han utilizado instrumentos como el modelo "Service Quality" (SERVQUAL) y "Service Performance" (SERVPERF) para medir la calidad en servicios de salud<sup>14</sup>, demostrando que las brechas entre expectativas y percepciones impactan directamente en la satisfacción usuaria y la adherencia terapéutica<sup>15</sup>.

Este vacío de evidencia local se enmarca en un escenario nacional donde la calidad percibida del sistema público de salud ha sido históricamente evaluada de manera menos favorable que la del sector privado, con críticas recurrentes hacia la infraestructura, los tiempos de espera, la disponibilidad de recursos humanos y tecnológicos, y la experiencia interpersonal durante la atención<sup>16-18</sup>. En el ámbito nutricional específicamente, esta percepción se ve agravada por la escasez de cupos, la limitada capacidad de personalización de las consultas y los bajos aranceles de la modalidad de libre elección, que desincentivan la participación de profesionales del sector privado<sup>8,13</sup>.

La escasa información disponible compromete el diseño de políticas públicas basadas en evidencia para optimizar la atención nutricional, especialmente en el sistema público que atiende a poblaciones vulnerables con alta prevalencia de malnutrición por exceso<sup>2</sup>. A esto se suma que la escasez de cupos/citas y las barreras económicas<sup>5,13</sup> acentúan la necesidad de garantizar que los servicios existentes alcancen estándares de calidad que justifiquen la inversión pública y/o privada. Esta necesidad se hace más evidente al considerar las marcadas diferencias estructurales y operativas entre ambos sistemas. El sector público de atención nutricional, principalmente en el nivel primario (Centros de Salud Familiar - CESFAM, Centros Comunitarios de Salud Familiar - CECOSF), suele enfrentar limitaciones de infraestructura, equipamiento, alta demanda con cupos restringidos y sobrecarga de los profesionales, lo que puede traducirse en tiempos de espera prolongados, consultas breves y una menor capacidad de personalización<sup>19,20</sup>. Por otro lado, el sector privado opera con mayor autonomía, suele contar con mejor infraestructura y tecnología, y ofrece una atención más inmediata y personalizada, aunque su acceso está condicionado por la capacidad de pago del usuario o por las restricciones de los bonos de subsidio estatal<sup>13</sup>.

Por ello, este estudio buscó: 1.- Comparar cuantitativamente, la

percepción de calidad del servicio entre usuarios de nutricionistas de los sistemas público y privado; 2.- Identificar brechas según modelo SERVQUAL (expectativas vs. percepciones) en ambos contextos asistenciales; Y 3.- Analizar el impacto de variables sociodemográficas clave (edad, sexo) en dichas percepciones.

## METODOLOGÍA

Se realizó un estudio cuantitativo, no experimental, descriptivo y transversal para evaluar la percepción de usuarios chilenos sobre la atención de nutricionistas en los sistemas público y privado de salud. La investigación se desarrolló en la Región del Maule (Chile) entre junio y noviembre de 2024, siguiendo un protocolo aprobado por el Comité de Ética Científico de la Universidad Santo Tomás Macrozona Centro Sur (código 24/120), cumpliendo con los principios de Helsinki.

La población objetivo incluyó adultos de 18-60 años que hubiesen recibido atención nutricional en los últimos 6 meses en establecimientos públicos (CESFAM, CECOSF) o privados (centros o clínicas particulares). Se excluyeron personas con discapacidad cognitiva, visual o auditiva. Mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, se reclutaron 436 participantes, esperando una participación de 190 por grupo (público/privado). La muestra fue calculada mediante método de comparación de 2 medias independientes, con un 95% de confianza, 80% de poder estadístico, diferencia mínima esperada de 0,5 puntos, desviación estándar de 1,10, y un aumento de 20% por pérdidas esperadas.

Se utilizaron dos instrumentos validados mediante formularios digitales en línea (Microsoft Forms), los cuales fueron autoadministrados: SERVPERF<sup>21</sup> con 22 ítems, que evaluó percepción de calidad de servicio en cinco dimensiones (confiabilidad, capacidad de respuesta/responsabilidad, seguridad/competencia, empatía y aspectos tangibles). Y modelo SERVQUAL traducido al español<sup>22</sup>. Este instrumento se adaptó eliminando un ítem "Las nutricionistas de excelencia mantienen registros exentos de errores", ya que un ítem anterior señala "Las nutricionistas de excelencia realizan el servicio bien a la primera", lo que ocasiona una dualidad en la intención del ítem que podría causar redundancia, por tanto, el instrumento contó con 21 ítems para medir la brecha expectativa-realidad (proyección vs. experiencia) distribuidos en cinco dimensiones (Tangibles, fiabilidad/responsabilidad, sensibilidad/capacidad de respuesta, seguridad y empatía). Ambos instrumentos utilizaron escalas numéricas tipo Likert desde 1 ("muy insuficiente") a 7 ("excelente"). Investigaciones previas han demostrado alta confiabilidad de los cuestionarios<sup>23,24</sup>. La elección de estos instrumentos se basa en su amplio uso y validación internacional para medir calidad de servicios, incluidos los de salud<sup>14,23</sup>. El modelo SERVPERF se centra en el desempeño percibido, lo que lo hace especialmente

útil para evaluar experiencias concretas de atención, mientras que SERVQUAL permite identificar brechas entre expectativas y percepciones, facilitando la detección de áreas críticas de mejora<sup>21,22</sup>. Estos instrumentos han demostrado una excelente consistencia interna, con coeficientes alfa de Cronbach sobre 0,9 para SERVPERF<sup>25</sup> y para SERVQUAL<sup>26</sup>, valores que superan el umbral recomendado para investigaciones aplicadas<sup>27</sup>.

El proceso incluyó consentimiento informado y tomó ≈7 minutos por participante.

Los datos se procesaron en Microsoft Excel® y se analizaron con el programa estadístico IBM SPSS versión 30 en español (IBM, US). Las inferencias estadísticas se realizaron con 95% de confianza y significación de 0,05. Se corroboró normalidad de datos con prueba de Shapiro-Wilk, para posteriormente utilizar pruebas t de Student o Mann-Whitney/Wilcoxon. Se correlacionó el puntaje total de SERVPERF y la brecha identificada según modelo SERVQUAL con la edad según Rho de Spearman. Se determinó fiabilidad instrumental mediante  $\alpha$  de Cronbach.

## RESULTADOS

De un total de 436 encuestas recibidas, se excluyeron 56 por estar incompletas (23 del sector privado y 33 del público), quedando una muestra final de 380 usuarios que habían asistido a consulta nutricional. La mayoría fueron mujeres (80,3%; n=305) y más de la mitad se atendieron en el sistema privado (55,5%; n=211). Tanto la distribución por sexo como por grupo de edad fueron similares entre los usuarios de los sistemas público y privado, sin que se encontraran asociaciones estadísticamente significativas (sexo:  $\chi^2=0,182$ , p=0,670; grupo etario:  $\chi^2=7,11$ , p=0,212). Las características completas de la muestra se detallan en la [Tabla 1](#). La aplicación del instrumento SERVPERF mostró una adecuada consistencia interna con un  $\alpha$  de Cronbach de 0,964.

El puntaje promedio del instrumento fue de  $6,19 \pm 0,92$ , en términos generales el aspecto de mayor puntaje promedio fue el ítem 20 "El/la NUTRICIONISTA tiene una buena presentación personal" con un puntaje promedio de  $6,62 \pm 0,84$ , le siguen los ítems 8 "El/la NUTRICIONISTA trata a los pacientes con respeto" y 18 "El/la Nutricionista mantiene su box e instalaciones siempre limpias" ambos con una calificación promedio de  $6,61 \pm 0,88$ . En ambos tipos de atención (público/privado) se repitieron los ítems aunque en diferente orden, en las atenciones en servicio público fue  $8 > 20 > 18$  mientras que en particular fue  $18 > 20 > 8$ .

El análisis según tipo de atención (pública/privada) mostró puntajes significativamente superiores en el total ([Figura 1](#)) y para la mayoría de los ítems, tendencia a favor de la atención privada. Solo 1 ítem de los 22 evaluados no mostró diferencias significativas (p>0,05) (ítem 21) ([Tabla Suplementaria S1](#)).

**Tabla 1.** Asociación de sexo y edad según el tipo de servicio de atención nutricional (n=380)

	Privado n (%)	Público n (%)	Total
Hombre	40 (19,0)	35 (20,7)	75 (19,7)
Mujer	171 (81,0)	134 (79,3)	305 (80,3)
Total	211 (100)	169 (100)	380 (100)
Grupo Edad			
18-20	45 (21,3)	36 (21,3)	81 (21,3)
21-30	122 (57,8)	92 (54,4)	214 (56,3)
31-40	19 (9,0)	11 (6,5)	30 (7,9)
41-50	12 (5,7)	8 (4,7)	20 (5,3)
51-60	12 (5,7)	17 (10,1)	29 (7,6)
> 60	1 (0,5)	5 (3,0)	6 (1,6)
Total	211 (100)	169 (100)	380 (100)

Elaboración propia. Datos muestran frecuencia absoluta (n) y frecuencia relativa (%) de columna. Prueba de independencia de  $\chi^2$  con 95% de confianza ( $p>0,05$ ).

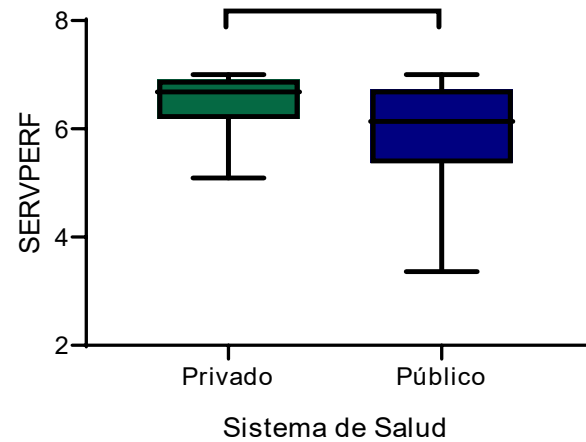
Todas las dimensiones del instrumento SERVPERF mostraron un promedio significativamente superior en aquellas personas que fueron atendidas en el sistema privado, la mayor diferencia se observó en la dimensión "Empatía" con una diferencia media de 0,65 puntos, seguido por "Seguridad" con una diferencia de 0,58 puntos (Tabla 2), no se observaron diferencias según sexo o grupo de edad ( $p<0,05$ ).

El instrumento SERVQUAL mostró una alta fiabilidad interna tanto para la escala de percepción como para la escala de expectativas ( $\alpha$  de Cronbach de 0,947 para ambas).

Mediante el modelo SERVQUAL se identificó una brecha global (percepción menos expectativa) de  $-0,21 \pm 0,73$ . En los servicios privados, esta brecha fue de  $-0,13 \pm 0,59$ , mientras que en el sector público alcanzó  $-0,31 \pm 0,87$ . Esta diferencia entre ambos grupos resultó estadísticamente significativa ( $p=0,030$ ; prueba U de Mann-Whitney) (Figura 2).

En el análisis de la muestra total se identificó que en 19 de 21 ítems existió diferencia significativa, es decir, no se cumplieron las expectativas de los usuarios. En solo un ítem la expectativa fue sobrepasada por la percepción (ítem 3) relativa a la apariencia, pero esta diferencia solo fue significativa en la consulta privada. Los ítems con mayor diferencia fueron el n°5 y 12, los cuales hacen referencia a cumplir plazos y tiempo para responder consultas. Tendencia que se mantiene en el ambiente privado, pero en el ambiente público el ítem 5 es reemplazado por el 18 relativo a la conveniencia en los horarios de atención.

**Figura 1.** Calidad de servicio percibida según modelo SERVPERF  $p<0,001$



**Tabla 2.** Puntaje promedio dimensiones de escala SERVPERF según tipo de atención (n 380)

	Privado		Público		p-value
	Md	(RIC)	Md	(RIC)	
Confiability	6,8	(6,2-7,0)	6,2	(5,2-6,8)	<0,001
Responsabilidad	6,8	(6,0-7,0)	6,3	(5,5-7,0)	<0,001
Seguridad	7,0	(6,3-7,0)	6,3	(5,0-7,0)	<0,001
Empatía	7,0	(6,0-7,0)	6,0	(5,0-7,0)	<0,001
Tangibles	6,6	(6,2-7,0)	6,2	(5,4-6,8)	<0,001

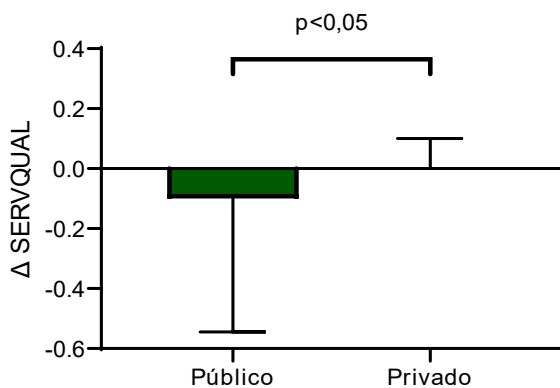
Elaboración propia. Datos muestran mediana y rango intercuartílico (RIC, Q1-Q3), análisis mediante prueba U de Mann-Whitney según naturaleza de los datos; Shapiro-Wilk  $p<0,001$ .

En el servicio público se identificó brechas significativas en todas las dimensiones del modelo SERVQUAL, mientras que en el privado la dimensión "Tangibles" (asociado a equipamiento, instalaciones y apariencia), no mostró diferencias, es decir, la percepción cumple la expectativa para esta dimensión. Las brechas presentaron diferencias significativas según tipo de atención en las dimensiones Tangibles y Empatía (Tabla 3). Al realizar un análisis por variables sociodemográficas no se encontraron diferencias por sexo, pero se encontró diferencias en grupo de edad en: Sensibilidad ( $p=0,016$ ), Seguridad ( $p=0,032$ ) y Empatía ( $p=0,019$ ).

**Tabla 3.** Brecha de calidad de servicio percibida mediante modelo SERVQUAL según tipo de atención

Dimensión SERVQUAL	Público n 169			Privado n 211			Privado vs público p-value <sup>a</sup>
	Percepción	Expectativa	$\Delta$	Percepción	Expectativa	$\Delta$	
	$\bar{x} \pm DE$	$\bar{x} \pm DE$		$\bar{x} \pm DE$	$\bar{x} \pm DE$		
Tangibles	5,74 $\pm$ 1,03	6,02 $\pm$ 1,07	-0,28 $\ddagger$	6,02 $\pm$ 0,92	6,05 $\pm$ 0,97	-0,03	0,018
Fiabilidad	5,96 $\pm$ 1,04	6,29 $\pm$ 1,00	-0,34 $\dagger$	6,41 $\pm$ 0,77	6,63 $\pm$ 0,60	-0,22 $\dagger$	0,341
Sensibilidad	5,84 $\pm$ 1,05	6,16 $\pm$ 0,97	-0,32 $\dagger$	6,16 $\pm$ 0,92	6,30 $\pm$ 0,83	-0,15*	0,073
Seguridad	6,26 $\pm$ 1,04	6,52 $\pm$ 0,91	-0,26 $\dagger$	6,62 $\pm$ 0,77	6,77 $\pm$ 0,54	-0,14 $\ddagger$	0,436
Empatía	6,14 $\pm$ 1,12	6,48 $\pm$ 0,95	-0,33 $\dagger$	6,60 $\pm$ 0,78	6,71 $\pm$ 0,56	-0,10*	0,035

$\dagger$  p<0,001,  $\ddagger$  p<0,01, \*p<0,05 Datos muestran media  $\pm$  Desviación estándar, p-value por Prueba de Wilcoxon de acuerdo con naturaleza de los datos: Shapiro-Wilk p<0,001. <sup>a</sup> U de Mann-Whitney para análisis privado versus público.

**Figura 2.** Brecha en calidad (percepción – expectativa) de servicio percibida según modelo SERVQUAL. Figura muestra mediana y rango intercuartil.

Se observaron correlaciones entre el grupo etario y la brecha según modelo SERVQUAL, especialmente en las dimensiones Sensibilidad (Rho=0,14, p=0,007) y Empatía (Rho=0,14, p=0,005), aunque esta última solo se mantiene en el sistema público (Rho=0,19, p=0,014). Es decir, a mayor edad, la brecha tiende a ser mayor en sensibilidad y empatía, especialmente en el servicio público.

## DISCUSIÓN

El 80% de la muestra fueron mujeres, dato congruente con las estadísticas nacionales. Según la última Encuesta Nacional de Salud (ENS 2016-17), el 70,5% de las personas que asisten a consulta nutricional en Chile son mujeres, cifra similar a la observada en atención de enfermería (70,3%) y médica (69,6%)<sup>8</sup>. Esta tendencia concuerda con lo reportado en otros países, donde también se registra mayor utilización de servicios de salud por parte de mujeres, como en Estados

Unidos<sup>28</sup> y el Reino Unido<sup>29</sup>. La menor participación de hombres en la atención sanitaria es multifactorial, pudiendo involucrar aspectos personales, institucionales y sociodemográficos<sup>30</sup>. En el caso chileno, persisten construcciones de masculinidad asociadas a la virilidad y hombría<sup>31</sup> que inhiben la búsqueda de ayuda médica, incrementando el riesgo de enfermedades<sup>32</sup>. Y si bien las mujeres asisten en mayor proporción, aún existen factores que condicionan la asistencia a la consulta nutricional<sup>33</sup>, de hecho, en Chile la visita a profesional nutricionista es la que tiene menor prevalencia (12,9% nutricionista, 16,8% enfermería, 20,3% médico)<sup>8</sup>. Ante este escenario epidemiológico y sociocultural, resulta prioritario fomentar la asistencia a controles de salud (nutricionales, médicos y de enfermería) especialmente en hombres.

Más de la mitad (55,5%) de los encuestados asistió a control nutricional mediante sistema privado, lo que puede estar asociado a la falta de cupos/horas de atención en el sistema público, según la ENS la limitada disponibilidad de cupos es una de las principales razones de inasistencia a control nutricional<sup>8</sup>. Además existe el antecedente de la mala evaluación, por parte de la población, del sistema de salud público chileno<sup>16</sup>, aunque ha mejorado sustancialmente<sup>19</sup>.

El grupo etario de 21 a 30 años constituye la población con mayor demanda de atención nutricional, representando más del 50% de las consultas tanto en el sistema público como privado. Este patrón de utilización de servicios se contextualiza con la elevada prevalencia de exceso ponderal en este grupo etario, donde las estadísticas nacionales registran un 60,4% de sobrepeso u obesidad. Dicha condición, reconocida como problema prioritario de salud pública, podría ser un determinante clave en la búsqueda de intervención profesional.

Tanto el instrumento SERVPERF ( $\alpha$ =0,964) como SERVQUAL ( $\alpha$ =0,947) mostraron una alta fiabilidad, como se ha comprobado en otros estudios, aunque una fiabilidad tan alta, como en los valores observados, puede indicar redundancia de los ítems ( $\alpha$ >0,9).

Según el modelo SERVPERF, los aspectos tangibles son los mejor valorados por los usuarios tanto en servicio público como el privado, con algunos matices, en ambos grupos la presentación personal y limpieza de instalaciones son aspectos bien valorados, es decir, en ambos sistemas de salud las/los profesionales nutricionistas evidencian una buena preocupación por estos aspectos. Situación que se ha demostrado anteriormente en el servicio público hospitalario, donde los pacientes evalúan con mejor calificación aspectos de limpieza de los establecimientos.

En el servicio público de atención nutricional, las calificaciones más bajas se asocian al equipamiento moderno y a la atención personalizada. Este resultado podría deberse a la limitada disponibilidad de recursos: el sistema público tiene menor capacidad para adquirir equipos avanzados<sup>17</sup>, lo cual, unido a bajos niveles de salud mental y general de los profesionales<sup>18</sup>, podría obstaculizar la atención personalizada.

Según el modelo SERVPERF la percepción de la calidad de servicio, otorgada por el sistema privado es mejor. Esta percepción se ha comprobado en otros contextos, en servicios hospitalarios se ha demostrado que la administración privada de establecimientos tiene una mejor calidad de atención según los usuarios<sup>14</sup>, pero la evidencia es diversa y no es posible afirmar con certeza este hallazgo<sup>35</sup>. Sin embargo, la ventaja del sector privado podría estar vinculada a diferencias estructurales en las condiciones laborales y oportunidades de desarrollo profesional. Por ejemplo, según datos de la Academia Americana de Nutrición y Dietética, la salud pública es el área peor remunerada (US 67.000 vs 87.000). Estas disparidades pueden traducirse en una mayor motivación, menor rotación de personal y una actualización más constante de competencias clínicas y de comunicación (como la empatía), dimensiones donde se hallaron las mayores brechas a favor del privado. De hecho, la dimensión "empatía" es la más contrastante, es la que obtiene menor evaluación en el sistema público, lo que podría estar asociado también a la salud mental de las/los profesionales.

En ambos tipos de servicio (público/privado) existen brechas de satisfacción usuaria según el modelo SERVQUAL, es decir, existen expectativas no cumplidas o cubiertas en la atención nutricional, siendo la percepción del sistema público significativamente más baja, especialmente en la dimensión "Tangibles". Otro estudio que evaluó la calidad de servicio de un centro de salud público (CESFAM) de Chile, también identificó la dimensión "Tangibles" con una brecha importante<sup>20</sup>. Hallazgo que no se observa en el servicio privado, siendo la única dimensión que cumplió con las expectativas. Esto sugiere que el sector público enfrenta desafíos más amplios en infraestructura, recursos y calidad de atención.

En relación al efecto de la edad, este estudio identificó que los usuarios de mayor edad presentaron expectativas más elevadas

hacia la atención nutricional. Este hallazgo está respaldado por evidencia previa que indica que las expectativas previas de tratamiento se incrementan con la edad en contextos de salud<sup>37</sup>, posiblemente como resultado de una mayor experiencia acumulada con los servicios sanitarios<sup>38</sup>. Por lo tanto, la brecha negativa más amplia observada en este grupo no necesariamente refleja una menor calidad objetiva, sino un desajuste entre un servicio estandarizado y demandas más personalizadas y exigentes, fundamentadas en experiencias previas más numerosas, aunque este resultado es contradictorio con otras poblaciones<sup>15</sup>. Esta investigación presenta ciertas limitaciones que se deben considerar: el muestreo no probabilístico por conveniencia limita la capacidad de extrapolar los resultados a toda la población de la región o del país, no se identificó la residencia de los usuarios (urbano/rural) aspecto que podría influir en la evaluación<sup>39</sup>, la aplicación de cuestionarios en línea podría tener sesgos de memoria, el tamaño de muestra no es el mismo para los grupos y por último el estudio no recolectó información sobre el nivel socioeconómico de los participantes ni sobre la frecuencia de sus consultas nutricionales, factores que podrían modular significativamente la percepción de calidad del servicio.

## CONCLUSIONES

Este estudio proporciona evidencia comparativa clave sobre la calidad de servicio percibida en la atención nutricional chilena, identificando brechas significativas entre los sistemas público y privado. Los hallazgos principales indican que: (1) los usuarios perciben una calidad superior en el sector privado, con diferencias más acentuadas en las dimensiones de Empatía y Seguridad; (2) existe una brecha global negativa entre expectativas y percepciones, más pronunciada en el sector público; y (3) la insatisfacción tiende a incrementarse con la edad del usuario, especialmente en aspectos de sensibilidad y empatía dentro del sistema público.

Estos resultados resaltan la necesidad urgente de implementar políticas públicas focalizadas para mejorar la calidad del servicio en la atención nutricional pública. Las intervenciones deben priorizar el fortalecimiento de la formación en habilidades comunicacionales y empatía de los profesionales, junto con inversiones en infraestructura y equipamiento que permitan una atención más personalizada. Simultáneamente, es crucial revisar los modelos de remuneración y las oportunidades de desarrollo profesional en el sector público, factores estructurales que podrían estar influyendo en la motivación y la capacidad de respuesta del personal.

## CONTRIBUCIÓN DE AUTORÍA

JLP-V y AJT-L contribuyeron a la creación y diseño del estudio, JLP-V diseñó el plan estadístico. MJJC, CBPL y AJT-L realizaron la búsqueda de literatura, aplicaron los instrumentos y obtuvieron los datos. JLP-V y AJT-L realizaron los análisis e interpretación de resultados. JLP-V escribió el primer borrador. Todos los autores revisaron críticamente esta y las versiones anteriores del documento.

## FINANCIACIÓN

Los autores declaran que no se recibió financiación pública ni privada para la realización de este estudio, la preparación del manuscrito o la decisión de publicar sus resultados.

## CONFLICTO DE INTERESES

Los autores expresan que no existen conflictos de interés al redactar el manuscrito.

## DISPONIBILIDAD DE DATOS

Los datos estarán disponibles. Para acceder a la base de datos se debe solicitar al autor de correspondencia.

## REFERENCIAS

- (1) OECD Health at a Glance 2023: OECD Indicators. Paris; 2023.
- (2) MINSAL Encuesta Nacional de Salud 2016-2017: primeros resultados. [accedido 4 enero 2024]. Disponible en: [https://www.minsal.cl/wp-content/uploads/2017/11/ENS-2016-17\\_PRIMEROS-RESULTADOS.pdf](https://www.minsal.cl/wp-content/uploads/2017/11/ENS-2016-17_PRIMEROS-RESULTADOS.pdf).
- (3) Zhou X-D, Chen Q-F, Yang W, Zuluaga M, Targher G, Byrne CD, et al. Burden of disease attributable to high body mass index: an analysis of data from the Global Burden of Disease Study 2021. *eClinicalMedicine*. 2024;76. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eclinm.2024.102848>
- (4) Ministerio de Salud, Gobierno de Chile Estrategia para detener la aceleración del sobrepeso y obesidad en la niñez y adolescencia 2023-2030. Chile: Ministerio de Salud; 2024.
- (5) Ipsos Health Service Report Monitor Global de la Salud IPSOS. Global Advisor; 2024.
- (6) Labraña T AM, Durán F E, Soto A D Competencias del nutricionista en el ámbito de atención primaria de salud. *Revista chilena de nutrición*. 2005;32(3):239-46. <https://doi.org/10.4067/S0717-75182005000300009>
- (7) Ferrand S, Onfray MP, Medina MG, Ferrand S, Onfray MP, Medina MG Actualización del rol del nutricionista clínico: Estándares de práctica. *Revista chilena de nutrición*. 2021;48(3):437-46. <https://doi.org/10.4067/s0717-75182021000300437>
- (8) Ministerio de Salud, Gobierno de Chile Informes Encuestas. EPI – Departamento de Epidemiología. [accedido 1 abril 2025]. Disponible en: <https://epi.minsal.cl/resultados-encuestas/>
- (9) Religioni U, Barrios-Rodríguez R, Requena P, Borowska M, Ostrowski J Enhancing Therapy Adherence: Impact on Clinical Outcomes, Healthcare Costs, and Patient Quality of Life. *Medicina (Kaunas)*. 2025;61(1):153. <https://doi.org/10.3390/medicina61010153>
- (10) Arístegui I, Dorigo A, Bofill L, Bordatto A, Lucas M, Cabanillas GF, et al. Obstáculos a la adherencia y retención en los sistemas de salud público y privado según pacientes y personal de salud. *Actual SIDA Infectol*. 2014;22(86):71-80.
- (11) Herrera Atton D, Olivi A, Reyes Cabrera P, García Ubillo V, Veloz Baeza A, Veintimilla Carrión KS, et al. Determinantes sociales de la adherencia terapéutica en usuarios del programa de salud cardiovascular de atención primaria de salud en Chile. *Rev Panam Salud Publica*. 2025;49:e133. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2025.133>
- (12) Becerril-Montekio V, Manuel A Sistema de salud de Chile. *Salud Pública de México*. 2011;53(Supl. 2):S132-43.
- (13) Gobierno de Chile Ministerio de Salud Fondo Nacional de Salud (FONASA). Modalidad Libre Elección. [accedido 17 julio 2025]. Disponible en: <https://adjuntos.fonasa.gob.cl/sites/fonasa/prestadores/modalidad-libre-eleccion>
- (14) Carvalho JMS, Rodrigues N Perceived Quality and Users' Satisfaction with Public-Private Partnerships in Health Sector. *Int J Environ Res Public Health*. 2022;19(13):8188. <https://doi.org/10.3390/ijerph19138188>
- (15) A'aqoulah A, Kuyini AB, Albalas S Exploring the Gap Between Patients' Expectations and Perceptions of Healthcare Service Quality. *Patient Prefer Adherence*. 2022;16:1295-305. <https://doi.org/10.2147/PPA.S360852>
- (16) Aravena L P, Inostroza P M ¿Salud Pública o Privada? Los factores más importantes al evaluar el sistema de salud en Chile. *Revista médica de Chile*. 2015;143(2):244-51. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872015000200012>
- (17) Goldstein E El sistema de salud en Chile y la Atención Primaria de Salud municipal, Marco para un debate sobre desmunicipalización. Biblioteca del Congreso Nacional; 2018.
- (18) Castro Méndez NP Riesgos Psicosociales y Salud Laboral en Centros de Salud. *Ciencia & trabajo*. 2018;20(63):155-9. <https://doi.org/10.4067/S0718-24492018000300155>
- (19) Mella PFO, Narváez CG Análisis del sistema de salud chileno y su estructura en la participación social. *Saúde debate*. 2023;46:94-106. <https://doi.org/10.1590/0103-11042022E407>
- (20) Caamaño AJ, Romero YR, Fuentealba NG Evaluación de la calidad de servicio en centro de salud familiar en Chile. *Horizontes Empresariales*. 2010;9(2):51-72. <https://doi.org/10.22320/hem.v9i2.2032>
- (21) Cronin JJ, Taylor SA Measuring Service Quality: A Reexamination and Extension. *Journal of Marketing*. 1992;56(3):55-68. <https://doi.org/10.2307/1252296>
- (22) Zeithaml VA, Parasuraman A, Berry LL Calidad total en la gestión de servicios. Díaz de Santos; 1993.
- (23) Carrillat FA, Jaramillo F, Mulki JP The validity of the SERVQUAL and SERVPERF scales: A meta-analytic view of 17 years of research across five continents. *International Journal of Service Industry Management*. 2007;18(5):472-90. <https://doi.org/10.1108/09564230710826250>
- (24) Sharka R, Sedayo L, Morad M, Abuljadayel J Measuring the impact of dental service quality on revisit intention using an extended SERVQUAL model. *Front Oral Health*. 2024;5:1362659. <https://doi.org/10.3389/froh.2024.1362659>

- (25) Carbajo Martín L, Párraga-Martínez I, Rosado Cabral JJ, Beltrán Romero LM, Bernabeu Wittel M Validación de la herramienta SERVPERF para el análisis de calidad en la atención en urgencias con la ecografía clínica. *Aten Primaria*. 2025;57(6):103204. <https://doi.org/10.1016/j.aprim.2024.103204>
- (26) Jakupovic V, Solakovic S, Celebic N, Kulovic D Reliability and Validity of Modified Service Quality Instrument (SERVQUAL) in Patients' Motivation to Adhere to Insulin Therapy. *Mater Sociomed*. 2018;30(1):53-7. <https://doi.org/10.5455/msm.2018.30.53-57>
- (27) Tavakol M, Dennick R Making sense of Cronbach's alpha. *Int J Med Educ*. 2011;2:53-5. <https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd>
- (28) Vaidya V, Partha G, Karmakar M Gender differences in utilization of preventive care services in the United States. *J Womens Health (Larchmt)*. 2012;21(2):140-5. <https://doi.org/10.1089/jwh.2011.2876>
- (29) Labeit A, Peinemann F, Baker R Utilisation of preventative health check-ups in the UK: findings from individual-level repeated cross-sectional data from 1992 to 2008. *BMJ Open*. 2013;3(12):e003387. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2013-003387>
- (30) Yarifard K, Abdi Z, Jaafaripooyan E Factors Affecting the Utilization of Preventive Health Services by Middle-Aged Population: A Scoping Review. *Iran J Public Health*. 2025;54(3):554-66. <https://doi.org/10.18502/ijph.v54i3.18248>
- (31) Gobierno de Chile, Biblioteca Nacional de Chile La construcción social de lo masculino en Chile (1850-1950) - Memoria Chilena. Memoria Chilena: Portal. [accedido 30 julio 2025]. Disponible en: <https://www.memoriachilena.gob.cl/602/w3-article-100662.html>
- (32) Mendoza-Catalán G, Almonte-Becerril M, Jiménez-Osorio AS, Ángel-García J, Estrada-Luna D, Rodríguez-Santamaría Y, et al. Machismo and Marianismo Associated With the Risk of Type 2 Diabetes in Indigenous Mexican Adults. *J Prim Care Community Health*. 2025;16:21501319251357500. <https://doi.org/10.1177/21501319251357500>
- (33) Troncoso P C, Astudillo O A, Troncoso Q G Factores sociales que condicionan la asistencia de mujeres a la consulta nutricional. *Revista chilena de nutrición*. 2011;38(1):8-14. <https://doi.org/10.4067/S0717-75182011000100001>
- (34) Pezoa M, Rojas C Propuesta Metodológica para Medir Calidad Percibida y Satisfacción en la Atención de Salud Hospitalaria. Gobierno de Chile, Superintendencia de Salud; 2011.
- (35) Kruse FM, Stadhouders NW, Adang EM, Groenewoud S, Jeurissen PPT Do private hospitals outperform public hospitals regarding efficiency, accessibility, and quality of care in the European Union? A literature review. *Int J Health Plann Manage*. 2018;33(2):e434-53. <https://doi.org/10.1002/hpm.2502>
- (36) eatrightPRO.org - Academy of Nutrition and Dietetics. [accedido 8 enero 2026]. Disponible en: <https://www.eatrightpro.org/>
- (37) Ruiz-Moral R, Gavilán-Moral E, Angel Pérula De Torres L, Jaramillo-Martín I ¿Cuáles son las expectativas de los pacientes cuando acuden a una consulta de atención primaria y qué piensan los médicos sobre ellas? *Rev Calid Asist*. 2008;23(2):45-51, doi: [https://doi.org/10.1016/S1134-282X\(08\)70469-X](https://doi.org/10.1016/S1134-282X(08)70469-X)
- (38) Liss DT, Uchida T, Wilkes CL, Radakrishnan A, Linder JA General Health Checks in Adult Primary Care: A Review. *JAMA*. 2021;325(22):2294-306. <https://doi.org/10.1001/jama.2021.6524>
- (39) Weinhold I, Gurtner S Rural - urban differences in determinants of patient satisfaction with primary care. *Soc Sci Med*. 2018;212:76-85. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2018.06.019>

# Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

## Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics


[www.renhyd.org](http://www.renhyd.org)

### ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

#### Curvas de circunferencia de la cintura por categoría de IMC-edad y sexo en adolescentes colombianos

➤ **Waist circumference curves by BMI-age category and sex in colombian adolescents**

**María Victoria Benjumea<sup>a,\*</sup>, Cristian David Santa<sup>a</sup>, Alejandro Estrada<sup>a</sup>, Claudia Emilia Heredia Ramírez<sup>b</sup>, Paola Durán Ventura<sup>c</sup>, Audrey Mary Matallana<sup>d</sup>, Germán Briceño<sup>e</sup>, Jaime Aurelio Céspedes Londoño<sup>c</sup>, Verónica Abad<sup>f</sup>**

**a** Escuela de Nutrición y Dietética. Universidad de Antioquia, Medellín, Colombia.

**b** Hospital Militar Central, Bogotá, Colombia

**c** Unidad de Endocrinología Pediátrica. Fundación Cardioinfantil, Instituto de Cardiología, Bogotá, Colombia

**d** Unidad de Endocrinología Pediátrica, Universidad del Valle, Cali, Colombia

**e** Departamento de Pediatría. Fundación Cardioinfantil, Instituto de Cardiología, Bogotá, Colombia

**f** Unidad de Endocrinología Pediátrica. Hospital Pablo Tobón Uribe, Medellín, Colombia

\*[benjumea@yahoo.com.ar](mailto:benjumea@yahoo.com.ar)

Editor Asignado: Ashuin Kammar-García, Dirección de Investigación, Instituto Nacional de Geriátria, Ciudad de México, México.

16/10/2025; Aceptado: 09/02/2026; Publicado: 11/02/2026

#### PALABRAS CLAVE

Circunferencia de la cintura

IMC-edad

Curva ROC

Adolescente

Antropometría

Colombia

#### RESUMEN

**Introducción:** El indicador antropométrico más utilizado en salud, para evaluar exceso de peso, es el IMC. No obstante, no proporciona información sobre localización de la grasa. Por ello el objetivo fue diseñar curvas de circunferencia de la cintura (CC) por IMC-edad y sexo para adolescentes colombianos.

**Metodología:** Estudio transversal analítico de bases de datos secundarias de la Encuesta Nacional de la Situación Nutricional 2015 y de Durán P y col en 2016, con datos de cintura, peso y talla. Se utilizaron Modelos Generalizados Aditivos de Localización, Escala y Forma con transformación Box-Cox Power Exponential (BCPE); y se realizaron procedimientos de validación interna para garantizar que los modelos se ajustaran a los datos.

**Resultados:** 18.843 adolescentes con 51,5% de mujeres. La CC incrementó con cada categoría de IMC y tuvo valores más altos en hombres. El área bajo la curva fue  $\geq 0,84$  y la sensibilidad de cada punto de corte de la CC fue  $\geq 0,77$  en las diferentes edades. El incremento total de la mediana de la CC fue más alto en hombres (10,6 cm) que en mujeres (5,4 cm). Las curvas fueron diferentes por edad y sexo. En hombres, el incremento fue continuo y progresivo desde los 13 años, mientras que en mujeres fue más plano. El P90 en las mujeres fue superior al de los hombres en 13 y 14 años. La validación interna de los modelos estimados de curvas contó con buen ajuste (las diferencias en cada percentil no superaron 1% de la información).

**Conclusión:** El incremento de la mediana de la CC por edad es superior en los hombres desde 13 años, al igual que los percentiles de cambio del IMC-edad para la CC. Las curvas de la CC para la edad, ajustadas con la distribución BCPE, explicaron el comportamiento creciente de la cintura, además de la capacidad predictiva del modelo.

## KEYWORDS

Waist Circumference  
BMI-age; ROC curve  
Adolescent  
Anthropometry  
Colombia

## ABSTRACT

**Introduction:** The most widely used anthropometric indicator in health to assess excess weight is BMI. However, it does not provide information on fat location. Therefore, the objective was to design waist circumference (WC) curves by BMI-age and sex for Colombian adolescents.

**Methodology:** Analytical cross-sectional study of secondary databases from the 2015 National Nutritional Status Survey and Durán P et al. in 2016, with data on waist circumference, weight, and height. Generalized Additive Models of Location, Scale, and Shape with Box-Cox Power Exponential (BCPE) transformation were used, and internal validation procedures were performed to ensure that the models fit the data.

**Results:** 18,843 adolescents, 51.5% of whom were female. WC increased with each BMI category and had higher values in males. The area under the curve was  $\geq 0.84$ , and the sensitivity of each WC cutoff point was  $\geq 0.77$  at different ages. The total increase in median WC was higher in males (10.6 cm) than in females (5.4 cm). The curves differed by age and sex. In men, the increase was continuous and progressive from age 13, while in women it was flatter. The P90 in women was higher than in men at ages 13 and 14. The internal validation of the estimated curve models showed good fit (the differences in each percentile did not exceed 1% of the information).

**Conclusion:** The increase in the median WC by age is greater in men from age 13 onwards, as are the percentiles of change in BMI-age for WC. The WC curves for age, adjusted with the BCPE distribution, explained the increasing behavior of the waist, in addition to the predictive capacity of the model.

MENSAJES  
CLAVE

1. Es notable el incremento de la mediana de la circunferencia de la cintura (CC) con cada categoría del índice de masa corporal (IMC), con valores más altos en hombres.
2. La mediana de la edad en todas las categorías de IMC y en ambos sexos estuvo alrededor de 15 años, con excepción de los hombres delgados.
3. Los mayores cambios de la mediana de la CC de 13 a 19 años se presentaron en hombres (10,6 cm vs 5,4 cm).
4. Una propuesta que combina la CC, con distintas categorías del IMC, ayuda a mejorar la capacidad predictiva del IMC y a detectar adolescentes con riesgo de obesidad abdominal.

## CITA

Benjumea MV, Santa CD, Estrada A, Heredia Ramírez CE, Durán Ventura P, Matallana AM, Briceño G, Céspedes Londoño JA, Abad V. Curvas de circunferencia de la cintura por categoría de imc-edad y sexo en adolescentes colombianos. Rev Esp Nutr Hum Diet. 2026; 30(1): e2629.  
doi: <https://doi.org/10.14306/renhyd.30.1.2629>

## INTRODUCCIÓN

La obesidad en niños y adolescentes se ha convertido en un importante problema de salud mundial debido al aumento de su prevalencia y al hecho de que el exceso de peso se asocia con un mayor riesgo de morbilidad y mortalidad, incluyendo hipertensión, dislipidemia, diabetes tipo 2, enfermedades cardiovasculares (ECV) y mortalidad general<sup>1</sup>. El indicador antropométrico más utilizado por profesionales de la salud, para evaluar el exceso de peso, es el índice de masa corporal (IMC), aunque no proporciona información sobre distribución y localización de la grasa corporal<sup>1</sup>. Esto es de relevancia clínica, dado que se ha establecido que el lugar de depósito y la distribución de la grasa corporal representan un riesgo metabólico diferente, debido a que corresponde al tejido adiposo abdominal, específicamente al adiposo peri-visceral, la asociación con un mayor riesgo de enfermedades no transmisibles<sup>1a</sup>.

La circunferencia de la cintura -CC- es una medida corporal de obesidad abdominal que revela la acumulación de grasa visceral en una persona y es considerada como uno de los mejores índices de obesidad abdominal para predecir y discriminar el riesgo de enfermedad cardiovascular<sup>1</sup>. El tejido adiposo es considerado como un órgano endocrino, el cual no solo cumple su más conocido rol de almacenar grasa, sino que, además, secreta una serie de proteínas conocidas como adipocinas que presentan una función endocrina variada según la interacción que tengan con el sistema nervioso central o con otros órganos corporales. De esta manera, combinar el IMC con la CC en la evaluación del estado nutricional, le aportará al profesional de la salud información integral para tamizar en la consulta, entre otros<sup>1b</sup>, a aquellos adolescentes con posible riesgo cardiovascular, dado su cambio en la composición corporal (masa grasa y magra), debido al proceso de maduración sexual en el que están inmersos.

La obtención de la CC es un método simple para evaluar la adiposidad abdominal, fácil de estandarizar y aplicar clínicamente. La CC está fuertemente asociada con mortalidad por todas las causas con o sin ajuste para el IMC<sup>1</sup>. Sin embargo, la fuerza total de la asociación entre la CC con morbilidad y mortalidad se realiza solo después del ajuste para el IMC<sup>1</sup>. De hecho, la resistencia a la inclusión rutinaria de la CC en la práctica clínica no solo ignora la evidencia de su utilidad, sino que desaprovecha la oportunidad para aconsejar a los pacientes sobre el fenotipo de mayor riesgo de obesidad (androide). Igualmente, la medición, tanto del IMC como de la CC, proporcionará oportunidades únicas para monitorear la utilidad del tratamiento y la eficacia de las intervenciones diseñadas para controlar la obesidad y las enfermedades metabólicas relacionadas<sup>1</sup>.

Colombia no cuenta con una referencia propia para evaluar la CC en adolescentes; varios países disponen ya de ella para evaluar en la consulta nutricional y de salud la CC de sus adolescentes: en Latinoamérica, Cuba (La Habana)<sup>2</sup>, Venezuela (Mérida)<sup>3</sup> y Perú<sup>4</sup>; en Estados Unidos<sup>5</sup>.

El objetivo de este estudio fue diseñar curvas percentilares de la CC para los adolescentes colombianos de todas las etnias por edad y sexo a partir de cada categoría del IMC, que contribuyan con la prevención y tratamiento temprano de la obesidad abdominal.

## METODOLOGÍA

Se llevó a cabo un análisis secundario de los datos del estudio transversal de la Encuesta Nacional de la Situación Nutricional -ENSIN 2015-<sup>6</sup> en los adolescentes (13 a 17 años 11 meses y 30 días) evaluados en los hogares colombianos. Los detalles metodológicos de la ENSIN 2015 fueron publicados previamente<sup>6</sup>. De forma adicional, se contó con datos del estudio transversal de Durán P y col, 2016<sup>7</sup>, que incluyó adolescentes de 13 a 19 años, residentes en las cuatro ciudades capitales más importantes del país -Bogotá, Medellín, Barranquilla y Cali-, pertenecientes a los estratos cuatro a seis. El protocolo de evaluación antropométrica de los adolescentes del estudio de Durán P y col, tuvo en cuenta la misma técnica de obtención de la circunferencia de la cintura de la ENSIN 2015<sup>6,7</sup>. De forma complementaria, los diseños muestrales fueron similares, probabilísticos y polietápicos, en los dos estudios, tal como consta en las publicaciones originales de cada uno de ellos<sup>6,7</sup>.

### Criterios inclusión y exclusión

Adolescentes entre 13 a 19 años cero meses, con datos de CC, talla y peso. Se contó con 19.749 registros de adolescentes que cumplieron con los criterios de inclusión. Los criterios de exclusión fueron valores no plausibles para talla/edad, embarazo, desnutrición crónica (baja talla para la edad <-2 puntajes Z) y el índice de conicidad con valores por debajo de -2 puntuaciones Z y por encima de +2 puntuaciones Z.

### Limpieza de datos atípicos

En cada edad, se obtuvo para la variable índice de conicidad (ICO)/edad, el valor mínimo y máximo y los percentiles correspondientes al puntaje Z -2 y +2. Se evaluó el comportamiento creciente del ICO con respecto a la edad y se estableció el dato atípico como aquel valor de ICO por fuera del rango entre puntaje Z (-2 y 2) en cada edad. La depuración de los datos atípicos redujo el número de registros de la base de datos a 18.843.

### Fuente de los datos

La ENSIN 2015 obtuvo medidas antropométricas en miembros del hogar sin discapacidad física o mental mediante encuestadoras entrenadas en la técnica antropométrica y con el uso de instrumentos calibrados de acuerdo con las técnicas propuestas por Lohman TG y col y por ISAK<sup>6</sup>. En la ENSIN 2015 la talla se midió con un estadiómetro (Shorr Board portátil) con sensibilidad de un

milímetro. El peso corporal se obtuvo con balanza marca SECA 874 con capacidad de 200 kg y sensibilidad de  $\pm 100$  g para pesos de 0 a 50 kg y de  $\pm 0,15\%$  para pesos superiores. La CC se midió a todos los participantes dos veces con cinta antropométrica metálica (ROSSCRAFT con capacidad de 200 cm y sensibilidad de 1 mm) paralela al piso con las personas en posición de pie, erguidos, sin zapatos, con las piernas separadas y con los brazos doblados y abrazando el pecho. La CC se midió, en el punto medio entre el reborde costal no flotante y el borde superior de la cresta iliaca. El IMC se estimó como peso (kg)/talla(m<sup>2</sup>)<sup>6</sup>. El estudio de Durán y col usó la misma técnica antropométrica propuesta por la OMS y por las distintas versiones de la ENSIN en el país, para la obtención de las medidas antropométricas. En cuanto a los equipos, usaron tallímetro marca Accustat y balanza marca Tanita con las mismas sensibilidades requeridas en la ENSIN 2015<sup>6</sup>. En la talla se consideró diferencia menor o igual a 0,1 cm y en el peso a 0,1 kg<sup>6</sup>.

La clasificación antropométrica de los adolescentes se definió de acuerdo con los puntos de corte de la Organización Mundial de la Salud (OMS) para el IMC para la edad<sup>8</sup> y para la talla para la edad<sup>9</sup>.

### Análisis estadístico

El análisis descriptivo para cada una de las variables cuantitativas se agrupó por sexo. La descripción se hizo con promedios, medianas, desviaciones estándar, rangos intercuartílicos (IQR), valor mínimo y máximo. Se evaluaron los comportamientos de la CC según la edad mediante correlogramas, curvas suavizadas de tendencia central y percentilar mediante métodos de regresión local<sup>10</sup> y suavizamiento aditivo de regresión de cuantiles<sup>11</sup>. Se realizaron análisis de armonización de la CC por edad, clasificación del IMC y etnia (autorreconocimiento de pertenencia étnica – indígenas de distintos pueblos, Negro/Mulato/Afrocolombiano/Afrodescendiente/Palenquero de San Basilio; Sin pertenencia étnica los demás que se denominan en otros contextos: Mestizos), con la técnica de Diferencias Estandarizadas de Sitio (SSD)<sup>9</sup> y se consideraron valores de SSD dentro del rango de  $\pm 0,5$  unidades de desviación estándar agrupadas, como tamaño mínimo del efecto para excluir los grupos poblacionales<sup>12</sup> en los cuales no se detectaron diferencias significativas. Este análisis no fue posible realizarlo con los datos de Durán P y col., debido a que no contaba con la variable etnia en la base de datos.

### Modelo

Se separaron los datos de cintura y edad exacta por sexo biológico (hombres = 9.135; mujeres = 9.708). En cada grupo se construyeron modelos de crecimiento basados en la metodología Lambda-Mu-Sigma (LMS)<sup>13</sup> con diferentes funciones de enlace de la familia de distribuciones Box-Cox de cuatro parámetros. Estos ajustes se realizaron mediante Modelos Generalizados Aditivos de Localización, Escala y Forma (GAMLSS) ajustando P-Splines<sup>14</sup>,

para cada parámetro de la distribución<sup>15</sup>. La selección de los mejores modelos de las curvas tuvo en cuenta aquellos con los menores valores en los criterios Generalized Akaike Information Criterion (GAIC)<sup>16</sup>, y Criterio de Información de Akaike (AIC) y el Global Deviance<sup>15</sup>. La normalidad de los residuales del modelo se evaluó con QQ-plots, test de Mardia<sup>17</sup> y estadísticos Q<sup>18</sup>, el ajuste del modelo de crecimiento se evaluó mediante los WormPlots<sup>19</sup> y para la especificación, se implementó la comparación de cuantiles<sup>20</sup> sobre las respuestas predichas que no excedieran el 5 % de diferencia con respecto al valor percentilar.

Posteriormente, se separaron las bases de datos de cada sexo según los pares de categorías de clasificación del IMC (Delgadez (<-2 DS) a Normalidad ( $\geq -2$  DS -  $\geq +1$  DS), Normalidad ( $\geq -2$  DS -  $\leq +1$  DS) a Sobrepeso ( $> +1$  DS -  $\leq +2$  DS), Sobrepeso ( $> +1$  DS -  $\leq +2$  DS) a Obesidad ( $> +2$  DS) y Normalidad ( $\geq -2$  DS -  $\geq +1$  DS) a Exceso de peso ( $> +1$  DS)<sup>8</sup> para obtener una variable dicotómica que separara el estado nutricional de los adolescentes. Con cada subconjunto se realizó análisis a partir de la curva característica de funcionamiento del receptor (ROC) ajustado por covariables continuas (AROC), mediante el modelo de regresión ROC no paramétrica inducida<sup>21</sup>. Este modelo permitió establecer los puntos de corte de la CC que discriminaron cada categoría de IMC según la edad del adolescente.

Luego se estimaron valores de sensibilidad, especificidad y área bajo la curva de cada punto de corte de la CC óptimo para la edad y sexo, y se extrajeron los percentiles del modelo GAMLSS para cada edad simple según el punto de corte de la CC<sup>22</sup>. Finalmente, para establecer los canales percentilares del cambio de categoría del IMC correspondientes a la CC para la edad y sexo, se utilizó la mediana de los percentiles predichos asociados a los puntos de corte óptimos de la CC.

Todos los cálculos se realizaron con el software estadístico R-project v4.2.2, y los resultados se analizaron considerando un nivel de significancia del 5 %.

La realización de ambos estudios fuente de los datos tuvo en cuenta las directrices establecidas en la Declaración de Helsinki<sup>23</sup> y la Resolución 8430 del Ministerio de Salud de Colombia que estableció las normas científicas, técnicas y administrativas para la investigación en salud<sup>24</sup>.

## RESULTADOS

Se estudiaron 18.843 adolescentes colombianos, 5.711 de la base de Durán P y col y 13.132 de ENSIN 2015 de todas las etnias, con 51,5 % (n=9.708) de mujeres. La descripción de la población estudiada se presenta en la [tabla 1](#). En ella es notable el incremento de la mediana de la CC con cada categoría del IMC, con valores más altos en hombres.

La [tabla 2](#) presenta los resultados de la capacidad predictiva y del área bajo la curva -AUC- del modelo de predicción usado con los cambios de categorías del IMC y con la CC en adolescentes, por edad y sexo: *delgadez a normalidad, normalidad a sobrepeso, sobrepeso*

a obesidad y de normalidad a exceso de peso. Es importante destacar que, en todos los casos, el AUC fue  $\geq 0,84$  y la sensibilidad de cada punto de corte de la CC, fue  $\geq 0,77$ . También se encontró que las medianas de los percentiles de la CC para distintas categorías del cambio del IMC, fueron menores en las mujeres (Tabla 2).

En la tabla 3, se muestran, entre otros, los percentiles de la CC (cm) por edad y sexo (P3 a P97). Los mayores cambios de la mediana de la CC de 13 a 19 años se presentaron en hombres (10,6 cm vs 5,4 cm); adicionalmente, se muestran los percentiles de corte de la CC con su valor en cm para cada clasificación del IMC separados por edad y sexo. Vale mencionar que cambiar de categoría de IMC de *delgadez a obesidad* por cada edad, significó aumentos mayores de la CC en cm para hombres (cambio en hombres 23,2 cm a los 19 años y cambio en mujeres 21,2 cm a la misma edad) (Tabla 3).

En lo correspondiente a las curvas de la CC por categoría del IMC, estas mostraron comportamientos diferentes por edad y sexo (Gráfica 1). El dimorfismo sexual y la maduración sexual previa de las mujeres se confirmó al observar con detalle la forma de las curvas comparada con las de hombres; en ellos se presentó un incremento constante y superior hasta los 19 años. Las diferencias entre las curvas se presentaron tanto en la forma como en el ancho de los canales de la CC (cm) por categoría del IMC (Tabla 3 y Figura 1).

Las diferencias entre el P50 y el P75 de la CC fueron mayores en las mujeres en todas las edades (hombres= entre 4,5 y 5,3 cm; mujeres= entre 5,1 y 5,4 cm); mientras que al evaluar el cambio entre el P75 y el P90, los incrementos fueron superiores entre los hombres (hombres= entre 5,5 y 6,1 cm; mujeres= entre 5,3 y 6,0 cm) (Tabla 3 y Gráfica 1).

En la validación interna del modelo, se compararon percentiles teóricos de la curva de CC para la edad de hombres y mujeres. Para los dos modelos estimados de curvas, se contó con un buen ajuste, por lo que las diferencias en cada percentil no superaron el 1,0 % de la información; por tanto, las curvas de la CC para la edad, ajustadas con la distribución Box-Cox Power Exponential (BCPE), permitieron explicar el comportamiento creciente de la cintura, además de la capacidad predictiva del modelo (Tabla 4).

## DISCUSIÓN

Este estudio presenta por primera vez en Colombia, curvas específicas por edad y sexo para la CC basadas en las distintas categorías del IMC de una muestra representativa de adolescentes de 13 a 19 años de todas las etnias existentes y evaluadas en el país (Afrodescendiente: Negro/Mulato/Afrocolumbiano/Afrodescendiente/Palenquero de San Basilio; -Indígenas de distintos pueblos selváticos y costeros y -Sin pertenencia étnica que recoge a los demás que se denominan en otros contextos: Mestizos), de todos los estratos socioeconómicos (Cuartiles de índice de Riqueza: Muy bajo, Bajo, Medio, Alto) y de los distintos

lugares de residencia en Colombia (urbano y rural) con diferente concentración de población<sup>6,7</sup>.

Nuestros hallazgos confirman lo que varios investigadores han estudiado en distintos contextos geográficos<sup>25</sup>, los cuales han reportado diferencias entre la CC por sexo y edad, con mayores valores en hombres, lo cual corrobora el dimorfismo sexual y las diferencias en edad entre los procesos y velocidad de maduración sexual entre hombres y mujeres, con hormonas sexuales influyendo la adiposidad corporal diferenciada por sexo<sup>25</sup>. Ahora bien, al comparar el incremento de la mediana de la CC entre los adolescentes colombianos por sexo (hombres: 10,6 cm, mujeres: 5,4 cm), se encuentran diferencias por países y estudios. En el estudio de Xi B y col, 2020, realizado con datos de ocho países (Bulgaria, China, Irán, Corea del Sur, Malasia, Polonia, Seychelles y Suiza), el incremento entre los adolescentes de 13 a 18 años sin presencia de exceso de peso ni desnutrición por IMC, fue menor (8,0 cm en hombres y 4,5 cm en mujeres)<sup>25</sup>. En un estudio polaco, realizado en 2023, el incremento también fue menor (hombres 9,5 cm y mujeres 3,7 cm)<sup>26</sup> y, en el estudio de Fernández y col de 2004, realizado con adolescentes norteamericanos (México-americanos, entre otras etnias), de 13 a 18 años, fue similar para los hombres (10,9 cm) y mayor para las mujeres (10,3 cm)<sup>5</sup>.

En investigaciones realizadas con población latina, los resultados muestran comportamientos de la mediana similares por sexo y edad (mayores en hombres), pero también con valores inferiores a los nuestros. El de Cuba, llevado a cabo con datos poblacionales de 1998 y 2005<sup>2</sup>, publicó incrementos menores a los nuestros (entre 13 y 18 años= hombres: 8,2 cm, mujeres: 4,6 cm). El de Venezuela, publicado en 2013<sup>3</sup>, describió incrementos similares entre los adolescentes de 13 a 17 años (hombres: 5,6 cm, mujeres: 5,5 cm), menores a los nuestros en los hombres. En Perú, en 2015, en adolescentes entre 13 y 17 años, los aumentos también fueron menores a los de este estudio (hombres: 6,0 cm, mujeres: 4,6 cm)<sup>4</sup>. Al reconocer las limitaciones del IMC como medida de obesidad y de distribución de la grasa corporal<sup>1</sup>, diversos institutos y entidades de EE.UU. y del Reino Unido, así como la Comisión Lancet en 2025<sup>1</sup>, sugieren el uso combinado del IMC y la CC para predecir el riesgo para la salud relacionado con la obesidad. Estas pautas indican que el riesgo aumenta al pasar de las categorías de IMC normal a exceso de peso, y que dentro de cada categoría de IMC, las personas con valores altos de CC, corren un mayor riesgo para la salud que aquellos con valores normales de CC; en otras palabras, se supone que el IMC y la CC tienen efectos independientes sobre la comorbilidad relacionada con el exceso de peso. Aunque se admite que la relación entre la mortalidad y las comorbilidades con el IMC tiene forma de U o de J<sup>27</sup>, las consecuencias diferenciales para la salud de la masa grasa y de la masa magra pueden quedar enmascaradas cuando se usa el IMC solo<sup>1</sup>.

Diversos estudios analizan el concepto de 'obeso metabólicamente sano', que describe a un individuo con un IMC normal pero con un alto contenido de grasa corporal<sup>1</sup>. En particular, este síndrome

**Tabla 1.** Características descriptivas de los adolescentes estudiados por sexo y categoría de IMC (n=18.843)

HOMBRES (n= 9.135)										
C-IMC	Variable	n	prom	desv	IQR	mín	P25	P50	P75	máx
Delgadez <-2 DS	Edad	248	15,92	2,95	1,70	13,0	14,4	16,0	17,4	19,0
	IMC		15,73	1,40	0,93	13,1	15,1	15,8	16,5	17,4
	baz		-2,45	0,48	0,42	-4,3	-2,6	-2,3	-2,2	-2,0
	cintura		62,24	5,10	4,24	51,9	59,8	62,0	64,9	75,0
	haz		-0,82	1,29	1,02	-7,2	-1,5	-0,9	-0,2	3,2
	peso		42,70	10,40	6,87	23,6	37,3	43,3	47,7	62,0
	talla		164,09	14,35	10,32	119,2	157,5	164,4	171,8	198,0
Normalidad ≥-2 DS - ≤+1 DS	Edad	7475	15,90	2,75	1,67	13,0	14,5	15,9	17,3	19,0
	IMC		19,81	2,84	1,99	15,0	18,3	19,7	21,2	25,4
	baz		-0,28	1,13	0,73	-2,0	-0,8	-0,2	0,3	1,0
	cintura		69,78	7,30	5,58	53,5	66,0	69,5	73,3	92,1
	haz		-0,57	1,19	0,85	-6,7	-1,2	-0,6	0,0	3,1
	peso		54,92	11,90	8,81	26,9	49,0	54,9	60,9	91,1
	talla		166,01	10,30	8,28	120,3	161,3	166,5	171,6	195,0
Sobrepeso >+1 DS - ≤+2 DS	Edad	1087	15,61	2,92	1,72	13,0	14,1	15,4	17,0	19,0
	IMC		24,69	2,51	1,78	20,8	23,4	24,7	25,9	29,5
	baz		1,41	0,44	0,27	1,0	1,2	1,4	1,6	2,0
	cintura		80,66	8,90	6,37	63,0	76,3	80,5	85,2	98,3
	haz		-0,29	1,33	0,94	-3,0	-1,0	-0,3	0,4	3,4
	peso		69,18	13,50	9,87	39,9	62,5	69,4	76,0	97,3
	talla		166,95	11,00	8,17	135,2	161,5	167,6	172,5	194,8
Obesidad >+2 DS	Edad	325	15,54	3,03	1,77	13,0	13,9	15,3	16,9	19,0
	IMC		29,96	3,30	3,07	25,0	28,0	29,6	31,3	43,1
	baz		2,44	0,43	0,39	2,0	2,2	2,4	2,6	4,2
	cintura		91,82	10,40	7,82	74,0	86,6	92,0	97,0	117,7
	haz		-0,14	1,31	1,05	-4,1	-0,8	-0,2	0,5	3,2
	peso		84,64	16,40	13,12	54,5	76,8	84,7	93,2	142,1
	talla		167,69	10,30	7,98	141,1	162,5	169,0	172,8	184,4
MUJERES (n= 9.708)										
C-IMC	Variable	n	prom	desv	IQR	mín	P25	P50	P75	máx
Delgadez <-2 DS	Edad	135	15,8	2,69	1,71	13,0	14,5	15,6	17,2	19,0
	IMC		15,3	0,99	0,72	12,2	14,9	15,4	15,9	16,3
	baz		-2,4	0,40	0,41	-4,4	-2,5	-2,3	-2,1	-2,0
	cintura		58,9	5,05	3,74	50,0	56,1	59,1	61,1	71,0
	haz		-0,5	1,28	1,09	-5,1	-1,2	-0,6	0,1	4,8
	peso		38,3	6,10	4,31	27,2	35,4	38,0	41,5	54,5
	talla		158,0	8,75	7,73	129,5	153,7	157,7	162,5	195,0

Normalidad ≥-2 DS - ≤+1 DS	Edad		15,9	2,92	1,71	13,0	14,4	15,8	17,3	19,0
	IMC		20,3	3,03	2,02	15,0	18,7	20,2	21,8	25,0
	baz		-0,1	1,05	0,69	-2,0	-0,6	-0,1	0,4	1,0
	cintura	7615	67,9	7,60	5,48	52,6	64,0	67,5	71,6	87,6
	haz		-0,6	1,11	0,81	-6,4	-1,2	-0,6	-0,1	3,1
	peso		50,4	8,70	6,36	25,7	46,0	50,2	54,7	80,8
	talla		157,6	7,60	5,63	119,4	153,6	157,3	161,2	183,8
<b>MUJERES (n= 9.708)</b>										
Sobrepeso >+1 DS - ≤+2 DS	Edad		15,7	2,79	1,72	13,0	14,2	15,6	17,0	19,0
	IMC		25,4	2,19	1,62	21,9	24,3	25,3	26,5	29,7
	baz		1,4	0,47	0,28	1,0	1,2	1,4	1,6	2,0
	cintura	1578	77,9	8,00	5,68	63,1	73,8	77,7	81,8	95,3
	haz		-0,6	1,11	0,81	-4,6	-1,2	-0,7	-0,1	2,1
	peso		62,8	8,50	6,35	42,1	58,3	62,5	66,8	85,2
	talla		157,0	7,88	5,59	130,4	152,9	156,5	160,8	176,8
Obesidad >+2 DS	Edad		15,8	3,33	1,80	13,0	14,2	15,6	17,5	18,9
	IMC		31,1	3,16	3,48	26,5	29,1	30,3	32,3	67,1
	baz		2,4	0,43	0,46	2,0	2,1	2,3	2,6	7,4
	cintura	380	88,1	9,00	6,99	69,5	83,0	87,5	92,0	114,3
	haz		-0,6	1,21	1,00	-9,1	-1,2	-0,6	0,0	2,1
	peso		77,0	11,43	9,25	53,3	70,5	76,1	81,9	123,9
	talla		157,4	8,22	6,67	102,0	153,4	157,4	161,6	176,7

C-IMC: cintura por categoría de índice de masa corporal el adolescente; baz: puntaje z del IMC para la edad; haz: puntaje z de la talla para la edad; IQR: intervalo intercuartílico. IMC: índice de masa corporal; prom: promedio; desv: desviación estándar; P: percentil; mín: valor mínimo; máx: valor máximo

**Tabla 2.** Valor predictivo de la circunferencia de la cintura al cambiar de categoría del IMC del adolescente por edad y sexo (n=18.843)

HOMBRES (n= 9.135)								
Cambio de categoría del IMC	edad	Espe	Sensi	Punto de corte de CC (cm)	AUC	Perc. de CC/categoría de cambio	Perc. promedio de CC al cambiar	Mediana de CC al cambiar (cm)
Delgadez a Normalidad (<-2 DS) a (≥-2 DS - ≤+1 DS)	13,0	0,74	0,77	60,9	0,84	24,9	18,2	17,8
	14,0	0,8	0,82	62,5	0,90	16,7		
	15,0	0,82	0,85	64,0	0,91	14,7		
	16,0	0,82	0,83	65,6	0,91	15,8		
	17,0	0,82	0,82	67,3	0,90	18,4		
	18,0	0,82	0,82	68,3	0,90	17,8		
	19,0	0,76	0,81	70,9	0,87	24,1		
Normalidad a Sobrepeso (≥-2 DS - ≤+1 DS) a (> +1 DS - ≤+2 DS)	13,0	0,84	0,84	68,9	0,92	72,0	75,2	76,0
	14,0	0,84	0,88	71,6	0,94	72,2		
	15,0	0,88	0,88	73,8	0,95	74,8		
	16,0	0,84	0,88	76,0	0,94	77,2		
	17,0	0,9	0,90	77,3	0,96	76,8		
	18,0	0,86	0,89	79,0	0,95	76,8		
	19,0	0,88	0,89	80,8	0,95	75,6		

Curvas de circunferencia de la cintura por categoría de IMC-edad y sexo en adolescentes colombianos

Sobrepeso – Obesidad (> +1 DS - ≤+2 DS) a (> +2 DS)	13,0	0,86	0,87	78,3	0,94	93,1	95,6	96,1	
	14,0	0,82	0,86	81,7	0,92	94,3			
	15,0	0,8	0,82	86,0	0,90	96,3			
	16,0	0,82	0,84	87,2	0,92	96,3			
	17,0	0,76	0,78	88,6	0,87	96,4			
	18,0	0,84	0,87	90,2	0,94	96,1			
	19,0	0,76	0,78	91,8	0,86	95,4			
HOMBRES (n= 9.135)									
Normalidad – Exceso (≥-2 DS - ≥+1 DS) a (> +1 DS)	13,0	0,86	0,89	69,3	0,95	73,6	76,8	77,6	
	14,0	0,86	0,89	71,9	0,95	73,8			
	15,0	0,86	0,90	74,2	0,95	76,4			
	16,0	0,88	0,88	76,4	0,96	78,8			
	17,0	0,9	0,90	77,7	0,97	78,4			
	18,0	0,88	0,90	79,5	0,96	78,4			
	19,0	0,88	0,90	81,3	0,96	77,2			
MUJERES (n= 9.708)									
Cambio de categoría del IMC	edad	Espe	Sensi	Punto de corte de CC (cm)	AUC	Perc. de CC/categoría de cambio	Perc. promedio de CC al cambiar	Mediana de CC al cambiar (cm)	
Delgadez a Normalidad (<-2 DS) a (≥-2 DS - ≥+1 DS)	13,0	0,84	0,89	59,0	0,93	11,0	12,9	13,3	
	14,0	0,84	0,89	60,2	0,94	10,8			
	15,0	0,84	0,86	62,0	0,92	14,0			
	16,0	0,84	0,85	63,1	0,91	14,7			
	17,0	0,84	0,89	63,1	0,93	12,0			
	18,0	0,84	0,87	64,0	0,92	13,5			
	19,0	0,84	0,87	64,6	0,93	13,7			
Normalidad a Sobrepeso (≥-2 DS - ≤+1 DS) a (> +1 DS - ≤+2 DS)	13,0	0,8	0,82	69,4	0,90	67,1	68,8	69,2	
	14,0	0,82	0,83	70,8	0,91	67,1			
	15,0	0,82	0,82	72,5	0,91	69,2			
	16,0	0,82	0,83	73,6	0,91	69,9			
	17,0	0,82	0,83	74,3	0,91	69,8			
	18,0	0,82	0,86	74,8	0,93	69,0			
	19,0	0,84	0,88	75,5	0,94	69,4			
Sobrepeso – Obesidad (> +1 DS - ≤+2 DS) a (> +2 DS)	13,0	0,8	0,82	77,6	0,91	92,0	93,5	93,7	
	14,0	0,8	0,82	79,7	0,91	92,7			
	15,0	0,76	0,80	81,6	0,88	93,3			
	16,0	0,78	0,83	83,1	0,90	93,7			
	17,0	0,78	0,82	84,1	0,90	93,9			
	18,0	0,76	0,79	85,3	0,87	94,2			
	19,0	0,74	0,74	86,9	0,83	94,9			
Normalidad – Exceso (≥-2 DS - ≥+1 DS) a (> +1 DS)	13,0	0,82	0,85	69,7	0,92	68,6	70,3	70,7	
	14,0	0,82	0,86	71,1	0,93	68,6			
	15,0	0,82	0,84	72,9	0,92	70,7			
	16,0	0,82	0,85	74,0	0,92	71,4			
	17,0	0,84	0,85	74,7	0,93	71,4			
	18,0	0,84	0,88	75,1	0,94	70,6			
	19,0	0,86	0,88	75,9	0,95	70,9			

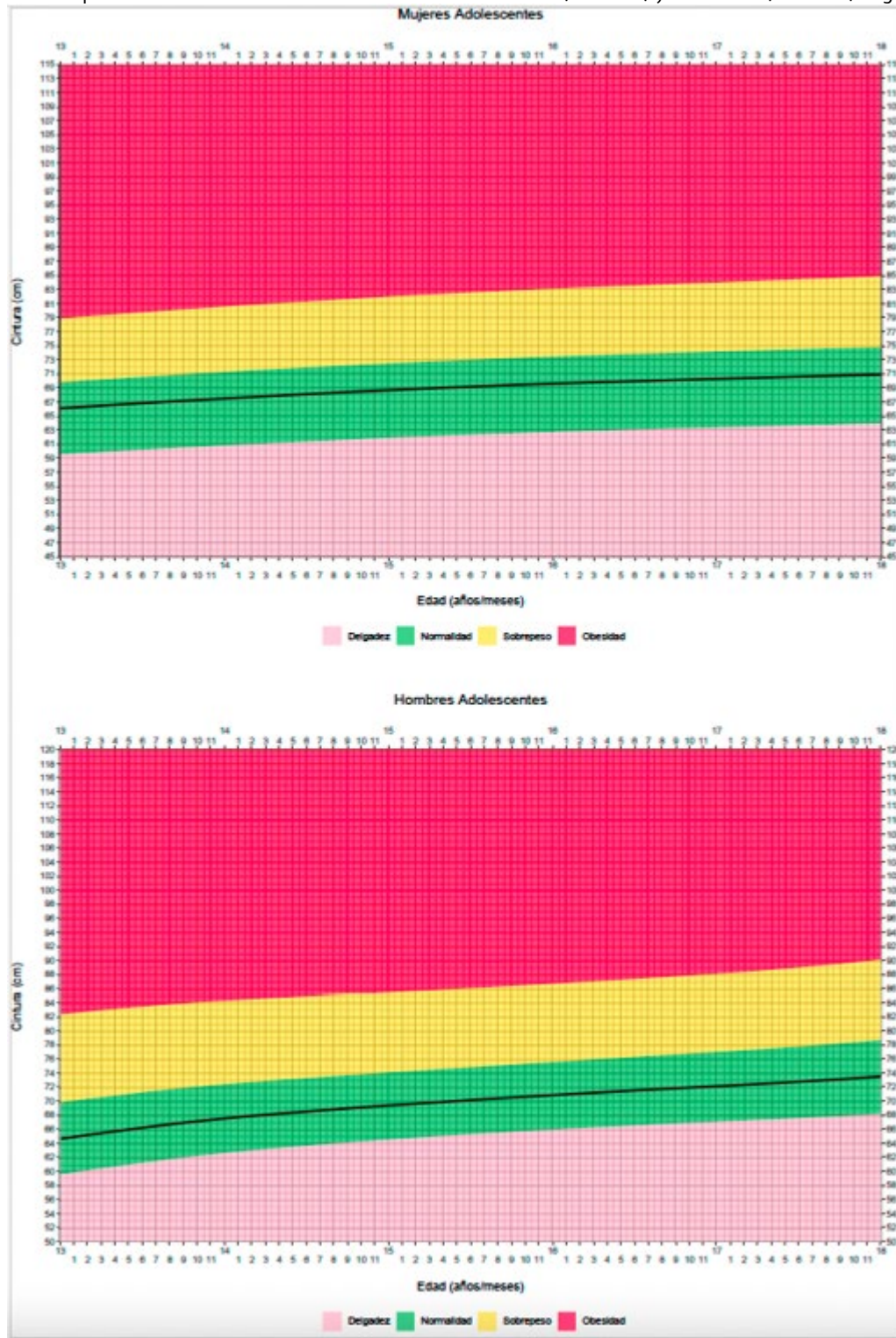
Abreviaturas: Espe: especificidad; Sensi: sensibilidad; AUC: área bajo la curva; Perc: percentil; CC: circ. de cintura

**Tabla 3.** Parámetros\* y percentiles de la cintura según edad y sexo y percentiles de corte de la CC por categoría del IMC de los adolescentes (n=18.843)

<b>HOMBRES (n= 9.135)</b>																
<b>Edad (año)</b>	<b>Parámetros</b>				<b>Percentiles CC (cm)</b>								<b>Percentiles de corte de CC según categoría del IMC</b>			
													<b>Delgadez P17,8</b>	<b>Sobrepeso P76,0</b>	<b>Obesidad P96,1</b>	<b>Exceso P77,6</b>
	<b>Cintura correspondiente a cada percentil (cm)</b>															
	<b>mu</b>	<b>sigma</b>	<b>nu</b>	<b>tau</b>	<b>P3</b>	<b>P10</b>	<b>P25</b>	<b>P50</b>	<b>P75</b>	<b>P90</b>	<b>P97</b>	<b>CC (cm)</b>	<b>CC (cm)</b>	<b>CC (cm)</b>	<b>CC (cm)</b>	
<b>13</b>	64,70	0,0994	-2,83	1,95	55,7	58,0	60,9	64,7	69,6	75,7	84,5	59,7	69,9	82,4	70,4	
<b>14</b>	67,59	0,0936	-2,74	1,78	58,5	61,0	63,9	67,6	72,2	78,0	86,3	62,7	72,5	84,3	72,9	
<b>15</b>	69,44	0,0900	-2,66	1,70	60,3	62,9	65,8	69,4	73,9	79,4	87,4	64,6	74,1	85,5	74,5	
<b>16</b>	70,92	0,0884	-2,59	1,72	61,7	64,3	67,3	70,9	75,4	80,9	88,5	66,0	75,6	86,8	76,0	
<b>17</b>	72,19	0,0886	-2,52	1,79	62,7	65,4	68,4	72,2	76,8	82,4	89,9	67,1	77,1	88,2	77,5	
<b>18</b>	73,58	0,0906	-2,45	1,88	63,8	66,5	69,6	73,6	78,5	84,3	91,9	68,3	78,8	90,2	79,2	
<b>MUJERES (n= 9.708)</b>																
<b>Edad (año)</b>	<b>Parámetros</b>				<b>Percentiles CC (cm)</b>								<b>Percentiles de corte de CC según categoría del IMC</b>			
													<b>Delgadez P13,3</b>	<b>Sobrepeso P69,2</b>	<b>Obesidad P93,7</b>	<b>Exceso P70,7</b>
	<b>Cintura correspondiente a cada percentil (cm)</b>															
	<b>mu</b>	<b>sigma</b>	<b>nu</b>	<b>tau</b>	<b>P3</b>	<b>P10</b>	<b>P25</b>	<b>P50</b>	<b>P75</b>	<b>P90</b>	<b>P97</b>	<b>CC (cm)</b>	<b>CC (cm)</b>	<b>CC (cm)</b>	<b>CC (cm)</b>	
<b>13</b>	66,09	0,1004	-1,60	2,26	56,1	58,7	61,8	66,1	71,2	76,5	82,5	59,5	69,8	78,9	70,2	
<b>14</b>	67,48	0,1004	-1,60	2,23	57,3	60,0	63,1	67,5	72,7	78,1	84,2	60,8	71,3	80,5	71,6	
<b>15</b>	68,66	0,1004	-1,60	2,19	58,3	61,0	64,3	68,7	73,9	79,4	85,8	61,9	72,5	81,9	72,9	
<b>16</b>	69,58	0,1004	-1,62	2,16	59,1	61,9	65,2	69,6	74,9	80,5	87,0	62,7	73,4	83,1	73,8	
<b>17</b>	70,28	0,1004	-1,67	2,13	59,7	62,5	65,8	70,3	75,6	81,3	88,0	63,4	74,2	84,0	74,5	
<b>18</b>	70,89	0,1005	-1,76	2,10	60,3	63,1	63,1	70,9	76,3	82,1	89,1	64,0	74,8	84,9	75,2	

\*Modelo GAMLSS con transformación Box-Cox Power Exponential; mu: media; sigma: desviación estándar; nu: asimetría; tau: curtosis

**Figura 1.** Curvas de cintura para adolescentes colombianos de sexo masculino (n=7.291) y femenino (n=7.388) según IMC



**Tabla 4.** Validación interna del modelo por sexo

Hombres (BCPE)*			Mujeres (BCPE)*		
Percentil	Casos por debajo del percentil (%)	Diferencias (%)	Percentil	Casos por debajo del percentil (%)	Diferencias (%)
3%	2,77	0,23	3%	2,89	0,11
10%	9,57	0,43	10%	10,09	0,09
25%	24,90	0,10	25%	24,73	0,27
50%	50,55	0,55	50%	50,52	0,52
75%	75,27	0,27	75%	75,29	0,29
90%	89,01	0,99	90%	89,91	0,09
97%	96,56	0,44	97%	96,77	0,23

\*BCPE: modelo Box-Cox Power Exponential

enfatisa que el subdiagnóstico de la obesidad podría considerarse un error mayor que la sobrepredicción de la misma<sup>1</sup>.

Son varios los investigadores que han demostrado y publicado también el efecto predictor superior que se logra al corregir el IMC con la CC para predecir la obesidad<sup>1</sup>. El estudio de Wang N, y col en 2023<sup>28</sup>, demostró que combinar el IMC con la CC mejora sustancialmente la capacidad predictiva para detectar obesidad, diabetes e hipertensión, al igual que otros investigadores como Venkatrao M, en 2020<sup>29</sup> y Li S, en 2023<sup>30</sup>.

Consideramos que aportar una propuesta que combina la CC del adolescente, con distintas categorías del IMC, con miras a mejorar la capacidad predictiva del IMC<sup>25</sup> y promover un monitoreo en la consulta nutricional y de salud que detecte de manera oportuna el riesgo de obesidad abdominal y sus consecuencias clínicas<sup>1</sup>, es de suma importancia en este contexto. Por tanto, llevar a cabo estudios que validen nuestros resultados al utilizar el IMC y la CC con marcadores bioquímicos y de salud, para examinar el papel predictivo de estas medidas antropométricas de adiposidad para el riesgo de enfermedades crónicas, es una invitación a los investigadores que trabajan en el área.

Las fortalezas de este estudio son el contar con una muestra representativa de la población de adolescentes a nivel país, que se originó después de condensar dos fuentes de datos con diseños muestrales probabilísticos y poliétapicos, que realizaron mediciones antropométricas con las mismas técnicas avaladas por la OMS; y con procedimientos de recolección de información y prácticas de control de calidad rigurosos, llevados a cabo por los investigadores de las dos fuentes secundarias trabajadas. Las limitaciones identificadas fueron que los datos se obtuvieron de estudios cross sectional, por tanto, los percentiles y las curvas no deben ser utilizados para monitorear la progresión de la CC de un adolescente en el tiempo, sino para clasificarlo en el momento del examen, de la misma manera, no se pueden hacer proyecciones; adicionalmente, no se dispuso de datos de enfermedades cardiometabólicas, por lo que no fue posible determinar la asociación de la obesidad abdominal de los adolescentes con

importantes indicadores cardiovasculares, investigación que queda pendiente para una nueva fase. Una limitación adicional podría ser el hecho de que la muestra de la ENSIN tiene una representatividad mayor en los estratos 1 al 4, mientras que el estudio de Durán P y colaboradores, tiene una representatividad en estratos 4 al 6. No obstante, esto también se puede convertir en una fortaleza al contar con un mayor volumen de datos de país con determinantes socioeconómicos del estado nutricional, que reflejen todo el contexto colombiano.

## CONCLUSIONES

El incremento de la mediana de la CC por edad es superior entre los hombres, al igual que los percentiles de cambio del IMC-edad para la CC. Las curvas de la CC para la edad, ajustadas con la distribución BCPE, explicaron el comportamiento creciente de la cintura, además de la capacidad predictiva del modelo. De igual manera constituyen un punto de partida importante para realizar investigaciones sobre la asociación de la obesidad abdominal de los adolescentes con importantes indicadores cardiovasculares.

## AGRADECIMIENTOS

Agradecemos al Ministerio de Salud y Protección Social de Colombia por habernos permitido el acceso a la base de datos de antropometría de la ENSIN 2015.

## CONTRIBUCIÓN DE AUTORÍA

MVBR, CSE: Concepción y diseño; MVBR, CSE y AER: análisis e interpretación de los datos; MVBR, CSE, AER, PD, VA: redacción del artículo o revisión crítica relevante del contenido intelectual; MVBR, CSE, AER, PD, AM, BB, JC, CH y VA: aprobación final de la versión que se publicará. MVBR, CSE, AER, PD, AM, BB, JC, CH y VA: responsables de todos los aspectos del trabajo en la garantía de la exactitud e integridad de cualquier parte de la obra.

## FINANCIACIÓN

Los autores/as declaran que no ha existido financiación para realizar este estudio.

## CONFLICTO DE INTERESES

Los autores expresan que no existen conflictos de interés al redactar el manuscrito.

## DISPONIBILIDAD DE DATOS

Ofrecimiento de datos bajo petición al autor/a de correspondencia. Para el caso de los datos de la ENSIN 2015, estos son de uso público y se podrían solicitar al Ministerio de Salud y Protección Social de Colombia, en la dependencia de Demografía y Epidemiología. De otro lado, para los datos provenientes del estudio de Durán y colaboradores, se debe solicitar la información a Paola Durán Ventura, Verónica Abad y Colaboradores.

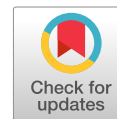
## REFERENCIAS

- (1) Xi B, Zong X, Kelishadi R, Litwin M, Hong Y, Poh B, et al. International Waist Circumference Percentile Cutoffs for Central Obesity in Children and Adolescents Aged 6 to 18 Years. *J Clin Endocrinol Metab*. 2020;105(4):e1569–e83.
- (1a) The Lancet Diabetes & Endocrinology Commission. Definition and diagnostic criteria of clinical obesity. *Lancet Diabetes Endocrinol*. 2025;13(3):221-62. [https://doi.org/10.1016/S2213-8587\(24\)00316-4](https://doi.org/10.1016/S2213-8587(24)00316-4)
- (1b) Benjumea MV, Santa C, Estrada A. Curvas del índice cintura-talla de adultos colombianos. *Biomédica* 2025;45:228-43.
- (2) Esquivel M, Rubén M, González C, Rodríguez L, Tamayo V. Curvas de crecimiento de la circunferencia de la cintura en niños y adolescentes habaneros. *Rev Cubana Pediatr*. 2011 Mar; 83(1):44-55. [http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0034-75312011000100005&lng=es](http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-75312011000100005&lng=es)
- (3) Mederico M, Paoli M, Zerpa Y, Briceño Y, Gómez-Pérez R, Martínez JL, et al. Valores de referencia de la circunferencia de la cintura e índice de la cintura/cadera en escolares y adolescentes de Mérida, Venezuela: comparación con referencias internacionales. *Endocrinol Nutr*. 2013; 60(5):235-42. <https://doi.org/10.1016/j.endonu.2012.12.003>
- (4) Bustamante A, Freitas D, Pan H, Katzmarzyk P, Maia J. Centile Curves and Reference Values for Height, Body Mass, Body Mass Index and Waist Circumference of Peruvian Children and Adolescents. *Int. J. Environ. Res. Public Health*. 2015;12: 2905-22. <https://doi.org/10.3390/ijerph120302905>
- (5) Fernández JR, Redden DT, Pietrobelli A, Allibon DB. Waist circumference percentiles in nationally representative samples of african-american, europeanamerican, and mexican-american children and adolescents. *J Pediatr*. 2004;145:439-44. <https://doi.org/10.1016/j.jpeds.2004.06.044>
- (6) Benjumea MV, Bermúdez J. Capítulo 4: Situación Nutricional por Indicadores Antropométricos. En: Encuesta Nacional de la Situación Nutricional de Colombia –ENSIN 2015-. Bogotá: Instituto Colombiano de Bienestar Familiar/OPS/INS/UNAL. 2013-2018. Marzo de 2020. ISBN: 978-958-623-206.
- (7) Durán P, Merker A, Briceño G, Colón E, Line D, Abad V, et al. Colombian reference growth curves for height, weight, body mass index and head circumference. *Acta Pædiatrica*. 2016;105:e116–e125. <https://doi.org/10.1111/apa.13269>
- (8) WHO. Growth reference data for 5-19 years. BMI-for-age (5-19 years). [internet] <https://www.who.int/tools/growth-reference-data-for-5to19-years/indicators/bmi-for-age>
- (9) WHO. WHO child growth standards: training course on child growth assessment. 2008. [internet] [https://iris.who.int/bitstream/handle/10665/43601/9789241595070\\_C\\_eng.pdf?sequence=3&isAllowed=y](https://iris.who.int/bitstream/handle/10665/43601/9789241595070_C_eng.pdf?sequence=3&isAllowed=y)
- (10) Cleveland WS, Grosse E, Shyu WM. Local regression models. Chapter 8. In: *Statistical Models in S*. Chambers JM, Hastie TJ. Ed. Wadsworth & Brooks/Cole. 1992. P.68.
- (11) Koenker RP, Pin Ng, Portnoy S. Quantile Smoothing Splines. *Biometrika*. 1994;81: 673–80. <http://www.econ.uiuc.edu/~roger/research/qss/qss1.pdf>
- (12) Cohen J. *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates. 1988. <http://www.utstat.toronto.edu/~brunner/oldclass/378f16/readings/CohenPower.pdf>
- (13) Cole T, Green, P. Smoothing reference centile curves: the LMS method and penalized likelihood. *Statistics in Medicine*. 1992;11(10):1305-19. <https://doi.org/10.1002/SIM.4780111005>
- (14) Eilers PHC, Marx BD. Flexible smoothing with B-splines and penalties. *Statistical Science*. 1996;11(2):89–102. <https://doi.org/10.1214/SS/1038425655>
- (15) Stasinopoulos DM, Rigby RA. Generalized Additive Models for Location Scale and Shape (GAMLSS) in R. *Journal of Statistical Software*. 2007;23(1):1–46. <https://doi.org/10.18637/JSS.V023.I07>
- (16) Bozdogan H. (2000). Akaike's Information Criterion and Recent Developments in Information Complexity. *J of Mathematical Psychology*. 2000;44(1):62–91. <https://doi.org/10.1006/JMPS.1999.1277>
- (17) Mardia KV. Applications of Some Measures of Multivariate Skewness and Kurtosis in Testing Normality and Robustness Studies. *The Indian J of Statistics, Series B*. 1974;36(2):115–28. <https://www.jstor.org/stable/25051892>
- (18) Royston P, Wright EM. Goodness of fit statistics for the age-specific reference intervals. *Stat Med*. 2000.19(21):2943-62. [https://doi.org/10.1002/1097-0258\(20001115\)19:21<2943:aid-sim559>3.0.co;2-5](https://doi.org/10.1002/1097-0258(20001115)19:21<2943:aid-sim559>3.0.co;2-5)
- (19) van Buuren S, Fredriks M. Worm plot: simple diagnostic device for modelling growth reference curves. *Stat Med*. 2001;20(8):1259-77. <https://doi.org/10.1002/sim.746>
- (20) Rigby R, Stasinopoulos D, Voudouris V. Discussion: A comparison of GAMLSS with quantile regression. *Statistical Modelling*. 2013;13(4):335-48. <https://doi.org/10.1177/1471082X13494316>
- (21) Rodríguez-Álvarez MX, Roca-Pardinas J, Cadarso-Suarez C. ROC curve and covariates: extending induced methodology to the non-parametric framework. *Statistics and Computing*. 2011;21(4):483–99. <https://doi.org/10.1007/s11222-010-9184-1>
- (22) Rigby RA, Stasinopoulos DM. Automatic smoothing parameter selection in GAMLSS with an application to centile estimation. *Statistical Methods in Medical Research*. 2014;23(4):318–32. Disponible en: <https://doi.org/10.1177/0962280212473302>

- (23) Declaración de Helsinki de la AMM – Principios éticos para las investigaciones médicas en seres humanos. Disponible en: [https://minciencias.gov.co/sites/default/files/ckeditor\\_files/6.pdf](https://minciencias.gov.co/sites/default/files/ckeditor_files/6.pdf)
- (24) Ministerio de Salud de Colombia. Resolución 8430 de 1993. Disponible en: <https://www.minsalud.gov.co/sites/rid/Lists/BibliotecaDigital/RIDE/DE/DIJ/RESOLUCION-8430-DE-1993.PDF>
- (25) Xi B, Zong X, Kelishadi R, Litwin M, Hong YM, Poh BK, et al. International Waist Circumference Percentile Cutoffs for Central Obesity in Children and Adolescents Aged 6 to 18 Years. *J Clin Endocrinol Metab.* 2020;105(4):e1569–e83. <https://doi.org/10.1210/clinem/dgz195>
- (26) Zbigniew Kułaga, Anna Świąder-Leśniak, Aneta Kotowska, Mieczysław Litwin. Population-based references for waist and hip circumferences, waist-to-hip and waist-to-height ratios for children and adolescents, and evaluation of their predictive ability. *Eur J of Pediatrics.* 2023;182:3217–2. <https://doi.org/10.1007/s00431-023-05001-4>
- (27) Berrington de Gonzalez A, Hartge P, Cerhan JR, Flint AJ, Hannan L, MacInnis RJ, et al. Body-mass index and mortality among 1.46 million white adults. *N Engl J Med.* 2010;363:2211-2219. <https://doi.org/10.1056/NEJMoa1000367>
- (28) Wang N, Li Y, Guo C. Waist corrected BMI predicts incident diabetes mellitus in a population-based observational cohort study. *Front. Endocrinol.* 2023;14:1186702. <https://doi.org/10.3389/fendo.2023.1186702>
- (29) Venkatrao M, Nagarathna R, Patil SS, Singh A, Rajesh SK, Nagendra H. A composite of BMI and waist circumference may be a better obesity metric in Indians with high risk for type 2 diabetes: an analysis of NMB-2017, a nationwide cross sectional study. *Diabetes Res Clin Pract.* 2020;161:108037. <https://doi.org/10.1016/j.diabres.2020.108037>
- (30) Li S, Wang Y, Ying Y, Gong Q, Lou G, Liu Y, et al. Independent and joint associations of BMI and waist circumference with the onset of type 2 diabetes mellitus in Chinese adults: prospective data linkage study. *JMIR Public Health Surveill.* 2023;9:e39459. <https://doi.org/10.2196/39459>

# Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

## Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics

[www.renhyd.org](http://www.renhyd.org)

### RESEARCH ARTICLE

## Relationship between obesity and the triglyceride–glucose index in adults: A systematic review

➤ Relación entre la obesidad y el índice triglicéridos-glucosa en adultos: una revisión sistemática

Yury Rosales-Ricardo<sup>a,\*</sup>

<sup>a</sup> Universidad Tecnológica del Perú, Lima, Perú.

\*[rosalesricardoyury@gmail.com](mailto:rosalesricardoyury@gmail.com)

Assigned Editor: Rafael Almendra-Pegueros, Institut de Recerca de l'Hospital de la Santa Creu i Sant Pau, Barcelona, España.

Received: 04/11/2025; Accepted: 29/01/2025; Published: 17/03/2025.

#### KEYWORDS

Obesity  
Triglyceride-glucose index  
Insulin resistance  
Metabolic syndrome  
Systematic review

#### ➤ ABSTRACT

**Introduction:** The Triglyceride–Glucose Index (TyG) is an indicator with potentially high reliability in the measurement of metabolic risk in adults with obesity, therefore, the objective of the study was to analyze the relationship between obesity and the TyG in adults.

**Methods:** A systematic review was conducted following the PRISMA 2020 guidelines, with the protocol registered in PROSPERO (CRD420251134791). Searches were performed in PubMed, Scopus, and Web of Science (Core Collection) for studies published from January 2020 to July 2025 in English and Spanish, using MeSH-based terms: (“obesity” OR “overweight” OR “abdominal obesity” OR “visceral adiposity”) AND (“triglyceride–glucose index” OR “TyG index” OR “TyG”). Methodological quality was evaluated with the Newcastle–Ottawa Scale (NOS) and evidence certainty with GRADE.

**Results:** Fourteen observational studies (n = 115,458 participants; 78.6% Asia, 14.3% Americas, 7.1% Europe) were included. Reported TyG cut-offs for identifying obesity ranged from 8.7 to 9.1, and higher TyG values were consistently associated with greater odds of obesity (OR/HR 1.7–4.3, 95% CI where available). Discriminatory capacity was moderate-to-high (AUC 0.77–0.92). TyG-derived indices (TyG-BMI, TyG-WC, TyG-WWI) further improved predictive accuracy. Across outcomes, certainty of evidence ranged from low to moderate due to heterogeneity and observational designs.

**Conclusions:** The TyG index is a valid and consistent marker of insulin resistance and adiposity, strongly associated with general, abdominal, and sarcopenic obesity. Its simplicity and low cost support its use for early screening and metabolic risk stratification in clinical and public health settings.

## RESUMEN

### PALABRAS CLAVE

Obesidad

Índice triglicéridos-glucosa

Resistencia a la insulina

Síndrome metabólico

Revisión sistemática

**Introducción:** El índice triglicéridos-glucosa (TyG) es un indicador con una fiabilidad potencialmente alta en la medición del riesgo metabólico en adultos con obesidad, por lo que el objetivo del estudio fue analizar la relación entre la obesidad y el TyG en adultos.

**Métodos:** Se realizó una revisión sistemática siguiendo las directrices PRISMA 2020, con el protocolo registrado en PROSPERO (CRD420251134791). Se realizaron búsquedas en PubMed, Scopus y Web of Science (Core Collection) de estudios publicados entre enero de 2020 y julio de 2025 en inglés y español, utilizando términos basados en MeSH: («obesidad» O «sobrepeso» O «obesidad abdominal» O «adiposidad visceral») Y («índice triglicéridos-glucosa» O «índice TyG» O «TyG»). La calidad metodológica se evaluó con la escala de Newcastle-Ottawa (NOS) y la certeza de la evidencia con GRADE.

**Resultados:** Se incluyeron catorce estudios observacionales (n = 115 458 participantes; 78,6 % Asia, 14,3 % América, 7,1 % Europa). Los valores de corte del TyG comunicados para identificar la obesidad oscilaron entre 8,7 y 9,1, y los valores más altos del TyG se asociaron de forma sistemática con una mayor probabilidad de obesidad (OR/HR 1,7-4,3, IC del 95 % cuando estaba disponible). La capacidad discriminadora fue de moderada a alta (AUC 0,77-0,92). Los índices derivados del TyG (TyG-IMC, TyG-CC, TyG-WWI) mejoraron aún más la precisión predictiva. En todos los resultados, la certeza de la evidencia osciló entre baja y moderada debido a la heterogeneidad y los diseños observacionales.

**Conclusiones:** El índice TyG es un marcador válido y consistente de la resistencia a la insulina y la adiposidad, fuertemente asociado con la obesidad general, abdominal y sarcopénica. Su simplicidad y bajo coste respaldan su uso para la detección precoz y la estratificación del riesgo metabólico en entornos clínicos y de salud pública.

## KEY MESSAGES

1. The triglyceride–glucose index showed consistent positive associations with general and abdominal/visceral obesity in adults and demonstrated acceptable to good discriminatory capacity across studies.
2. Adults with higher TyG values had an increased likelihood of obesity, including visceral and sarcopenic phenotypes, based on adjusted models reported in multiple studies.
3. TyG correlated positively with anthropometric and adiposity indicators (e.g., visceral fat, BMI, and waist circumference), supporting its usefulness as a marker of central adiposity and cardiometabolic risk.
4. According to the studies included (n = 115,458), evidence was geographically concentrated in Asia and supported by overall good methodological quality; however, certainty ranged from low to moderate due to heterogeneity and observational designs.

## CITATION

Rosales-Ricardo, Y. Relationship between obesity and the triglyceride–glucose index in adults: A systematic review. *Rev Esp Nutr Hum Diet.* 2026; 30(1): e2642.  
doi: <https://doi.org/10.14306/renhyd.30.1.2642>

## INTRODUCTION

Obesity can be defined as an excessive accumulation of fat that can be detrimental to health<sup>1</sup>. Obesity has become one of the main public health problems worldwide, as its prevalence is growing every day and this leads to many complications. In 2022, more than 890 million adults were living with obesity<sup>1,2</sup>. These figures are very worrying as they reflect the increase in the number of people with this condition, which directly impacts both developed and developing countries. The impact of obesity goes beyond a simple increase in body fat, as it is intrinsically linked to the development of various metabolic disorders. These include high blood pressure, type 2 diabetes, dyslipidemia, and metabolic syndrome. These conditions not only negatively affect quality of life, but also significantly increase cardiovascular mortality and morbidity<sup>3,4</sup>. These diseases interact in a vicious cycle, where obesity acts as a factor that initiates and aggravates metabolic alterations, while the latter perpetuate insulin resistance, low-grade chronic inflammation, and endothelial dysfunction<sup>5-7</sup>.

In this regard, indices are crucial for assessing or anticipating obesity, as they provide an objective measurement of the health risk associated with excess body fat. These indices go beyond simple numbers and offer a deeper understanding of body composition and its metabolic implications, allowing for an objective, standardized, and comparative assessment of excess body fat and its associated risks<sup>8-10</sup>. There is no single perfect indicator, so different anthropometric and biochemical indices are used, each with advantages and limitations<sup>11</sup>. These transform simple data into health assessment tools, with which obesity and possible complications can be prevented, diagnosed and intervened rapidly. Specifically, the Triglyceride/Glucose Index (TyG)<sup>12</sup> has emerged as a useful clinical marker for assessing insulin resistance, which is a condition closely associated with obesity and an increased risk of developing other metabolic diseases. Unlike traditional anthropometric indices, this index incorporates biochemical parameters.

It is easy and inexpensive to calculate because it only requires fasting blood triglyceride and glucose results, which are routinely tested in both hospitals and clinical laboratories. It was first proposed and validated by Simental-Mendía et al.<sup>12</sup> and has proven to be an accurate diagnostic tool in studies of cardiometabolic diseases<sup>12-15</sup>. It is measured using the formula:  $TyG \text{ index} = \ln(\text{fasting triglycerides [mg/dL]} \times \text{fasting glucose [mg/dL]}) / 2$  or  $TyG \text{ index} = \ln(\text{fasting triglycerides [mmol/L]} \times 88.57 \times \text{fasting glucose [mmol/L]} \times 18) / 2$ <sup>12,15-17</sup>. It has been extensively studied in various populations worldwide in relation to insulin resistance disorders and cardiovascular disease<sup>16-18</sup>. It has also been used in predicting the onset of diabetes mellitus, in assessing pancreatic  $\beta$ -cell function, and in the presence of metabolic syndrome and cardiovascular disease risk in various populations worldwide<sup>13,17,18</sup>. It has shown a significant association with cardiometabolic risk factors, vascular disorders, and mortality. A high TyG index value

has been associated with the onset of the above noncommunicable diseases and related complications<sup>18-20</sup>.

Although there is much published evidence that has linked TyG to insulin resistance and metabolic disease, few studies have focused specifically on its relationship to obesity. Most previous research has examined TyG in other contexts such as in individuals with multiple metabolic risk factors, rather than looking at obesity as a specifically independent condition. This knowledge gap may limit the understanding of the direct, bidirectional association between TyG and obesity. A comprehensive summary of the published evidence could clarify the diagnostic and predictive value of the TyG index in obesity and reinforce its role in early detection, risk stratification and clinical follow-up.

Therefore, the objective of this systematic review was to analyze the relationship between obesity and the triglyceride–glucose (TyG) index in adults.

## METHODS

### Study Design and Protocol Registration

This systematic review was conducted in accordance with the PRISMA 2020 statement<sup>21</sup>. The protocol was prospectively registered in PROSPERO (CRD420251134791) on 29 July 2025, prior to data collection and screening. Any deviations from the protocol are documented in [Supplementary Material 1](#), and the complete version is available at: <https://www.crd.york.ac.uk/PROSPERO/view/CRD420251134791>.

### Eligibility Criteria

Observational studies (cross-sectional or cohort) including adults aged  $\geq 18$  years were eligible for inclusion. The exposure of interest was the triglyceride–glucose (TyG) index or TyG-derived indices (including TyG-BMI, TyG-WC, and TyG-WHtR).

The outcomes were specified in advance and ranked hierarchically for methodological clarity. Primary or critical outcomes comprised obesity phenotypes directly reflecting adiposity, including general obesity, abdominal or visceral obesity, and sarcopenic obesity, as defined by each study. Secondary or non-critical outcomes included metabolic and prognostic data related to obesity, such as diabetes and metabolic dysfunction-associated fatty liver disease (MAFLD). Comparators were defined according to each study's design (e.g., TyG categories, quantiles, or continuous exposure). Eligible articles were full text, published in English or Spanish, and provided sufficient information on study design, exposure and outcome definitions, and effect estimates. There were no restrictions on sex or ethnicity. Exclusion criteria were pediatric populations, interventional or experimental studies; reviews, editorials, or letters without original data; and studies that did not have adequate definitions of exposure or outcomes.

## Information Sources and Search Strategy

Searches were performed in MEDLINE (PubMed), Scopus, and Web of Science Core Collection on 1 August 2025, covering publications from 1 January 2020 to 31 July 2025. No language restrictions beyond English and Spanish were applied. The following MeSH-based strategy was used: (“triglyceride glucose index” OR “triglyceride–glucose index” OR “TyG index” OR “TyG”) AND (obesity[MeSH] OR “visceral adiposity” OR “abdominal obesity” OR “sarcopenic obesity” OR MAFLD) NOT (review[Publication Type]) Reference lists of included studies and relevant reviews were also screened to identify additional eligible articles. Complete search strategies for each database are provided in [Supplementary Material 2](#).

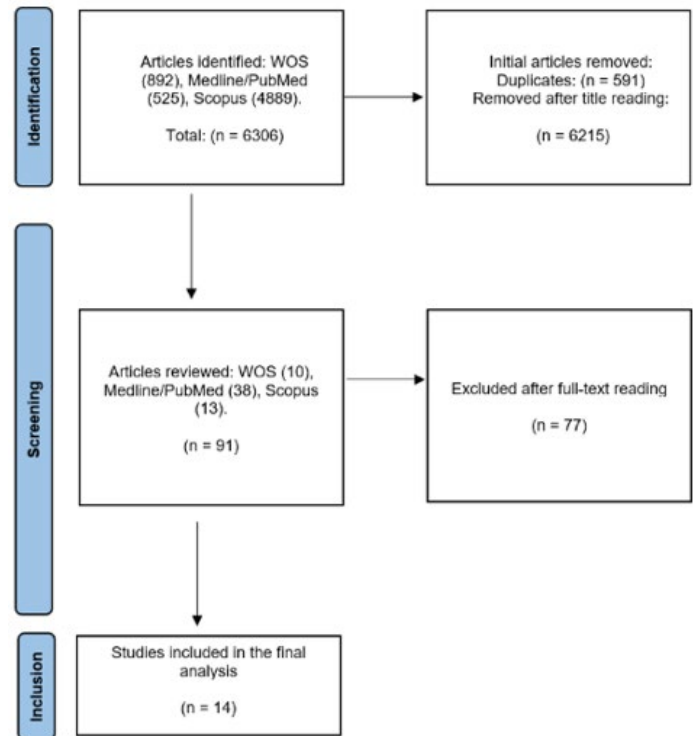
The NOT operator was applied only to exclude secondary literature (e.g., reviews and meta-analyses) and non-original publication types, in order to improve the specificity of the search and the efficiency of the selection. This operator was not used to exclude populations, exposures, or outcomes of interest. To minimize the risk of overlooking relevant primary studies, the reference lists of the included articles were manually reviewed.

## Study Selection

All retrieved records were exported to Microsoft Excel for identification and removal of duplicates, then imported into Rayyan QCRI for independent, blinded review by two reviewers. Discrepancies were resolved by consensus or by intervention of a third reviewer. Inter-reviewer agreement was assessed at the title and abstract screening stage to ensure reproducibility. A total of 6,306 records were identified (4,889 from Scopus, 892 from Web of Science, and 525 from PubMed). After removing 1,214 duplicates, 5,092 unique records were selected by title and abstract, of which 5,001 were excluded because they were not related to the research question (e.g., focused on diabetes, hypertension, or cardiovascular outcomes without specific analysis of obesity). The eligibility of 91 full-text articles was assessed, and 77 were excluded.

Ultimately, 14 studies met all inclusion criteria and were included in the qualitative synthesis. These studies were conducted mainly in Asia ( $n = 11$ ; China, South Korea, Iran, Saudi Arabia), with three studies from Europe and the Americas. Reasons for full-text exclusion are detailed in the study selection process is summarized in the PRISMA 2020 flow diagram ([Figure 1](#)).

**Figure 1.** PRISMA flow diagram of the selection process.



## Data Extraction and Management

Data were extracted independently and in duplicate using a standardized, piloted form. Extraction covered:

1. Study identification (author, year, country, journal).
2. Design and participants (study type, sample size, sex, mean age, inclusion criteria).
3. Exposure definition (TyG calculation, derived indices, units, cut-offs).
4. Outcome assessment (phenotype definition and diagnostic criteria).
5. Statistical model (logistic, linear, or Cox regression), confounder adjustments, and effect measures (OR, HR,  $r$ , or AUC with 95% CI).
6. Risk of bias and quality (NOS domains and total score).
7. Key findings (direction and magnitude of association,  $p$ -values).

All extracted data were verified by a third reviewer for accuracy. Discrepancies were resolved by consensus. Missing or unclear data were annotated as “NR”. The final dataset was cross-checked against original publications and compiled into a structured evidence matrix supporting [Tables 1–3](#).

### Risk of Bias Assessment

Methodological quality was evaluated using the Newcastle–Ottawa Scale (NOS), adapted for cross-sectional (NOS-XS) and cohort designs. The NOS assesses three domains—selection, comparability, and outcome—across nine items, with a maximum of nine stars. Studies were categorized as:

- Very good (8–9 stars)
- Good (6–7 stars)
- Satisfactory (4–5 stars)
- Unsatisfactory ( $\leq 3$  stars)

Two reviewers scored each study independently, with discrepancies resolved by discussion and verification by a third reviewer. Inter-rater agreement was very good ( $\kappa=0.87$ , Landis & Koch criteria). Detailed scores are presented in [Table 2](#) and [Supplementary Material 4](#).

Overall methodological quality was moderate to good: four studies rated very good, six good, three satisfactory, and one unsatisfactory. Limitations were mainly related to sample representativeness and incomplete adjustment for confounders.

### Methods of Synthesis

Given the considerable clinical, methodological, and statistical heterogeneity of the included studies, no quantitative meta-analysis was performed. Clinical heterogeneity was due to the evaluation of different obesity phenotypes (general, abdominal/visceral, and sarcopenic obesity) using different diagnostic criteria and populations. Methodological heterogeneity reflected variations in study design (cross-sectional and cohort), effect measures (odds ratios, hazard ratios, correlation coefficients, and AUC values), and covariate adjustment strategies. Greater statistical heterogeneity was therefore expected due to inconsistencies in TyG cutoff points and outcome definitions.

A narrative synthesis was thus performed in accordance with the PRISMA 2020 guidelines. The results were summarized by category (general obesity, abdominal/visceral obesity, sarcopenic obesity, and obesity-related metabolic and prognostic outcomes), indicating the direction, range, and consistency of the associations (OR, HR, AUC values, and correlation coefficients), including whether the 95% confidence intervals crossed the null value. No unweighted means or pooled estimates were calculated. As a qualitative assessment of sensitivity, we examined whether the overall conclusions were consistent when greater interpretive

weight was given to studies rated as good or very good on the Newcastle-Ottawa scale.

### Certainty of Evidence (GRADE)

The certainty of the evidence was assessed separately for primary and secondary outcomes, allowing for differential grading according to study design, heterogeneity, and precision across all outcome categories. Each critical outcome was assessed using the GRADE (Grading of Recommendations Assessment, Development, and Evaluation) framework.

The domains assessed included risk of bias, inconsistency, indirectness, imprecision, and publication bias. Evidence was upgraded when large effect sizes or dose–response gradients were present.

Most studies were observational with moderate quality per NOS, though heterogeneity and residual confounding reduced certainty. Evidence was rated as:

- Low–moderate: visceral/abdominal obesity
- Low: sarcopenic obesity, diabetes, MAFLD
- Very low: mortality outcomes

A summary of findings and certainty ratings is presented in [Table 3](#). Overall, findings consistently support a positive association between elevated TyG levels and obesity-related phenotypes, although the certainty of evidence remains low, highlighting the need for standardized, prospective multicenter studies.

## RESULTS

The results are presented according to the pre-established hierarchy, with the primary results focusing on obesity phenotypes and the secondary results focusing on metabolic and prognostic associations related to obesity. The study selection process is summarized in the PRISMA 2020 flow diagram ([Figure 1](#)), resulting in the inclusion of 14 original observational studies in qualitative synthesis. Most studies were conducted in Asia ( $n=11$ ; 78.6%), followed by the Americas ( $n=2$ ; 14.3%) and Europe ( $n=1$ ; 7.1%), highlighting a geographic predominance of Asian research in this field.

Methodological quality, assessed with the Newcastle–Ottawa Scale (NOS-XS / NOS-Cohort), was overall good (mean 6.79 stars; distribution reported in [Table 1](#)). The most frequent limitations were sample representativeness and incomplete control of confounding (see [Table 1](#)).

According to GRADE, the certainty of evidence for obesity-related outcomes ranged from low to moderate. The TyG index was consistently associated with visceral/abdominal obesity and sarcopenic obesity, and higher TyG predicted incident diabetes and was associated with mortality among obese adults. Downgrading was mainly driven by cross-sectional designs, heterogeneous obesity definitions, and imprecision in some estimates (see [Table 2](#)).

**Table 1.** Methodological quality assessment of included studies according to the Newcastle–Ottawa Scale (NOS-XS / NOS-Cohort)

Study (year)	Design	Selection (0–4)	Comparability (0–2)	Outcome (0–3)	Total (0–9)	Quality judgment
Yang et al. (24)	Cross-sectional	4	2	2	8	Very good
Kim et al. (25)	Cross-sectional	3	2	2	7	Good
Zhang et al. (26)	Cohort	3	2	2	7	Good
Kim et al. (27)	Cross-sectional	3	2	2	7	Good
Gholami et al. (28)	Cross-sectional	3	2	2	7	Good
Huang et al. (29)	Cross-sectional	3	2	2	7	Good
Xiao et al. (30)	Cross-sectional	3	1	2	6	Good
Zhao et al. (31)	Cross-sectional	3	1	2	6	Good
Zuo et al. (32)	Cross-sectional	4	2	2	8	Very good
Kim et al. (33)	Cross-sectional	3	2	2	7	Good
El-Sehrawy et al. (34)	Cross-sectional	3	1	2	6	Good
Wang et al. (35)	Cross-sectional	3	2	2	7	Good
Yang et al. (36)	Cross-sectional	3	2	1	6	Good
Pontiroli et al. (37)	Cohort	3	2	2	7	Good
Mean (SD)	—	—	—	—	6.9 (±0.7)	Good overall

**Interpretation:** Most studies were of good methodological quality, with two rated as very good ( $\geq 8$  stars). The main limitations involved sample representativeness and partial confounder control.

**Table 2.** Summary of Findings (GRADE) for outcomes related to obesity and the TyG index

Outcome	No. of studies	Design	Main effect (range)	Consistency	Key limitations	Certainty (GRADE)
Visceral abdominal obesity	7	Mostly cross-sectional	OR 1.7–3.2; AUC 0.77–0.88	High (most studies in same direction)	Heterogeneous definitions of obesity; observational design; residual confounding	⊕⊕○○ Low–Moderate
Sarcopenic obesity	3	Cross-sectional	OR 1.7–3.4; AUC 0.78–0.80	Moderate	Small samples; variable criteria; imprecision	⊕⊕○○ Low
Diabetes (incident)	1	Cohort	HR 4.30 (95% CI 2.22–8.35)	Not applicable	Single cohort; potential residual confounding	⊕⊕○○ Low
MAFLD	2	Cross-sectional	AUC 0.83–0.92	Moderate	Indirectness in outcome definition; residual confounding	⊕⊕○○ Low
Mortality among people with obesity	1	Cohort	HR 1.45 (95% CI 1.02–2.05)	Not applicable	Imprecision; observational evidence; limited adjustment	⊕○○○ Very Low
Visceral abdominal obesity	7	Mostly cross-sectional	OR 1.7–3.2; AUC 0.77–0.88	High (most studies in same direction)	Heterogeneous definitions of obesity; observational design; residual confounding	⊕⊕○○ Low–Moderate

**Interpretation:** Across outcomes, associations between higher TyG and obesity-related phenotypes are consistent, but certainty is limited by observational designs, heterogeneity in definitions and imprecision for incident outcomes. Findings support TyG as a metabolic risk marker, with low to moderate certainty overall.

**Notes:** AUC, area under the ROC curve; HR, hazard ratio; MAFLD, metabolic dysfunction–associated fatty liver disease; OR, odds ratio.

Across the 14 studies ( $n = 115,458$ ), sample sizes ranged from 128 to 71,299; most studies used non-probabilistic samples from national surveys, hospitals, or specialized clinics (see Table 3).

Given the clinical and methodological heterogeneity, results are summarized by direction/consistency and reported ranges (no unweighted averages). Heterogeneity was assessed qualitatively as high, primarily due to differing obesity assessment methods (e.g., BMI thresholds vs. CT-based visceral fat area [VFA]);  $I^2$  was not computed as no meta-analysis was performed. Results are summarized by direction, consistency, and reported ranges (no unweighted averages) in Table 3. Reported TyG cut-offs commonly ranged 8.7–9.1 across populations. Effect estimates showed increased odds/risk for obesity-related phenotypes with higher TyG (OR/HR range: 1.7–4.3). Discrimination was consistently acceptable to good (AUC range: 0.77–0.92). Correlations between TyG and obesity measures (visceral/abdominal fat, BMI, waist circumference, body fat) were positive ( $r$  range: 0.30–0.45). Together, these findings support the association between TyG and obesity-related phenotypes while acknowledging variability across definitions and settings (Table 3).

## DISCUSSION

This systematic review synthesized the evidence on the association between the triglyceride-to-glucose index (TyG) and key obesity phenotypes in adults (general, abdominal/visceral, and sarcopenic). Higher TyG values showed consistent positive associations with metabolically adverse phenotypes, specifically visceral and sarcopenic obesity, with moderate to good discriminatory ability. Indices derived from TyG (e.g., TyG-BMI, TyG-WC) generally outperformed TyG alone in identifying muscle-fat imbalance phenotypes.

Population-based and clinical studies reinforce the role of TyG as an integrative marker of adiposity beyond BMI, capturing patterns related to insulin resistance<sup>24–37</sup>. Regional variations were very clear: higher thresholds in Chinese cohorts aligned with greater visceral adiposity and MAFLD burden, lower thresholds in South Korea with earlier alterations<sup>24,29,36</sup>, inflammatory/dietary links in Middle Eastern settings, and prognostic relevance, including mortality, in European data<sup>30,31</sup>. Overall, these patterns support the multiethnic applicability of TyG across different regional and ethnic contexts<sup>37</sup>. The indices derived from the TyG index consistently demonstrated superior performance compared to TyG alone in identifying metabolically adverse obese phenotypes, particularly visceral obesity and sarcopenic obesity<sup>30,33,36,37</sup>. In the context of MAFLD and other obesity-related metabolic conditions, these combined indices showed greater discriminatory power, with stronger associations observed in specific subgroups, such as women and younger adults. Evidence from longitudinal studies further supports the potential prognostic and diagnostic relevance of TyG-based measures<sup>26,37,41</sup>. Overall, current evidence supports TyG and its derived indices as low-cost, reproducible, applicable, and multi-

ethnic markers of obesity, underscoring the need to standardize cutoff values across genders, ages, and ethnic groups to facilitate their clinical application<sup>24–41</sup>.

This review adhered to PRISMA 2020, was supported by a pre-registered protocol (PROSPERO CRD420251134791), and used validated critical-appraisal tools (Newcastle–Ottawa Scale and GRADE). Screening and data extraction were performed in duplicate, enhancing accuracy and reproducibility. Including studies from Asia, the Americas, and Europe broadens ecological validity and reveals consistent metabolic gradients across populations. The inclusion of secondary outcomes was specified in advance and was intended to contextualize the clinical and prognostic relevance of the triglyceride–glucose index among people with obesity. Although these outcomes do not define obesity phenotypes per se, they reflect subsequent metabolic and prognostic consequences closely related to insulin resistance, the main biological mechanism underlying the TyG index.

However, some limitations must be acknowledged. Although the absence of a meta-analysis could be interpreted as one such limitation, this decision was methodologically justified due to the marked heterogeneity among the included studies, particularly in terms of designs, outcome definitions, and effect measures used. In this context, the narrative synthesis based on SWiM principles allowed for prioritizing transparency, consistency, and interpretability of the findings.

The high prevalence of cross-sectional type studies reduces causal inference, in addition to the variety and heterogeneity in the definitions of obesity (based on BMI, CT or VFA), this together with very heterogeneous statistical settings impeded the meta-analysis. Therefore, the certainty of the evidence was mainly low to moderate, mainly because of inconsistency, imprecision and residual confounding, additional variability in sex/ethnicity-specific cut-off values, laboratory methods and sampling strategies reduced comparability between studies. Despite this, the direction and magnitude of the relationships were clear, supporting robustness and external validity.

From a clinical standpoint, the TyG index and its derived indices (TyG-BMI, TyG-WC, TyG-WWI, TyG-WHtR) are accessible, cost-effective, and integrative biomarkers for identifying adults with obesity who are at metabolic risk, particularly those with visceral or sarcopenic phenotypes in whom BMI alone is insufficient. Incorporation of these markers into screening, electronic health record systems, and preventive programs could improve early identification and risk stratification in primary care, including resource-limited settings, allowing for more personalized interventions. In the field of scientific research, the paths would be towards the standardization of TyG cut-off values by sex, age and ethnicity; the harmonization of obesity phenotypes (general, visceral, functional) to improve their comparability. In addition, it would be necessary to quantify the incremental predictive value of TyG against established markers (e.g., HOMA-IR, body composition indices) and to explore models that integrate other biochemical and

**Table 3.** Characteristics of studies included in the systematic review.

Author (ref.)	Country	Design	Sample (n)	Obesity phenotype / definition	TyG / derivative / cut-off	Main finding
Yang et al. (24)	China	Cross-sectional	976	Visceral/abdominal obesity (clinical)	TyG (AUC 0.77 men; 0.72 women)	High TyG independently associated with visceral obesity; OR men 2.99; women 2.23.
Kim et al. (25)	Korea	Cross-sectional	≈128 (obese)	VO (clinical subset of obese)	TyG / (cut-off NR)	Positive association reported within obese subset; contributes to VO consistency.
Zhang et al. (26)	China	Cohort	6,976	Incident “diabesity” (DM2 + obesity)	TyG quartiles (no single cut-off)	Risk increases by TyG quartiles; HR Q4 = 4.31 (95% CI 2.22–8.35) over ~4 years.
Kim et al. (27)	Korea	Cross-sectional	NR	Sarcopenic/metabolic obesity (criteria variable)	TyG / TyG-derived (NR)	Reported associations within obesity-related phenotypes (details NR).
Gholami et al. (28)	Iran	Cross-sectional	NR	General/abdominal obesity (criteria NR)	TyG (cut-off NR)	Association with inflammation/metabolic risk reported at narrative level (details NR).
Huang et al. (29)	United States	Cross-sectional	NR	General obesity (criteria NR)	TyG (cut-off NR)	Contribution to overall association between TyG and obesity phenotypes (details NR).
Xiao et al. (30)	United States	Cross-sectional	≈4,804	Sarcopenic obesity (criteria variable)	TyG-derived (e.g., TyG–WC/WWI)	Higher TyG (and derivatives) associated with sarcopenic obesity/risk.
Zhao et al. (31)	China	Population cohort (CHARLS)	≈9,485	Sarcopenic obesity	TyG / (cut-off NR)	Higher TyG associated with sarcopenic obesity; OR ≈1.82 in highest tertile.
Zuo et al. (32)	China	Cross-sectional	314	Visceral obesity	TyG; TyG–BMI (AUC up to 0.85)	High TyG associated with visceral obesity; OR 2.54 (95% CI 1.32–4.89); TyG–BMI improves discrimination.
Kim et al. (33)	Korea	Cross-sectional	NR	Metabolic/obesity-related outcomes	TyG / (cut-off NR)	Contributes to overall association; details not fully specified in main text.
El-Sehrawy et al. (34)	Saudi Arabia	Cross-sectional	NR	General obesity (criteria NR)	TyG (cut-off NR)	Association with obesity-related patterns; details NR in main text.
Wang et al. (35)	China	Cross-sectional	NR	Liver/metabolic phenotype (context of MAFLD link)	TyG (cut-off NR)	Narrative links TyG with MAFLD/metabolic risk; specifics NR in main text.
Yang et al. (36)	China	Cross-sectional	71,299	MAFLD	TyG and derivatives: TyG 0.83; TyG–BMI 0.92; TyG–WC 0.90; TyG–RCE 0.87 (AUCs)	Strong positive, dose–response; higher predictive value in female/younger/BMI<23.7.
Pontiroli et al. (37)	Italy	Cohort	1,359	Obese adults (BMI-based)	TyG (cut-off NR)	Higher TyG linked to all-cause mortality over 14.3 ± years of follow-up.

**Abbreviations:** NR, not reported in the main text; AUC, area under the ROC curve; CHARLS, China Health and Retirement Longitudinal Study; DM2, type 2 diabetes; MAFLD, metabolic dysfunction–associated fatty liver disease; VO, visceral obesity.

anthropometric data. Taken together, these steps could increase the use of TyG in everyday clinical and public health practice.

## CONCLUSIONS

Therefore, it can be concluded that the TyG index is an indicator with potentially high reliability in the measurement of metabolic risk in adults with obesity. Its strong relationship with visceral and sarcopenic obesity, together with its consistent associations with MAFLD, incident diabetes, and mortality outcomes reported in some studies, highlight the usefulness beyond traditional anthropometric indicators.

## AUTHORS' CONTRIBUTIONS

The author YRR participated in the entire process of preparing the article.

## FUNDING

The author declares that no funding was received to conduct this study.

## CONFLICTS OF INTEREST

The author declares that there are no conflicts of interest in writing the manuscript.

## DATA AVAILABILITY

Data supporting this study's findings are available from the corresponding author upon request.

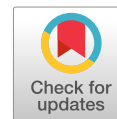
## REFERENCES

- (1) World Health Organization. Obesity and overweight. Geneva: WHO; 2024 [citado 1 de octubre de 2025]. Disponible en: <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/obesity-and-overweight>
- (2) Safaei M, Sundararajan EA, Driss M, Boulila W, Shapi'i A. A systematic literature review on obesity: Understanding the causes & consequences of obesity and reviewing various machine learning approaches used to predict obesity. *Comput Biol Med.* 2021;136:104754. <https://doi.org/10.1016/j.combiomed.2021.104754>
- (3) Mohammadian Khonsari N, Khashayar P, Shahrestanaki E, Kelishadi R, Mohammadpoor Nami S, Heidari-Beni M, et al. Normal Weight Obesity and Cardiometabolic Risk Factors: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Front Endocrinol (Lausanne).* 2022 Mar 24;13:857930. <https://doi.org/10.3389/fendo.2022.857930>
- (4) Dramé M, Godaert L. The Obesity Paradox and Mortality in Older Adults: A Systematic Review. *Nutrients.* 2023;15(7):1780. <https://doi.org/10.3390/nu15071780>
- (5) Higgins V, Adeli K. Postprandial dyslipidemia in insulin resistant states in adolescent populations. *J Biomed Res.* 2020;34(5):328. <https://doi.org/10.7555/JBR.34.20190094>
- (6) Ferreira APDS, Szwarcwald CL, Damascena GN, Souza Júnior PRB. Increasing trends in obesity prevalence from 2013 to 2019 and associated factors in Brazil. *Rev Bras Epidemiol.* 2021;24:e210009. <https://doi.org/1980-549720210009>
- (7) Kokkorakis M, Chakhtoura M, Rhayem C, Al Rifai J, Ghezzawi M, Valenzuela-Vallejo L, et al. Emerging pharmacotherapies for obesity: A systematic review. *Pharmacol Rev.* 2025;77(1):100002. <https://doi.org/10.1124/pharmrev.123.001045>
- (8) Semnani-Azad Z, Khan TA, Chiavaroli L, Chen V, Bhatt HA, Chen A, et al. Intermittent fasting strategies and their effects on body weight and other cardiometabolic risk factors: systematic review and network meta-analysis of randomised clinical trials. *BMJ.* 2025;389:e082007. <https://doi.org/10.1136/bmj-2024-082007>
- (9) Deng R, Chen W, Zhang Z, Zhang J, Wang Y, Sun B, et al. Association Between Visceral Obesity Index and Diabetes: A Systematic Review and Meta-analysis. *J Clin Endocrinol Metab.* 2024;109(10):2692-2707. <https://doi.org/10.1210/clinem/dgae303>
- (10) Patikorn C, Roubal K, Veettil SK, Chandran V, Pham T, Lee YY, et al. Intermittent Fasting and Obesity-Related Health Outcomes: An Umbrella Review of Meta-analyses of Randomized Clinical Trials. *JAMA Netw Open.* 2021;4(12): e2139558. <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2021.39558>
- (11) Leme ACB, Haines J, Tang L, Dunker KLL, Philippi ST, Fisberg M, et al. Impact of Strategies for Preventing Obesity and Risk Factors for Eating Disorders among Adolescents: A Systematic Review. *Nutrients.* 2020;12(10):3134. <https://doi.org/10.3390/nu12103134>
- (12) Simental-Mendía LE, Rodríguez-Morán M, Guerrero-Romero F. The product of fasting glucose and triglycerides as surrogate for identifying insulin resistance in apparently healthy subjects. *Metab Syndr Relat Disord.* 2008;6(4):299-304. <https://doi.org/10.1089/met.2008.0034>
- (13) Sánchez-Escudero V, Lacalle CG, Vergaz AG, Mateo LR, Cabrero AM. El índice triglicéridos-glucosa como marcador de insulinoresistencia en población pediátrica y su relación con hábitos de alimentación y actividad física. *Endocrinol Diabetes Nutr.* 2021;68(5):296-303. <https://doi.org/10.1016/j.endinu.2020.07.005>
- (14) Park HM, Han T, Heo SJ, Kwon YJ. Effectiveness of the triglyceride-glucose index and triglyceride-glucose-related indices in predicting cardiovascular disease in middle-aged and older adults: A prospective cohort study. *J Clin Lipidol.* 2024;18(1):e70-e79. <https://doi.org/10.1016/j.jacl.2023.11.006>
- (15) Lopez-Jaramillo P, Gomez-Arbelaes D, Martinez-Bello D, Abat MEM, Alhabib KF, Avezum Á, et al. Association of the triglyceride glucose index as a measure of insulin resistance with mortality and cardiovascular disease in populations from five continents (PURE study): a prospective cohort study. *Lancet Healthy Longev.* 2023;4(1):e23-e33. [https://doi.org/10.1016/S2666-7568\(22\)00236-4](https://doi.org/10.1016/S2666-7568(22)00236-4)
- (16) Khalaji A, Behnoush AH, Khanmohammadi S, Ghanbari Mardasi K, Sharifkashani S, Sahebkar A, et al. Triglyceride-glucose index and heart failure: a systematic review and meta-analysis. *Cardiovasc Diabetol.* 2023;22(1):244. <https://doi.org/10.1186/s12933-023-01973-7>
- (17) Kurniawan LB. Triglyceride-Glucose Index as A Biomarker of Insulin Resistance, Diabetes Mellitus, Metabolic Syndrome, And Cardiovascular Disease: A Review. *EJIFCC.* 2024 Apr 11;35(1):44-51.

- (18) Wang Y, Yang W, Jiang X. Association between triglyceride-glucose index and hypertension: a meta-analysis. *Front Cardiovasc Med*. 2021; 8:644035. <https://doi.org/10.3389/fcvm.2021.644035>
- (19) Araújo SP, Juvanhol LL, Bressan J, Hermsdorff HHM. Triglyceride glucose index: a new biomarker in predicting cardiovascular risk. *Prev Med Rep*. 2022; 29:101941. <https://doi.org/10.1016/j.pmedr.2022.101941>
- (20) Xu L, Wu M, Chen S, Yang Y, Wang Y, Wu S, et al. Triglyceride–glucose index associates with incident heart failure: a cohort study. *Diabetes Metab*. 2022;48(6):101365. <https://doi.org/10.1016/j.diabet.2022.101365>
- (21) Page MJ, McKenzie JE, Bossuyt PM, Boutron I, Hoffmann TC, Mulrow CD, et al. Declaración PRISMA 2020: una guía actualizada para la publicación de revisiones sistemáticas. *Rev Esp Cardiol*. 2022;74(9):790-799. <https://doi.org/10.1016/j.rec.2021.10.019>
- (22) Carra MC, Romandini P, Romandini M. Risk of Bias Evaluation of Cross-Sectional Studies: Adaptation of the Newcastle-Ottawa Scale. *J Periodontol Res*. 2025;0:1–10. <https://doi.org/10.1111/jre.13405>
- (23) López-Ortiz G. Barreras para el desarrollo de investigación en medicina familiar en Iberoamérica: revisión sistemática. *Rev Mex Med Fam*. 2022;9(2):49–58. <https://doi.org/10.24875/RMF.21000125>
- (24) Yang Q, Xu H, Zhang H, Li Y, Chen S, He D, et al. Serum triglyceride glucose index is a valuable predictor for visceral obesity in patients with type 2 diabetes: a cross-sectional study. *Cardiovasc Diabetol*. 2023;22(1):98. <https://doi.org/10.1186/s12933-023-01834-3>
- (25) Kim S, Lee JW, Lee Y, Song Y, Linton JA. Association between triglyceride-glucose index and low-density lipoprotein particle size in Korean obese adults. *Lipids Health Dis*. 2023;22(1):94. <https://doi.org/10.1186/s12944-023-01888-4>
- (26) Zhang F, Sun Y, Bai Y, Wu R, Yang H. Association of triglyceride-glucose index and diabetes: evidence from a national longitudinal study. *Lipids Health Dis*. 2024;23(1):412. <https://doi.org/10.1186/s12944-024-02403-7>
- (27) Kim B, Taniguchi K, Isobe T, Oh S. Triglyceride-glucose index is capable of identifying metabolically obese, normal-weight older individuals. *J Physiol Anthropol*. 2024;43(1):8. <https://doi.org/10.1186/s40101-024-00360-6>
- (28) Gholami F, Karimi Z, Samadi M, Sovied N, Yekaninejad MS, Keshavarz SA, et al. The association between dietary pattern and visceral adiposity index, triglyceride-glucose index, inflammation, and body composition among Iranian overweight and obese women. *Sci Rep*. 2023;13(1):13162. <https://doi.org/10.1038/s41598-023-40269-9>
- (29) Huang P, Zhang H, Ren G, Wang Y, Fu S, Liu Y, et al. Association of the triglyceride glucose index with obesity indicators and hypertension in American adults based on NHANES 2013 to 2018. *Sci Rep*. 2025;15(1):2443. <https://doi.org/10.1038/s41598-025-86430-z>
- (30) Xiao W, Xu T, Liao Y, Xu Y, Fan Z, Li C, et al. Associations between different triglyceride glucose index-related obesity indices and sarcopenia: a cross-sectional study. *Front Endocrinol (Lausanne)*. 2025;16:1511232. <https://doi.org/10.3389/fendo.2025.1511232>
- (31) Zhao Z, Cai R, Tao L, Sun Y, Sun K. Association between triglyceride-glucose index and sarcopenic obesity in adults: a population-based study. *Front Nutr*. 2025;12:1452512. <https://doi.org/10.3389/fnut.2025.1452512>
- (32) Zuo J, Huang Z, Ge Y, Ding X, Wang X, Huang Y. Triglyceride-glucose index as a marker for visceral obesity in patients with gastric cancer. *Front Nutr*. 2025;11:1515918. <https://doi.org/10.3389/fnut.2025.1515918>
- (33) Kim B, Kim G, Lee Y, Taniguchi K, Isobe T, Oh S. Triglyceride–glucose index as a potential indicator of sarcopenic obesity in older people. *Nutrients*. 2023;15(3):555. <https://doi.org/10.3390/nu15030555>
- (34) El-Sehrawy AAMA, Khachatryan LG, Kubaev A, Rekha MM, Rab SO, Kaur M, et al. Triglyceride–glucose index: a potent predictor of metabolic risk factors and eating behavior patterns among obese individuals. *BMC Endocr Disord*. 2025;25(1):71. <https://doi.org/10.1186/s12902-025-01871-1>
- (35) Wang C, Wang J, Li X, Zhou P, Zhao X, Xin A, et al. Associations between triglyceride-glucose index combined with waist circumference and heart failure in individuals with different body mass indices: a cross-sectional study using NHANES 2011–2020 data. *Lipids Health Dis*. 2025;24(1):87. <https://doi.org/10.1186/s12944-025-02315-5>
- (36) Yang X, Rao H, Yuan Y, Hu N, Zhang X, Zeng Y, et al. Correlation analysis of the triglyceride–glucose index and related parameters in metabolic dysfunction-associated fatty liver disease. *Sci Rep*. 2025;15(1):23. <https://doi.org/10.1038/s41598-024-81952-7>
- (37) Pontiroli AE, Centofanti L, Zakaria AS, Cerutti S, Dei Cas M, Paroni R, et al. The triglyceride-glucose index, blood glucose levels, and metabolic syndrome are associated with all-cause mortality in obesity. *Diabetes Metab Syndr*. 2024;18(10):103146. <https://doi.org/10.1016/j.dsx.2024.103146>
- (38) Kim HS, Lee YJ, Kim SH, Lee SW, Choi SH, Park JY. Prognostic value of triglyceride and glucose index for incident type 2 diabetes beyond metabolic health and obesity status. *Endocrinol Metab (Seoul)*. 2021;36(4):875-84. <https://doi.org/10.3803/EnM.2021.1184>
- (39) Kahaer M, Zhang B, Chen W, Liang M, He Y, Chen M, et al. Triglyceride-glucose index is more closely related to hyperuricemia than obesity indices in a medical checkup population in Xinjiang, China. *Front Endocrinol (Lausanne)*. 2022;13:861760. <https://doi.org/10.3389/fendo.2022.861760>
- (40) Lecube A. Impact of obesity and diabetes on health and cardiovascular disease. *Aten Primaria*. 2024;56(12):103045. <https://doi.org/10.1016/j.aprim.2024.103045>
- (41) Li N, Tan H, Xie A, et al. Value of the triglyceride glucose index combined with body mass index in identifying non-alcoholic fatty liver disease in patients with type 2 diabetes. *BMC Endocr Disord*. 2022;22:101. <https://doi.org/10.1186/s12902-022-00993-w>

# Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

## Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics

[www.renhyd.org](http://www.renhyd.org)

### ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

## Asociación entre el índice inflamatorio de la dieta y obesidad en adultos peruanos de 18 a 59 años: Estudio transversal analítico

➤ Association Between the Dietary Inflammatory Index and Obesity in Peruvian Adults Aged 18 to 59 Years: Analytical Cross-Sectional Study

Juan Pablo Aparco<sup>a,\*</sup> y Haydee Cárdenas-Quintana<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Centro Nacional de Alimentación, Nutrición y Vida Saludable (CENAN), Instituto Nacional de Salud, Lima, Perú.

<sup>b</sup> Escuela de Posgrado, Doctorado en Nutrición, Universidad Nacional Agraria La Molina, Lima, Perú.

\*[juanpabloaparcobalboa@gmail.com](mailto:juanpabloaparcobalboa@gmail.com)

Editor Asignado: Laura Álvarez-Álvarez, Universidad de León, León, España.

Recibido: 11/05/2025; Aceptado: 24/01/2026; Publicado: 02/03/2026.

#### PALABRAS CLAVE

Dieta

Obesidad

Índice de Masa Corporal

Adultos

Perú

#### RESUMEN

**Introducción:** El Índice Inflamatorio de la Dieta (IID) es un parámetro que permite evaluar la calidad de la dieta a través de la carga inflamatoria y prevenir la carga de ENT. En Perú no existen reportes sobre la capacidad inflamatoria de la dieta.

**Objetivo:** Determinar la asociación entre el IID con la obesidad y obesidad abdominal en adultos peruanos de 18 a 59 años, utilizando datos de la Encuesta de Vigilancia Alimentaria y Nutricional por Etapa de Vida (VIANEV) 2017-2018.

**Metodología:** Estudio transversal analítico en el que se aplicó el IID para evaluar el potencial inflamatorio de la dieta. El IID se calculó a partir de recordatorios de 24 horas, estandarizando el consumo con valores globales y sumando puntuaciones inflamatorias. La obesidad se definió por Índice de Masa Corporal ( $IMC \geq 30 \text{ kg/m}^2$ ) y la obesidad abdominal por índice cintura-talla ( $ICT \geq 0,5$ ). Se aplicaron modelos multivariados de regresión de Poisson y se reportaron las razones de prevalencia (RP).

**Resultados:** Las prevalencias de obesidad y obesidad abdominal fueron 26,8% (IC95%: 22,3-29,2) y 85,4% (IC95%: 82,8-87,8), respectivamente. Tras ajustar por sexo, edad y dominio geográfico, los adultos en el cuartil más alto de IID tuvieron 2 veces más la prevalencia de obesidad (RP: 2,01; IC95%: 1,17-2,36) y 2,71 veces más prevalencia de obesidad abdominal (RP: 2,71; IC95%: 1,56-3,21) comparados con el cuartil más bajo.

**Conclusión:** El consumo de dietas con el puntaje más inflamatorio está asociada con una mayor probabilidad de presentar obesidad y obesidad abdominal. Estos hallazgos destacan la importancia de dietas antiinflamatorias para prevenir la obesidad en Perú, sugiriendo intervenciones basadas en guías alimentarias nacionales.



## KEYWORDS

Diet

Obesity

Body Mass Index

Adults

Peru

## ABSTRACT

**Introduction:** The Dietary Inflammatory Index (DII) is a parameter that assesses diet quality through its inflammatory load and helps prevent the burden of non-communicable diseases. In Peru, there are no reports on the inflammatory capacity of the diet.

**Objective:** To determine the association between the DII and obesity and abdominal obesity in Peruvian adults aged 18 to 59 years, using data from the 2017–2018 Food and Nutritional Surveillance by Life Stage Survey (VIANEV).

**Methods:** An analytical cross-sectional study was conducted, applying the DII to assess the inflammatory potential of the diet. The DII was calculated from 24-hour dietary recalls, standardizing consumption against global referent values and summing inflammatory scores. Obesity was defined as a body mass index (BMI)  $\geq 30$  kg/m<sup>2</sup> and abdominal obesity as a waist-to-height ratio (WHtR)  $\geq 0.5$ . Multivariable Poisson regression models were applied, and prevalence ratios (PR) are reported.

**Results:** The prevalence of obesity and abdominal obesity was 26.8% (95% CI: 22.3–29.2) and 85.4% (95% CI: 82.8–87.8), respectively. After adjusting for sex, age, and geographic domain, adults in the highest DII quartile had twice the prevalence of obesity (PR: 2.01; 95% CI: 1.17–2.36) and 2.71 times the prevalence of abdominal obesity (PR: 2.71; 95% CI: 1.56–3.21) compared to the lowest quartile.

**Conclusions:** Consumption of a diet with a higher inflammatory score is associated with a greater likelihood of obesity and abdominal obesity. These findings highlight the importance of anti-inflammatory diets in obesity prevention in Peru and suggest the need for interventions based on national dietary guidelines.

MENSAJES  
CLAVE

1. En Perú, los adultos con dietas más inflamatorias tienen 2 veces más probabilidad de presentar obesidad y 2,7 veces más probabilidad de presentar obesidad abdominal.
2. La prevalencia de obesidad abdominal (85,4%) es el triple de la prevalencia de obesidad (26,8%) en adultos peruanos.
3. Esta es la primera medición del Índice Inflamatorio de la Dieta en Perú y evidencia que la mediana del IID fue de 1,12 (RIC: -2,38 a +5,12) lo que sugiere que la dieta peruana es proinflamatoria.
4. Consumir una dieta proinflamatoria aumenta la probabilidad de presentar obesidad y obesidad abdominal.

## CITA

Aparco JP, Cárdenas-Quintana H. Asociación entre el índice inflamatorio de la dieta y obesidad en adultos peruanos de 18 a 59 años: Estudio transversal analítico. Rev Esp Nutr Hum Diet. 2026; 30(1): e2645.  
doi: <https://doi.org/10.14306/renhyd.30.1.2645>

## INTRODUCCIÓN

La obesidad constituye una de las pandemias más graves del siglo XXI, siendo el determinante principal para padecer enfermedades crónicas no transmisibles (ECNT) y el factor que reduce entre 5 a 20 años la esperanza de vida<sup>1</sup>. Según el Grupo de Colaboración de Factores de Riesgo de Enfermedades No Transmisibles (NCD-RisC), en 2016 más de 650 millones de adultos padecían obesidad, una cifra que se ha duplicado desde 1975, con proyecciones que estiman un incremento a 3.3 mil millones para 2030 si no se toman medidas<sup>2</sup>. En América Latina, se ha visto un aumento acelerado de la obesidad, con prevalencias que superan el 30% en países como México y Chile, impulsado por la transición nutricional que favorece el consumo de alimentos ultra procesados, sedentarismo y la urbanización descontrolada<sup>3</sup>. En Perú, el panorama de la obesidad no es diferente, los datos históricos revelan que la cifra casi se ha triplicado desde 1975 cuando la prevalencia era del 9%<sup>4</sup>, ascendiendo a 25,7% en 2024<sup>5</sup>. Estas cifras tienen disparidades notables por características como edad, sexo, región geográfica, nivel de pobreza entre otros y subrayan cómo la obesidad no es solo un problema de exceso calórico, sino que se entrelaza con factores socioeconómicos, culturales y ambientales, exacerbando la carga de ECNT que representan el 70% de las muertes anuales en Perú<sup>6</sup>.

La etiología de la obesidad es compleja, multicausal e involucra un desequilibrio energético crónico<sup>7</sup>. Además, la obesidad produce una inflamación de bajo grado, caracterizada por elevados niveles de marcadores como la proteína C-reactiva (PCR), interleuquina-6 (IL-6) y el factor de necrosis tumoral alfa (TNF- $\alpha$ )<sup>8</sup>, y junto con una dieta proinflamatoria desencadenan las ECNT incluyendo diabetes tipo 2, enfermedades cardiovasculares, hipertensión y ciertos tipos de cáncer<sup>9</sup>. En este contexto, la dieta constituye un modulador esencial entre la obesidad y las ECNT; así patrones ricos en frutas, verduras, fibra y antioxidantes reducen la inflamación, mientras que aquellos altos en grasas saturadas, azúcares refinados y ultra procesados la exacerbam<sup>10</sup>. Para cuantificar el impacto de la dieta, Shivappa et al. en 2014 desarrollaron el índice inflamatorio de la dieta (IID) que está basado en una revisión de 1943 artículos y correlaciona 45 parámetros nutricionales con seis biomarcadores inflamatorios, el IID asigna puntuaciones positivas a dietas proinflamatorias y negativas a las antiinflamatorias<sup>11</sup>. Diversos estudios han validado su utilidad; así, en EE.UU., Li et al. asociaron IID alto con mayor riesgo cardiovascular<sup>12</sup>, mientras que Yi et al. lo vincularon a obesidad y mortalidad en adultos<sup>13</sup>. En Latinoamérica, Oliveira et al. en Brasil reportaron una prevalencia de obesidad del 11% asociada a IID proinflamatorio<sup>14</sup>, y Villaverde et al. (2024) en México lo ligaron a hipertensión mediada por obesidad<sup>15</sup>. Más recientemente, estudios como el de Carvalho et al. en Brasil confirmaron su rol en el síndrome metabólico<sup>16</sup>, y Zuercher et al. en mujeres hispanas de EE.UU. lo asociaron a diabetes mellitus tipo 2<sup>17</sup>.

A pesar de la evidencia creciente sobre IID, en Perú no se han reportado estudios sobre el potencial inflamatorio de la dieta,

incluso la mayoría de estudios sobre obesidad se limitan a reportar prevalencias<sup>18</sup>. Este vacío de conocimiento es crítico porque a pesar de la biodiversidad en Perú, la transición nutricional favorece el consumo de alimentos ultra procesados. Desde esa perspectiva el objetivo fue determinar la asociación entre el IID con la obesidad y obesidad abdominal en adultos peruanos de 18 a 59 años; considerando la hipótesis de que un IID alto se asocia positivamente con mayor prevalencia de obesidad.

## METODOLOGÍA

Se diseñó un estudio cuantitativo, observacional, transversal y analítico de asociación cruzada, basado en datos secundarios de la Encuesta de Vigilancia Alimentaria y Nutricional por Etapa de Vida (VIANEV) 2017-2018, realizada por el Centro Nacional de Alimentación, Nutrición y Vida Saludable (CENAN) del Instituto Nacional de Salud<sup>19</sup>.

### Población y muestra

La población de estudio fueron los adultos peruanos de 18 a 59 años, residentes en territorio peruano. La muestra del estudio original VIANEV fueron 1211 participantes; para la presente investigación se inició con todos los encuestados (1211) y luego se excluyeron las gestantes y los participantes sin datos completos de antropometría y dieta; por tanto, la base para este estudio quedó con 1047 individuos de la base original de VIANEV.

El estudio original VIANEV tuvo un diseño muestral estratificado, multietápico (a nivel de conglomerados y viviendas), probabilístico e independiente, con conglomerados (manzanas de 140 viviendas) y viviendas seleccionadas sistemáticamente. Además, por aplicarse un muestreo complejo, se aplicaron ajustes por factores de expansión por cada dominio geográfico. La distribución de la muestra fue en 3 dominios: Lima Metropolitana y Callao (49,3%), Rural (30,4%), Resto Urbano (20,3%). Los detalles completos del diseño muestral se encuentran en el informe técnico de VIANEV<sup>19</sup>.

### Instrumentos de recolección de datos

La información se recolectó en dos fases: la primera del 16 de octubre al 28 de diciembre de 2017 y la segunda del 26 de febrero al 13 de mayo de 2018. Para ello se emplearon cuestionarios sobre características sociodemográficas y de la vivienda validados por el CENAN. Además, el consumo alimentario se recogió a través del método dietético de recordatorio de 24 horas y la técnica de los pasos aplicada por nutricionistas estandarizados en este método. Se aplicó un recordatorio de 24 horas por participante, mediante entrevista estructurada cara a cara, utilizando balanzas dietéticas, modelos de porciones (maquetas) y ayudas visuales (laminario), adicionalmente, se recogió un segundo recordatorio en submuestra del 20% (días no consecutivos) para estimar la ingesta habitual de nutrientes. Los datos de consumo se registraron en formatos

físicos, luego se realizó la crítica y la digitación de los datos. Para minimizar los sesgos del recojo de información dietaria, se estandarizó a los encuestadores, se aplicó la técnica de múltiples pasos, se usaron balanzas dietéticas, ayudas visuales y modelos de porciones, se realizó la selección aleatoria de días de la semana para el recojo de la información y se estimó la ingesta habitual. Por su parte, los datos de antropometría fueron registrados en formatos de datos antropométricos y las mediciones de peso, talla y perímetro abdominal fueron realizadas por nutricionistas estandarizados<sup>19</sup>.

## Variables

La variable independiente Índice inflamatorio de la Dieta (IID), se calculó como un algoritmo de puntuación adaptando el índice original de Shivappa et al. (2014) que incluye 45 componentes, por una estimación con 21 parámetros nutricionales que son los disponibles en las Tablas Peruanas de Composición de Alimentos<sup>20</sup>, USDA<sup>21</sup> y Phenol-Explorer<sup>22</sup>. Esta adaptación también la han aplicado otros estudios con restricción de datos nutricionales<sup>14</sup>. El IID se desarrolló en cuatro pasos: a) Estimar la ingesta individual de 21 parámetros alimentarios (energía, carbohidratos, proteínas, grasas, hierro, zinc, fibra, vitamina A, beta-carotenos, tiamina, riboflavina, niacina, ácido fólico, ajo, jengibre, cebolla, pimienta, orégano, romero, cafeína, colesterol, magnesio, grasas saturadas) usando tablas peruanas<sup>20</sup>, de USDA<sup>21</sup> y Phenol-Explorer<sup>22</sup> para la estimación de flavonoides, b) Estimar el puntaje Z del consumo de cada parámetro alimentario para obtener el consumo estandarizado:  $(\text{Ingesta individual} - \text{Promedio global}) / \text{DE global}^{11}$ , c) Calcular el percentil centrado del valor de consumo (puntaje Z) de cada parámetro alimentario y multiplicarlo por el respectivo valor de fracción inflamatoria de cada parámetro nutricional y d) Sumar los puntajes inflamatorios específicos de cada parámetro nutricional para estimar el IID total de cada persona. Las estimaciones variaron de -2,38 a +5,12; estos valores se distribuyeron en cuartiles y se clasificaron como Q1 más antiinflamatorio y Q4 más inflamatorio, como lo recomiendan otros estudios<sup>14</sup>.

La variable dependiente obesidad se estimó a partir de los datos del IMC, aplicando el punto de corte  $\geq 30 \text{ kg/m}^2$ , recomendado por la Organización Mundial de la Salud (OMS)<sup>23</sup>. En el caso de la obesidad abdominal se usaron los datos del perímetro de la cintura y la estatura de cada participante; luego se estimó el Índice Cintura-Talla (ICT) y se clasificó como obesidad abdominal cuando el ICT fue  $\geq 0,5$ <sup>24</sup>.

Además, se recolectó información de otras variables que sirvieron como factores de ajuste en el modelo multivariado, como el sexo del participante con dos categorías (Hombre/Mujer), la edad de los participantes que se dividió en cuatro grupos (18-29, 30-39, 40-49 y 50-59 años) y dominio geográfico clasificado en tres categorías: Lima y Callao, Resto Urbano y Rural.

## Procesamiento y análisis de datos

La ingesta de nutrientes se cuantificó mediante el método del R24H, utilizando las Tablas Peruanas de Composición de Alimentos<sup>20</sup>, la Base de datos ANDREA y los datos del etiquetado nutricional. La ingesta habitual se estimó con el software PC-SIDE V1.0 para ajustar la variabilidad intraindividual. Los requerimientos nutricionales se calcularon individualmente según sexo, edad, peso ideal y actividad física, siguiendo los criterios de DRI y FAO. Los detalles completos de la evaluación dietética se pueden revisar en el informe técnico de VIANEV<sup>19</sup>.

El análisis de datos se ejecutó en el software STATA MP v16 y para realizar las estimaciones se procedió considerando el diseño complejo del estudio original (VIANEV) y el factor de expansión. Las estadísticas descriptivas de las variables categóricas incluyeron las prevalencias y sus intervalos de confianza (IC95%); mientras que las variables cuantitativas se expresaron como promedios (desviación estándar DE) o medianas (rango intercuartílico RIC) según cumplieran con la distribución normal. En el análisis bivariado se estimó la asociación con la prueba de chi-cuadrado de Pearson en variables dicotómicas, chi-cuadrado de tendencia en variables politómicas ordenadas.

Por su parte, para evaluar la asociación entre el cuartil más inflamatorio del IID (exposición) y la obesidad como desenlace se aplicaron modelos multivariados de regresión de Poisson. Las razones de prevalencia (RP) e intervalos de confianza (IC 95%) se estimaron considerando el primer cuartil de IID como categoría de referencia; inicialmente se calcularon las RP crudas y luego ajustadas por rango de edad, sexo y dominio geográfico. Todas las estimaciones se valoraron como significativas cuando el valor de  $p < 0,05$ .

## Consideraciones éticas

El estudio no requirió la aprobación de un comité de ética porque los datos que se utilizaron en el presente estudio provienen de la vigilancia en salud pública; son datos que están accesibles públicamente y estaban anonimizados por CENAN<sup>19</sup>.

## RESULTADOS

La muestra final incluyó 1047 adultos (57,6% mujeres, IC95%: 54,3-60,8); la distribución geográfica mostró que la mayor proporción provenía de Lima/Callao (49,3%), seguida por rural (30,4%) y luego por el resto urbano con 20,3%. Mientras que según grupo etario se encontró mayor proporción del grupo de 18-29 años (28,5%) y el grupo de 50-59 alcanzó un 21,4% (Tabla 1).

Las características antropométricas mostraron una mediana de peso de 65,5 kg (RIC: 33,3-128,5), talla 157,2 cm (132,6-186,8),

IMC 26,5 kg/m<sup>2</sup> (15,9-52,7), Perímetro Abdominal (PA) 90,5 cm (63,4-139,6), ICT 0,57 (0,37-0,86). En mujeres destacó el mayor IMC (27,2 vs 25,8) e ICT (0,59 vs 0,55), en tanto que en varones destacó el mayor peso (69,4 vs 63,1 kg) y talla (164,5 vs 152 cm). Según grupos etarios, se observó una tendencia creciente en peso, IMC, PA, ICT y decreciente en talla. Por dominio, el Resto Urbano mostró mayor peso, IMC e ICT; mientras que en Rural se observó mayor PA (Tabla suplementaria S1).

**Tabla 1.** Características sociodemográficas de los adultos peruanos de 18 a 59 años

Características	%	IC 95%
<b>Sexo</b>		
Mujer	57,6	54,3 – 60,8
Hombre	42,4	39,2 – 45,6
<b>Dominio geográfico</b>		
Lima y Callao	49,3	45,9 – 52,6
Rural	30,4	27,1 – 33,8
Resto Urbano	20,3	18,3 – 22,4
<b>Edad</b>		
18 – 29 años	28,5	25,4 – 31,9
30 – 39 años	26,5	23,4 – 29,7
40 – 49 años	23,6	20,8 – 26,5
50 – 59 años	21,4	18,6 – 24,4

Según la tabla 2 la prevalencia de obesidad fue de 26,8% (IC95%: 22,3-29,2), mayor en mujeres (30,9% vs 18,2%, p<0,001), en el dominio Resto Urbano (28,8%, p=0,004) y en el grupo 40-49 años (36,3%, p-tendencia<0,001). Por su parte, la prevalencia de obesidad abdominal fue de 85,4% (IC95%: 82,8-87,8), mayor en

mujeres (89,7% vs 79,9%, p<0,001), en el dominio rural (84,1%, p=0,012) y en el grupo de 50-59 años (97,3%, p-tendencia<0,001). La mediana del IID fue de 1,12 (RIC: -2,38 a +5,12); los mayores valores estuvieron en hombres (1,07 vs 0,92, p=0,042), en el grupo etario de 40-49 años (2,18, p-tendencia=0,015) y en el dominio Resto urbano (1,38, p=0,023) (Tabla suplementaria S1).

En la tabla 3 se muestra el análisis bivariado; se encontró que la mayor proporción de hombres estaba en el cuartil 4 de IID (más inflamatorio), mientras que las mujeres tenían un comportamiento contrario (p = 0,03). Según dominio geográfico, los dominios de Lima y Callao y Resto urbano mostraban más proporción de población en el cuartil más inflamatorio (Q4, p = 0,04). Respecto a la obesidad, se encontró mayor proporción de obesidad en el Q4 (p<0,001), así como en la obesidad abdominal (p<0,001).

Por su parte en el análisis multivariado, se observó en la tabla 4 que las personas con IID en cuartil 4 mostraban mayor probabilidad de padecer Obesidad (RPa 2,01; IC95%: 1,17-2,36, p=0,007), así como en el cuartil 3 (RPa 1,42; IC95%: 1,01-1,70, p=0,04).

Asimismo, el riesgo de obesidad abdominal se incrementó significativamente en los cuartiles 3 (RPa: 1,70; IC95%: 1,22-2,13, p=0,03) y 4 (RPa: 2,71; IC95%: 1,56-3,21, p<0,001) evidenciando un mayor riesgo al incrementar el potencial inflamatorio de la dieta (Tabla 5).

## DISCUSIÓN

El presente estudio se diseñó para determinar la relación entre el Índice Inflamatorio de la Dieta y la obesidad, los resultados encontrados apoyan la hipótesis de que los adultos con puntajes en el cuartil más alto del IID tienen mayor probabilidad de presentar obesidad y obesidad abdominal.

**Tabla 2.** Prevalencia de obesidad y obesidad abdominal según características sociodemográficas de adultos peruanos de 18 a 59 años.

Características	Obesidad		Obesidad abdominal	
	Si % (IC95%)	No % (IC95%)	Si % (IC95%)	No % (IC95%)
<b>Sexo</b>				
Mujer	30,9 (26,7-35,6)	69,1 (66,7-73,2)	89,7 (86,6-92,1)	10,3 (7,6-15,2)
Hombre	18,2 (14,3-22,9)	81,8 (75,4-84,6)	79,9 (75,4-83,8)	20,1 (17,4-24,6)
<b>Dominio geográfico</b>				
Lima y Callao	26,3 (24,2-33,1)	73,7 (69,1-76,2)	85,6 (81,7-88,7)	14,4 (9,8-18,2)
Resto Urbano	28,8 (23,8-34,4)	71,2 (68,7-74,6)	86,0 (80,2-90,3)	14,0 (9,4-18,6)
Rural	25,8 (20,3-32,6)	74,2 (70,0-76,9)	84,1 (79,8-87,6)	15,9 (10,0-19,9)
<b>Rango de edades</b>				
18 – 29 años	10,9 (7,4-15,7)	89,1 (83,7-92,1)	66,1 (59,1-72,6)	33,9 (30,2-35,7)
30 – 39 años	27,0 (21,0-33,8)	73,0 (68,5-77,6)	89,8 (85,2-93,1)	10,2 (8,3-12,6)
40 – 49 años	36,3 (29,5-43,8)	63,7 (60,2-67,5)	92,1 (87,2-95,2)	7,9 (5,6-10,6)
50 – 59 años	31,5 (24,7-39,1)	68,5 (64,2-72,8)	97,3 (93,4-98,9)	2,7 (1,3-3,8)
Total	26,8 (22,3-29,2)	74,8 (70,2-77,6)	85,4 (82,8-87,8)	14,6 (10,2-18,6)

**Tabla 3.** Análisis bivariado de las características de adultos peruanos de 18 a 59 años y los cuartiles del Índice Inflamatorio de la Dieta (IID)

Características	Cuartil 1 (-2,38 a -1,18) % (n)	Cuartil 2 (-1,17 a -0,12) % (n)	Cuartil 3 (-0,11 a 1,37) % (n)	Cuartil 4 (1,38 a 5,12) % (n)	Valor de p
<b>Sexo</b>					0,03
Mujer	69,5 (181)	67,7 (177)	54,3 (142)	53,8 (141)	
Hombre	30,5 (80)	32,3 (85)	45,7 (120)	46,2 (121)	
<b>Rango de edades</b>					0,08
18 – 29 años	32,6 (85)	32,8 (86)	24,1 (63)	21,3 (56)	
30 – 39 años	24,2 (63)	23,8 (62)	23,0 (60)	20,2 (53)	
40 – 49 años	20,5 (54)	22,3 (58)	28,8 (75)	31,2 (82)	
50 – 59 años	22,7 (59)	21,1 (55)	24,1 (63)	27,3 (72)	
<b>Dominio geográfico</b>					0,04
Lima y Callao	31,3 (82)	33,8 (89)	45,2 (118)	46,3 (121)	
Resto Urbano	30,4 (79)	27,5 (72)	29,5 (77)	33,6 (88)	
Rural	38,3 (100)	38,7 (101)	25,3 (66)	20,1 (53)	
<b>Obesidad</b>					<0,001
Si	20,6 (54)	22,4 (59)	24,5 (64)	33,7 (88)	
No	79,4 (207)	77,6 (203)	75,5 (198)	66,3 (174)	
<b>Obesidad abdominal</b>					<0,001
Si	68,5 (179)	72,6 (190)	89,4 (234)	98,7 (259)	
No	31,5 (82)	27,4 (72)	10,6 (28)	1,3 (3)	

**Tabla 4.** Razón de prevalencia de obesidad según el IID en adultos peruanos de 18 a 59 años

Variables	RP crudo (95% IC)	Valor de p	RP ajustado* (IC 95%)	Valor de p
<b>Cuartil de IID</b>				
1° (Más antiinflamatorio)	1,00 (Referencia)	---	1,00 (Referencia)	---
2°	1,11 (0,91-1,23)	0,59	1,01 (0,86-1,21)	0,07
3°	1,72 (1,09-1,99)	0,03	1,42 (1,01-1,70)	0,04
4° (Más inflamatorio)	2,22 (1,30-2,42)	<0,001	2,01 (1,17-2,36)	0,007

\* Ajustado por edad, sexo y dominio geográfico.

**Tabla 5.** Razón de prevalencia de obesidad abdominal según el IID en adultos peruanos de 18 a 59 años

Variables	RP crudo (95% IC)	Valor de p	RP ajustado* (IC 95%)	Valor de p
<b>Cuartil de IID</b>				
1° (Más antiinflamatorio)	1,00 (Referencia)	---	1,00 (Referencia)	---
2°	1,74 (1,09-2,02)	0,04	1,62 (0,98-2,01)	0,08
3°	1,96 (1,34-2,22)	0,02	1,70 (1,22-2,13)	0,03
4° (Más inflamatorio)	3,02 (1,85-3,12)	<0,001	2,71 (1,56-3,21)	<0,001

\* Ajustado por edad, sexo y dominio geográfico.

Los hallazgos de la presente investigación sobre IID y obesidad son concordantes con otros estudios como el de Ramallal et al en España que en población universitaria de la cohorte SUN encontró asociación entre IID y mayor riesgo de sobrepeso y obesidad de manera independiente<sup>25</sup>, también en España, Ruiz-Canela et al. reportaron esta relación usando los datos del estudio PREDIMED<sup>26</sup>; estos resultados en la misma línea podrían reflejar la globalización de patrones dietarios y a pesar de que España tiene hábitos alimentarios plasmados en la Dieta Mediterránea, algunos grupos poblacionales como los universitarios están más expuestos a dietas proinflamatorias. A nivel de Sudamérica Oliveira et al., en el estudio CUME-Brasil hallaron una mayor probabilidad de obesidad en las personas que obtuvieron un puntaje que los clasificaba en el cuartil 4 del IID, en graduados universitarios<sup>14</sup>, este resultado similar al presente estudio podría reflejar las transiciones nutricionales compartidas entre Perú y Brasil (urbanización y ultraprocesados); mientras que las diferencias muestrales podrían subestimar riesgos en poblaciones vulnerables peruanas. Por su parte, Mazidi et al. en Estados Unidos mostraron que el índice inflamatorio de la dieta ajustado por energía (E-IID) tuvo asociación con el IMC usando datos de NHANES<sup>26</sup>.

Sin embargo, dos estudios el primero de la Cohorte Moli-sani en Italia mostraron discrepancia al reportar una relación inversa, así los participantes del quintil más alto de IID presentaban un IMC significativamente más bajo; esta discordancia fue atribuida a que los participantes del quintil más alto eran más jóvenes que los otros quintiles<sup>27</sup>; además, otro estudio en Croacia reportó los mismos resultados asociando menor IMC y perímetro de cintura con el tercil superior de IID, en este caso tampoco se controló la confusión por diferencia de edades entre grupos<sup>28</sup>. Para cerrar esta controversia una revisión sistemática con metaanálisis, en adultos<sup>29</sup> concluye que el IID y el E-IID están asociados con la obesidad.

Algunos estudios también han reportado resultados concordantes con el presente estudio mostrando la asociación específica entre IID y obesidad central, así Ruiz-Canela et al.<sup>26</sup> hallaron asociación directa entre IID y obesidad abdominal aplicando el Índice Cintura Talla (ICT); otro estudio en Ecuador solo en mujeres también reportó asociación entre el IID y obesidad central, medida a través del perímetro de cintura<sup>30</sup>. Por su parte, un estudio en Irán que busco la relación entre IID y obesidad abdominal estimada a través de perímetro abdominal no encontró asociación; estos resultados diferentes al presente estudio podrían explicarse porque el estudio iraní aplicó puntos de corte de obesidad abdominal de 80 cm para mujeres y 94 cm para varones, los cuales están en controversia y que al no contar con parámetros específicos de obesidad abdominal para la población iraní podrían clasificar mal a los sujetos de estudio<sup>31</sup>. Finalmente, la revisión sistemática de Farhangi y Vajdi<sup>32</sup> concluyen que el consumo de dietas más inflamatorias se asoció con el aumento del perímetro de cintura.

El IID también se ha relacionado a otras enfermedades como cáncer, síndrome metabólico, y diabetes mellitus encontrando mayor riesgo de padecer estas ENT<sup>33</sup> e incluso se ha relacionado

a trastornos respiratorios (como asma y sibilancias), músculo esqueléticos (como osteoartritis, osteoporosis y fracturas) alteraciones del neurodesarrollo (como el trastorno del espectro autista y el deterioro cognitivo) y problemas de salud mental (como ansiedad y depresión); encontrándose asociación aunque en algunos casos la evidencia es incipiente<sup>9</sup>.

El estudio también permitió estimar medianas de IID en población peruana, al respecto las estimaciones son concordantes con la literatura científica disponible, así una mediana de IID de 1,12 indica dietas proinflamatorias moderadas y un mayor puntaje en hombres, adultos mayores y urbanos. Este resultado concuerda en parte con lo reportado por otros estudios como el de la Cohorte SUN<sup>25</sup> y el Estudio PREDIMED<sup>26</sup>.

Además, otro hallazgo del estudio fue que la prevalencia de obesidad estimada en el presente estudio es concordante con el reporte de ENDES 2024<sup>5</sup>; sin embargo, la obesidad abdominal (85,4%) fue superior a reportes previos (33,6%-64%), probablemente por el uso de distintos métodos de evaluación como el ICT o el PA, detectando mejor la grasa visceral el ICT<sup>24</sup>. Las mujeres mostraron mayores prevalencias de obesidad, confirmando las tendencias reportadas por ENDES previas y alineándose con lo reportado en otros estudios de Chile<sup>34</sup> y México<sup>35</sup>. Según la edad, el pico de proporción de obesidad estuvo en el grupo de 40-49 años para la obesidad y el de 50-59 para la obesidad abdominal, reflejando acumulación de grasa progresiva; este comportamiento también se ha advertido en otros países<sup>2</sup>.

En la actualidad se han desarrollado diversos índices para evaluar la calidad de la dieta y se han reportado resultados con ellos, como el Índice de Alimentación Saludable (HEI), que mide la adherencia a las guías alimentarias<sup>36</sup>. No obstante, el IID destaca por su énfasis en la inflamación, basado en una revisión exhaustiva de la literatura (1943 estudios), validado mediante biomarcadores y con capacidad predictiva de enfermedades crónicas no transmisibles más allá de los nutrientes solos<sup>11</sup>. El IID no reemplaza al HEI, que evalúa nutrientes como colesterol y sodio, nutrientes más directamente relacionados con enfermedades metabólicas, sino que lo complementa al enfocarse en el mecanismo inflamatorio<sup>9</sup>.

Respecto al rol determinante de las dietas proinflamatorias (altas en grasas saturadas, azúcares, carnes procesadas) para aumentar el riesgo de ENT, se han postulado varios mecanismos, entre ellos que la inflamación activa las vías NF- $\kappa$ B, elevando IL-6, TNF- $\alpha$ , PCR, promoviendo adipogénesis, hipertrofia de adipocitos, hipoxia, liberación de adipocinas proinflamatorias (leptina/resistina) y reduciendo antiinflamatorias (adiponectina). Esta cascada de reacciones induce resistencia insulínica, acumulación de grasa visceral, exacerbando la obesidad. Por su parte, las dietas antiinflamatorias (fibra, antioxidantes, omega-3) tienen un rol mediador, pues inhiben estas vías, reduciendo inflamación sistémica, mejorando la sensibilidad a la insulina y regulando el apetito vía leptina<sup>8,10,11</sup>.

Los hallazgos del presente estudio son generalizables a adultos peruanos de 18 a 59 años gracias al diseño representativo

de la encuesta VIANEV; además, los resultados tienen varias implicancias para la salud pública; dado el alto porcentaje de población con obesidad y consumo de dietas proinflamatorias, urgen intervenciones que promuevan el consumo de alimentos antiinflamatorios (frutas, verduras, granos andinos). Las políticas de etiquetado frontal sobre advertencia de alimentos ultraprocesados deben monitorear el cumplimiento de la norma en alimentos de producción nacional e importados y se deben articular con medidas como impuestos a bebidas azucaradas. Las guías alimentarias deben actualizar sus contenidos para brindar mensajes orientados a la calidad y sostenibilidad de las dietas que se promueven. Desarrollar programas de educación nutricional multisectoriales que involucren a familias, escuelas/comunidades y gobiernos locales.

El presente estudio tiene limitaciones inherentes al uso de datos secundarios, como el diseño transversal, que impide estudiar la causalidad de la calidad de la dieta sobre la obesidad; además, no permite evitar la causalidad reversa<sup>37</sup>; a pesar de ello, es el primer estudio que evalúa la asociación entre IID y obesidad en el Perú. Otra limitación es que los datos son de los años 2017-2018, antes de la pandemia; sin embargo, VIANEV 2017-2018 es la última encuesta de consumo de alimentos en adultos peruanos con representatividad nacional. También otra limitación fue la precisión para la estimación del consumo de alimentos, dada la naturaleza del fenómeno a medir. Para mitigar estos sesgos, se aplicaron procedimientos estandarizados del recojo de datos (capacitación de encuestadores, uso de modelos de porciones). Se aplicó el método de pasos múltiples y se aleatorizaron los días de recojo de información. Adicionalmente, otra limitación fue que la Tabla Peruana de Composición de Alimentos incluye limitados alimentos y nutrientes, por lo que se tuvo que recurrir a tablas complementarias. A pesar de ello, solo incluimos 21 parámetros nutricionales para estimar el IID. Esto podría reducir el puntaje antiinflamatorio final; sin embargo, otros estudios también han adaptado el IID al tener restricciones de datos sobre nutrientes. Finalmente, no se ajustó por otras características como actividad física u otros indicadores socioeconómicos porque la base no estaba integrada y los diccionarios de datos no permitían emparejar los datos por lo que las estimaciones pueden tener potencial confusión residual.

## CONCLUSIONES

En conclusión, los hallazgos del estudio muestran que un IID alto se asocia con mayor prevalencia de obesidad y obesidad abdominal en adultos peruanos de 18 a 59 años. Las altas prevalencias de obesidad, sumadas al consumo de dietas proinflamatorias, demandan intervenciones urgentes para prevenir las ENT. Es necesario desarrollar programas de educación nutricional multisectoriales que involucren a familias, escuelas/comunidades y gobiernos locales en su implementación.

## CONTRIBUCIÓN DE AUTORÍA

JPA y HCQ contribuyeron a la concepción, al diseño del estudio y al análisis de datos. Además, ambos autores elaboraron, revisaron y aprobaron el manuscrito final.

## FINANCIACIÓN

Los autores declaran que no ha existido financiación para realizar este estudio.

## CONFLICTOS DE INTERÉS

Los autores expresan que no existen conflictos de interés al redactar el manuscrito.

## DISPONIBILIDAD DE DATOS

La base de datos utilizada en este estudio está disponible bajo petición razonable al autor de correspondencia.

## REFERENCIAS

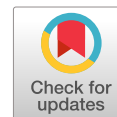
- (1) Hruby A, Hu FB. The Epidemiology of Obesity: A Big Picture. *Pharmacoeconomics*. 2015 Jul;33(7):673-89. <https://doi.org/10.1007/s40273-014-0243-x>
- (2) NCD Risk Factor Collaboration (NCD-RisC). Worldwide trends in body-mass index, underweight, overweight, and obesity from 1975 to 2016: a pooled analysis of 2416 population-based measurement studies in 128.9 million children, adolescents, and adults. *Lancet*. 2017 Dec 16;390(10113):2627-2642. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(17\)32129-3](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(17)32129-3)
- (3) Ríos-Reyna C, Díaz-Ramírez G, Castillo-Ruiz O, Pardo-Buitimea NY, Alemán-Castillo SE. Políticas y estrategias para combatir la obesidad en Latinoamérica. *Rev Med Inst Mex Seguro Soc*. 2022 Oct 25;60(6):666-674.
- (4) Pajuelo J, Miranda-Cuadros M, Campos-Sánchez M, et al. Prevalencia de obesidad abdominal en adultos peruanos. *Rev Peru Med Exp Salud Publica*. 2019;36(4):589-595.
- (5) Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) 2024. Lima: INEI; 2025.
- (6) World Health Organization (WHO). Noncommunicable Diseases Country Profiles – WHO Global Report. Geneva: WHO; 2018. 312 p.
- (7) Rivera-Dommarco J, Colchero MA, Fuentes ML, et al. La obesidad en México: estado de la política pública y recomendaciones para su prevención y control. Cuernavaca: Instituto Nacional de Salud Pública; 2012.
- (8) Wirth MD, Burch JB. Inflammatory potential of the diet: role of circadian rhythms and sleep. In: Hébert JR, Hofseth LJ, editors. *Diet, Inflammation, and Health*. London: Academic Press; 2022. p. 747-785.
- (9) Phillips CM, Chen LW, Heude B, Bernard JY, Harvey NC, Duijts L, Mensink-Bout SM, Polanska K, Mancano G, Suderman M, Shivappa

- N, Hébert JR. Dietary Inflammatory Index and Non-Communicable Disease Risk: A Narrative Review. *Nutrients*. 2019;11(8):1873. <https://doi.org/10.3390/nu11081873>
- (10) Neale, EP; Batterham, MJ; Tapsell, LC. 2016. Consumption of a healthy dietary pattern results in significant reductions in C-reactive protein levels in adults: a meta-analysis. *Nutrition Research*, 36(5): 391–401. <https://doi.org/10.1016/j.nutres.2016.02.009>
- (11) Shivappa N, Steck SE, Hurlley TG, Hussey JR, Hébert JR. Designing and developing a literature-derived, population-based dietary inflammatory index. *Public Health Nutr*. 2014;17(8):1689-98. <https://doi.org/10.1017/S1368980013002115>
- (12) Li J, Lee DH, Hu J, Tabung FK, Bhupathiraju SN, Rimm EB, et al. Dietary inflammatory potential and risk of cardiovascular disease among men and women in the U.S. *J Am Coll Cardiol*. 2020;76(19):2181-93. <https://doi.org/10.1016/j.jacc.2020.09.535>
- (13) Yi Q, Li Q, Zhao Y, Lin Q, Yang X, Han X, et al. Association between dietary inflammatory index and obesity in adults with and without disabilities: results from NHANES 2011-2018. *Front Nutr*. 2024;11:1340657. <https://doi.org/10.1111/ijcp.14567>
- (14) Oliveira TMS, Bressan J, Pimenta AM, Martínez-González MÁ, Shivappa N, Hébert JR, Hermsdorff HHM. Dietary inflammatory index and prevalence of overweight and obesity in Brazilian graduates from the Cohort of Universities of Minas Gerais (CUME project). *Nutrition*. 2020;71:110635. <https://doi.org/10.1016/j.nut.2019.110635>
- (15) Villaverde P, Rivera-Paredes B, Argoty-Pantoja AD, Velázquez Cruz R, Salmerón J. Dietary Inflammatory Index and Blood Pressure Levels in Mexican Adults. *Nutrients*. 2024;16(18):3052. <https://doi.org/10.3390/nu16183052>
- (16) Carvalho CA, Silva AAM, Assunção MCF, Fonseca PCA, Barbieri MA, Bettiol H, Shivappa N, Hébert JR. The dietary inflammatory index and insulin resistance or metabolic syndrome in young adults. *Nutrition*. 2019;58:187-193. <https://doi.org/10.1016/j.nut.2018.07.014>
- (17) Zuercher MD, Harvey DJ, Au LE, Shadyab AH, Santiago-Torres M, Liu S, Shivappa N, Hébert JR, Robbins JA, Garcia L. Energy-Adjusted Dietary Inflammatory Index and Diabetes Risk in Postmenopausal Hispanic Women. *J Acad Nutr Diet*. 2024;124(11):1431-1439. <https://doi.org/10.1016/j.jand.2023.08.002>
- (18) Ministerio de Salud (MINS). Instituto Nacional de Salud. Centro Nacional de Alimentación y Nutrición. Informe técnico Vigilancia de la situación del sobrepeso, obesidad y sus determinantes en el marco del Observatorio de Nutrición y estudio del sobrepeso y obesidad - Primer semestre 2025. Lima: INS; 2025.
- (19) Ministerio de Salud (MINS). Instituto Nacional de Salud (INS). Informe técnico de la Vigilancia Alimentaria y Nutricional por Etapas de Vida: Adultos 2017-2018. Lima: INS; 2022. 191 p.
- (20) Ministerio de Salud (MINS). Instituto Nacional de Salud (INS). Tabla Peruana de Composición de Alimentos. Lima: INS; 2019.
- (21) Ahuja JK, Montville JB, Omolewa-Tomobi G, Heendeniya KY, Martin CL, Steinfeldt LC, et al. USDA Food and Nutrient Database for Dietary Studies, 5.0. Beltsville, MD: Agricultural Research Service, Food Surveys Research Group; 2012
- (22) Rothwell JA, Perez-Jimenez J, Neveu V, Medina-Remon A, M'Hiri N, García-Lobato P, et al. Phenol-Explorer 3.0: a major update of the Phenol-Explorer database to incorporate data on the effects of food processing on polyphenol content. *Database (Oxford)*. 2013;2013:bat070.
- (23) Organización Mundial de la Salud (OMS). Obesity: preventing and managing the global epidemic. Report of a WHO consultation. World Health Organ Tech Rep Ser. 2000;894: i-xii,1-253.
- (24) Ashwell M, Gunn P, Gibson S. Waist-to-height ratio is a better screening tool than waist circumference and BMI for adult cardiometabolic risk factors: systematic review and meta-analysis. *Obes Rev*. 2012;13(3):275-86. <https://doi.org/10.1111/j.1467-789X.2011.00952.x>
- (25) Ramallal R, Toledo E, Martínez-González MA, Hernández-Hernández A, García-Arellano A, Shivappa N, et al. Inflammatory potential of diet, weight gain, and incidence of overweight/obesity: The SUN cohort. *Obesity (Silver Spring)*. 2017;25(6):997-1005. <https://doi.org/10.1002/oby.21833>
- (26) Ruiz-Canela M, Zazpe I, Shivappa N, et al. Dietary inflammatory index and anthropometric measures of obesity in a population sample at high cardiovascular risk from the PREDIMED (PREVención con Dieta MEDiterránea) trial. *Br J Nutr*. Mar 28 2015;113(6):984-95. <https://doi.org/10.1017/S0007114514004401>
- (27) Shivappa N, Bonaccio M, Hebert JR, et al. Association of proinflammatory diet with lowgrade inflammation: results from the Moli-sani study. *Nutrition*. 2018;54:182-188. <https://doi.org/10.1016/j.nut.2018.04.004>
- (28) Alkerwi Aa, Shivappa N, Crichton G, Hébert JR. No significant independent relationships with cardiometabolic biomarkers were detected in the Observation of Cardiovascular Risk Factors in Luxembourg study population. *Nutrition research (New York, NY)*. 2014;34(12):1058-1065. <https://doi.org/10.1016/j.nutres.2014.07.017>
- (29) Kord Varkaneh H, Fatahi S, Tajik S, Rahmani J, Zarezadeh M, Shab-Bidar S. Dietary inflammatory index in relation to obesity and body mass index: a meta-analysis. *Nutr Food Sci*. 2018;48(5):702–21. <https://doi.org/10.1108/NFS-09-2017-0203>
- (30) Wang Y, Armijos RX, Weigel MM. Dietary inflammatory index and cardiometabolic risk in Ecuadorian women. *Nutrients*. 2024;16(8):1234. <https://doi.org/10.3390/nu16081234>
- (31) Nouri-Majd S, Salari-Moghaddam A, Keshteli AH, Esmailzadeh A, Adibi P. Dietary Inflammatory Potential in relation to General and Abdominal Obesity. *Int J Clin Pract*. 2022;2022:5685249. <https://doi.org/10.1155/2022/5685249>
- (32) Farhangi MA, Vajdi M. The association between dietary inflammatory index and risk of central obesity in adults: An updated systematic review and meta-analysis. *Int J Vitam Nutr Res*. 2020;90(5-6):535-552. <https://doi.org/10.1024/0300-9831/a000648>
- (33) Hariharan R, Odjidja EN, Scott D, Shivappa N, Hébert JR, Hodge A, de Courten B. The dietary inflammatory index, obesity, type 2 diabetes, and cardiovascular risk factors and diseases. *Obes Rev*. 2022;23(1):e13349. <https://doi.org/10.1111/obr.13349>
- (34) Crovetto M, Valenzuela M, Arruda N. Descripción de la progresión de la obesidad y enfermedades relacionadas en Chile. *Rev Med Chil*. 2019;147(9):1114-23. <https://doi.org/10.4067/s0034-98872019000901114>
- (35) Shamah-Levy T, Romero-Martínez M, Barrientos-Gutiérrez T, Cuevas-Nasu L, Gaona-Pineda EB, Gómez-Humarán IM, et al. Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2020 sobre Sobrepeso y Obesidad: Prevalencia en población adulta. Cuernavaca: Instituto Nacional de Salud Pública; 2021. Disponible en: <https://ensanut.>

- [insp.mx/encuestas/ensanutcontinua2020/doctos/informes/Adultos\\_2020.pdf](http://insp.mx/encuestas/ensanutcontinua2020/doctos/informes/Adultos_2020.pdf)
- (36) World Health Organization (WHO). Healthy diet. WHO Fact Sheet No. 394. Geneva: WHO; 2015. Disponible en: <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs394/en/>
- (37) Grimes DA, Schulz KF. Bias and causal associations in observational research. *Lancet*. 2002 Jan 19;359(9302):248-52. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(02\)07451-2](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(02)07451-2)

# Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

## Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics

[www.renhyd.org](http://www.renhyd.org)

### PROTOCOL

#### Study of determinants of the nutritional composition of donor human milk: study protocol

Estudio de los determinantes de la composición nutricional de la leche materna donada: protocolo de estudio

Marta Rola<sup>a,b,\*</sup>, Cláudia Camila Dias<sup>c,d</sup>, Susana Pissarra<sup>e,f</sup>, Manuela Cardoso<sup>g</sup>, Diana Veloso e Silva<sup>a,b</sup>

**a** Nutrition Unit. Unidade Local de Saúde São João, Oporto, Portugal.

**b** Faculdade de Ciências da Nutrição e Alimentação, Universidade do Porto, Oporto, Portugal.

**c** Central Management Resources: Knowledge Management Unit, Faculty of Medicine of the University of Porto (FMUP), Oporto, Portugal.

**d** RISE-Health, Department of Community Medicine, Information and Health Decision Sciences (MEDCIDS), Faculty of Medicine of the University of Porto (FMUP), Porto, Portugal.

**e** Neonatal Intensive Care Unit. Unidade Local de Saúde São João, Oporto, Portugal.

**f** Faculdade de Medicina, Universidade do Porto, Oporto, Portugal.

**g** Nutrition Unit. Unidade Local de Saúde São José, Lisbon, Portugal.

\*[marta.rola@chsj.min-saude.pt](mailto:marta.rola@chsj.min-saude.pt)

Assigned Editor: Evelia Aponiar Rodríguez, Hospital Regional de Alta Especialidad del Bajío, Secretaría de Salud, México.

Received: 13/08/2025; Accepted: 11/12/2025; Published: 11/02/2026

#### KEYWORDS

Milk banks  
Human milk  
Food intake  
Pasteurization  
Body composition

#### ABSTRACT

**Introduction:** Human milk is widely recognized as the optimal source of nutrition for newborns. In certain circumstances, such as in prematurity or illness, mothers' own milk (MOM) may not be available, and in such cases, donor human milk (DHM) is considered the preferred alternative. The aim of this study protocol is to investigate the influence of pasteurization, dietary habits and body composition of donors on milk composition.

**Methodology:** This study will include donors from the Human Milk Bank of the North at Unidade Local de Saúde São João who consent to participate. Sociodemographic, lifestyle and clinical data will be collected through questionnaires administered in interviews. Dietary intake of the donors will be assessed using a semiquantitative Food Frequency Questionnaire, validated for the Portuguese population. Donor's height, weight, and fat mass will also be measured according to standard procedures. To assess the impact of pasteurization on nutritional composition, DHM samples will be analyzed before and after pasteurization with the Miris Human Milk Analyzer®.

**Discussion and expected results:** This research project, the first of its kind in Portugal, aims to elucidate the influence of specific factors on the nutritional composition of human milk. It is expected to generate valuable data that will enhance our understanding of nutritional composition of human milk and contribute to improving the quality of care provided.

**Funding:** no funding to declare.

## RESUMEN

### PALABRAS CLAVE

Bancos de leche humana

Leche humana

Ingestión de alimentos

Pasteurización

Composición corporal

**Introducción:** La leche materna es ampliamente reconocida como la fuente óptima de nutrición para los recién nacidos. En determinadas circunstancias, como en casos de prematuridad o enfermedad, es posible que no se disponga de leche materna, y en tales casos, la leche materna de donada se considera la alternativa preferida. El objetivo de este protocolo de estudio es investigar la influencia de los siguientes factores en la composición nutricional de la leche materna donada: proceso de pasteurización, hábitos alimentarios de las donantes y composición corporal de las donantes.

**Metodología:** Este estudio incluirá a donantes del Banco de Leche Materna del Norte de la Unidade Local de Saúde de São João que hayan dado su consentimiento para participar. Se recopilarán datos sociodemográficos, de estilo de vida y clínicos mediante cuestionarios administrados en entrevistas. La ingesta alimentaria de las donantes se evaluará mediante un cuestionario semicuantitativo de frecuencia alimentaria, validado para la población portuguesa. También se registrarán la altura, el peso y la masa grasa de las donantes según los procedimientos estándar. Para estudiar el impacto de la pasteurización en la composición nutricional de la leche materna donada, se analizarán las muestras antes y después de la pasteurización utilizando el Miris Human Milk Analyzer®.

**Discusión y resultados esperados:** Este proyecto de investigación, el primero de este tipo en Portugal, tiene como objetivo dilucidar la influencia de factores específicos en la composición nutricional de la leche materna. Este estudio generará datos valiosos para mejorar nuestra comprensión de la composición nutricional de la leche materna, lo que contribuirá para la optimización de la calidad de la atención prestada.

**Financiación:** No hay financiación que declarar.

## KEY MESSAGES

1. Human milk is the optimal source of nutrition for newborns, and in mother's own milk absence, donor human milk is the best option.
2. The nutritional composition of donor human milk varies according to several factors, including donor characteristics and the procedures involved in its processing.
3. A comprehensive understanding of the impact of these factors on the nutritional composition of donor human milk is essential to improving the quality of services provided by human milk banks.

## CITATION

Rola M, Dias CC, Pissarra S, Cardoso M, Silva D. Study of determinants of the nutritional composition of donor human milk: study protocol. Rev Esp Nutr Hum Diet. 2026; 30(1): e2569.  
doi: <https://doi.org/10.14306/renhyd.30.1.2569>

## INTRODUCTION

### The Importance of Human Milk

Human milk (HM) is widely recognized as the optimal source of nutrition for newborns, providing a comprehensive array of nutrients and bioactive compounds essential for optimal growth and neurodevelopment<sup>1</sup>. The benefits of breastfeeding are numerous and far-reaching, affecting the health of both the mother and the child. Documented benefits include the reduction of mortality and morbidity, and the prevention of overweight and obesity<sup>2</sup>.

The composition of HM varies according to several factors, which adapt to the infant's age and other characteristics, to ensure optimal nutritional needs are met<sup>2</sup>.

### Donor Human Milk

In certain circumstances, such as prematurity or illness, mother's own milk (MOM) may not be available, and in such cases, donor human milk (DHM) is considered the preferred alternative<sup>1,3</sup>. When MOM is not an option, DHM is widely regarded as the optimal substitute, particularly for infants with a very low birth weight (VLBW  $\leq 1,500$  g) and for preterm infants<sup>4</sup>. It is important to note that DHM is not intended to replace MOM, but rather to serve as a crucial supplement in cases where exclusive MOM feeding is not feasible<sup>5</sup>. After preterm delivery, the availability of MOM is not guaranteed, as several mothers do not produce sufficient milk to meet their infant's needs<sup>6</sup>.

The first human milk banks were created at the beginning of the 20th century, and at present there are approximately 280 such institutions across more than 20 European countries. In Portugal, the first milk bank opened in 2009 at the Maternidade Dr. Alfredo da Costa in Lisbon. In 2022, the Human Milk Bank of the North (HMBN) was inaugurated at the Unidade Local Saúde de São João (ULSSJ). Since April 2023, HMBN has been certified under ISO 9001:2015 and is subjected to regular inspections.

### Determinants of DHM Nutritional Composition

Several studies have reported growth retardation in infants fed with DHM, likely due to suboptimal nutritional composition<sup>7, 8</sup>. Despite the existence of numerous studies on the HM composition, findings cannot be generalized to DHM, since several factors contribute to changes in its nutritional composition. Among these factors are the diversity of donor characteristics (e.g., gestational age, stage of lactation, diet), inconsistencies in collection methods and the impact of milk processing<sup>9</sup>.

Maternal obesity has been associated with an increased likelihood of gestational complications and adverse neonatal outcomes. Several lines of scientific evidence suggest an association between maternal obesity and alterations in HM nutritional composition<sup>10,11</sup>. A systematic review found that maternal obesity

was associated with changes in the concentration of fat and lactose in HM, which may stimulate weight gain and adipose tissue deposition in the neonate, thereby increasing the risk of obesity and metabolic dysfunction<sup>12,13</sup>.

Numerous studies have demonstrated that a mother's diet can influence the macronutrient composition of HM, particularly fat and fatty acids concentrations<sup>14,15</sup>. This underscores the need for further research, as the majority of existing studies have examined only the association between specific nutrients or food intakes and HM nutritional composition. A recent European study by Binder et al. demonstrated an association between maternal diet and the nutritional composition of their milk, highlighting the importance of understanding this link, particularly in relation to the potential impact on the growth and development of preterm infants and the prevention of obesity<sup>16</sup>.

DHM processing also alters its nutritional composition. Holder pasteurization (HoP) method is considered to offer the best balance between microbiological safety and nutritional quality<sup>17</sup>. Some studies have reported that pasteurization does not cause significant changes in certain nutrients, particularly proteins and energy value, while others have reported a decrease in fat and protein average concentrations<sup>18-21</sup>.

### Objectives

The aim of the present study protocol is twofold: firstly, to examine the impact of the donor's dietary intake and body composition on the nutritional composition of DHM; and secondly, to investigate the effect of the pasteurization process on the macronutrient composition of DHM.

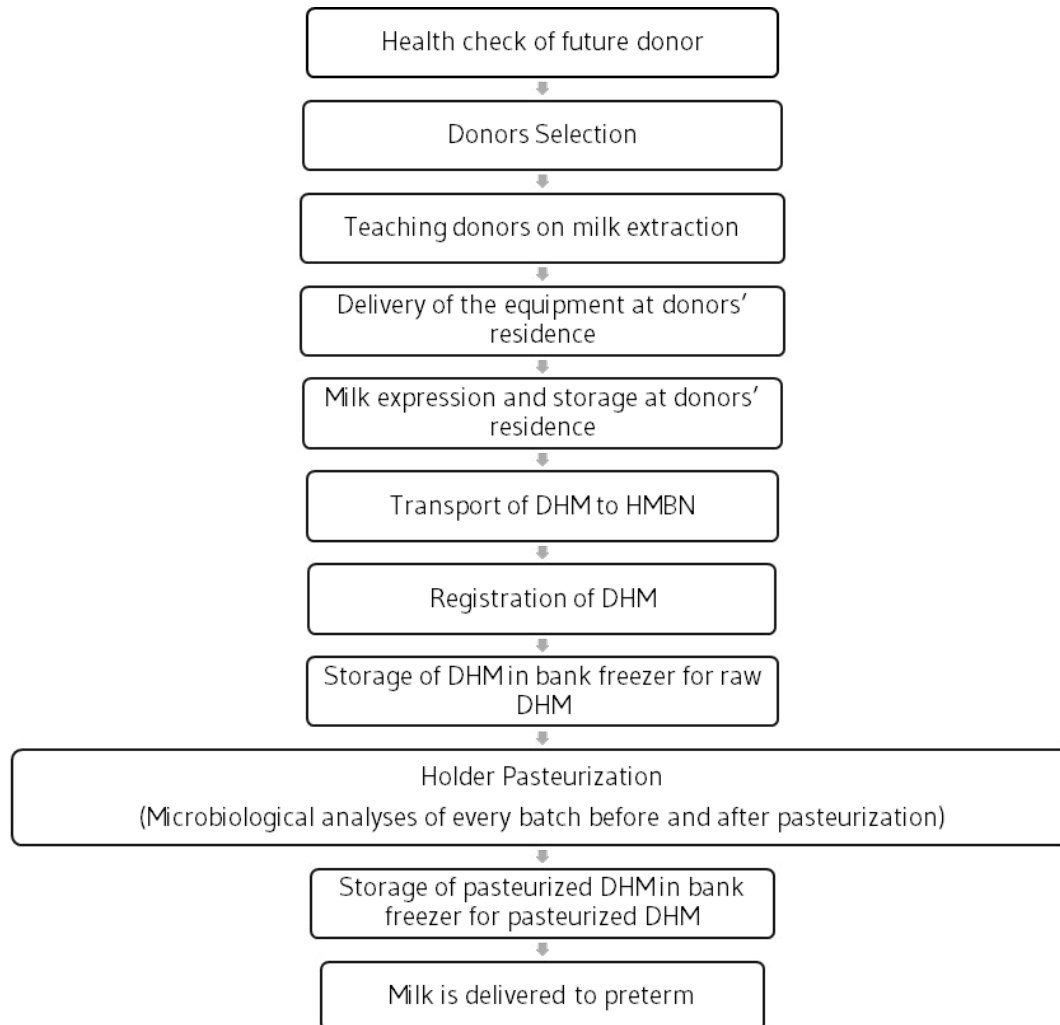
## METHODS

This study will include donors from the HMBN at ULSSJ who consented to participate. Consequently, the methodology described below encompasses the procedures conducted daily at the HMBN (Figure 1).

### Donors Selection

At HMBN, a rigorous human milk donor selection process is implemented to ensure milk quality and safety. A confidential questionnaire is administered to assess fulfillment of the necessary clinical criteria to become a donor. Women wishing to donate HM must meet predetermined criteria, namely: being a healthy lactating woman who, despite exclusively breastfeeding her child, has excess milk; being the mother of an infant under six months old; not smoking or consuming alcohol or caffeinated beverages; testing negative for HIV 1 or 2, Hepatitis B or C, Human T-cell Lymphotropic Virus I or II, and Syphilis; consenting to regular blood tests and accepting the conditions and rules of the HMBN.

If these criteria are fulfilled, a series of blood tests are performed on potential donors to screen for infections transmissible through

**Figure 1.** Flow chart of the human milk banking process.

milk, ensuring milk quality and infant safety. All the blood tests are performed at ULSSJ and the results are checked by the medical team.

### DHM Collection

The HMBN team is trained with standardized guidelines and is responsible for training donors on procedures and care required for the at-home milk expression. The donor's home must meet certain hygiene conditions and must have easy access to a freezer. All donors are informed about the HMBN's telephone number and email address, allowing them to stay in close contact with the HMBN team. A transport team delivers the necessary equipment to the donor's residence (electric breast pump, specific containers and labels for bottle identification).

Bottles used are pre-sterilized at HMBN and, according to safety protocols, must be used before the indicated expiration date. These containers are the sole approved receptacles for milk storage at donor's home.

### Milk Expression and Storage at Donor's Residence

After the extraction, milk must be immediately submitted to freezing ( $-18^{\circ}\text{C}$  to  $-20^{\circ}\text{C}$ ) until delivery to HMBN. In the freezer, milk should be protected from potential contamination by enclosing it in a plastic box or bag.

Temperature must be closely monitored to avoid fluctuation that could compromise milk quality and safety. To ensure the accuracy of the recorded data, each donor is provided with a temperature

data logger, which tracks temperature variations during storage, ensuring the maintenance of the optimal temperature throughout the process.

### Transport of DHM to HMBN

Once donors have utilized half of the bottles provided, they contact the transport team to schedule a pickup of the donated milk from their residence. DHM is collected from the donors' residences by an experienced transport team. During the transportation process, DHM is maintained at low temperature, under  $-18^{\circ}\text{C}$  to  $-20^{\circ}\text{C}$ , through thermic isolation with refrigerated containers, monitored by a temperature data logger, and the transport time must be less than 1 hour and 30 minutes.

### Storage of DHM in HMBN

The HMBN team is responsible for the registration of DHM, assessing several parameters, including organoleptic characteristics (color and the presence of foreign bodies), bottle cleanliness, bottle tampering, signs of thawing, proper label completion, and temperature data recorded in the data logger. If any of the aforementioned parameters are found to be inaccurate, DHM is rejected. Accepted DHM is stored in the designated freezer for raw milk, awaiting pasteurization.

All the data entry is conducted within the MilkCENTER<sup>®</sup> system. MilkCENTER<sup>®</sup> is a Human Milk Bank Management Software that aims to manage milk donations in a human milk bank. It facilitates comprehensive monitoring and traceability throughout all stages of human milk processing, including the sending of containers to donors, the receipt of donations at the milk bank, pasteurization, storage, and the distribution of pasteurized human milk to services and hospitals. The software is designed to receive and store information regarding donors, including their suitability status. This ensures the traceability of the following stages: reception of DHM; pre-pasteurization; pasteurization; transfer and dispatch of batches of pasteurized milk; stock management and expiry dates. MilkCENTER<sup>®</sup> is integrated with the MilkTRAC<sup>®</sup> system, thereby enabling the seamless distribution of donated milk to services affiliated with patient care. This system facilitates the execution of closed-loop administration of DHM at the bedside, ensuring the precise and efficient delivery of nourishment to infants. The system functions by utilizing the unique identification bar codes printed on milk labels and infant wristbands, which ensures rastreability of the milk distribution process and facilitate effective record-keeping.

### Pasteurization

The DHM to be processed is thawed and stored at a temperature between  $2$  and  $4^{\circ}\text{C}$  for less than 24 hours. Subsequently, the milk is divided into batches, with each batch corresponding to milk from

a single donor. Initially, the bottles of thawed milk are opened in a laminar-flow chamber, the contents of the different recipients are combined in a stainless-steel cup and the entire volume is filtered and homogenized. A microbiological control sample of 2mL is then taken from the mixture and transferred into the designated collection tube. The milk is then distributed into jars suitable for pasteurization, which are sealed with an aluminum seal at the chamber opening. The batch being processed is then identified.

The pasteurization method employed at HMBN is HoP. This method is endorsed by international guidelines, as it has been shown to preserve the beneficial and protective properties of HM<sup>22</sup>. HoP is characterized by a relatively low temperature ( $62.5^{\circ}\text{C}$ ) and a prolonged heating time (30 minutes)<sup>22</sup>.

After HoP, a compliance assessment is conducted in which a single bottle is selected to obtain a sample for subsequent microbiological and nutritional analysis. At HMBN, the microbiological screening criteria for DHM acceptance before and after pasteurization follows the Australian criteria<sup>23</sup>.

The following methodology will be employed to address each study objective.

#### *Nutritional Composition Analysis of DHM Before and After Pasteurization*

The nutritional composition of DHM will be analyzed before and after pasteurization. To ensure accuracy, a 5 mL sample is obtained from each batch for analysis both prior to and following pasteurization.

Analysis will be performed using Miris Human Milk Analyzer<sup>®</sup> (Miris HMA<sup>®</sup>). The Miris HMA<sup>®</sup> is a device capable of determining the nutritional composition of HM with a minimal sample volume within approximately one minute, using a combination of established midinfrared transmission spectroscopy principles, exhibiting a high degree of reliability.

The analysis of DHM samples is preceded by cleaning and calibration of the Miris HMA<sup>®</sup>, according to the manufacturer's instructions.

Before analysis, DHM samples are warmed to  $40^{\circ}\text{C}$  and ultrasonically homogenized. Energy and macronutrient content are expressed in densities (kcal/dL for energy; g/dL for fat, raw and true protein, carbohydrates).

#### *Interview with Donors*

A questionnaire covering sociodemographic, lifestyle and clinical data was developed and will be administered during a clinical appointment at the Pediatrics/Obstetrics Service of ULSSJ. The questionnaire includes sociodemographic variables, such age, nationality, birthplace, educational level, occupation, and household composition.

Clinical data to be collected includes the number of pregnancies and births, and assessment of gestational diabetes, hypertension

and pre-eclampsia in the most recent pregnancy. Data from the most recent birth, including gestational age, delivery mode, infant gender, and birth weight and length, will also be collected.

Lifestyle data encompasses information regarding physical activity and sleeping habits. Physical activity will be assessed through self-reported data on whether the donor practices any physical activity, what type of physical activity and the frequency (days and hours per week).

Regarding sleep habits, data will be self-reported on the number of hours of sleep the donor gets during the week and on weekends. A comprehensive lactation and breastfeeding history will be recorded, including whether this is the donor's first breastfeeding experience, whether the infant is being exclusively breastfed, and breastfeeding frequency.

#### *Donors' Dietary Intake Assessment*

Dietary intake will be assessed during the same interview using a semiquantitative Food Frequency Questionnaire (FFQ), validated for the Portuguese adult population<sup>24, 25</sup>.

The FFQ is a retrospective tool for assessing food consumption, including a pre-defined list of 86 food items. Consumption frequency is recorded in nine pre-specified categories ranging from "never or less than once per month" to "six or more times per day".

Consumption of each food item (in grams) is calculated by multiplying the frequency by the portion size reported. When appropriate, portion sizes may be adjusted for seasonal variation. Food intake will be converted into nutrient intake using a compilation of food nutritional composition databases: Food Processor Plus® (with nutritional information from the US Department of Agriculture's food composition tables, adapted to typically Portuguese foods), information from the Portuguese Food Composition Table, and other European sources and specific bromatological dosages of certain nutrients.

#### *Body Composition of Donors*

During the interview, anthropometric data will be collected. These include self-reported weight at the beginning and at the end of pregnancy, and the calculation of corresponding body mass index (BMI). Gestational weight gain will be calculated by subtracting the end-of-pregnancy weight from the beginning-of-pregnancy weight. BMI classification will follow WHO cut-off points, and adequacy of gestational weight gain will be classified according to the Institute of Medicine recommendations, adjusted for pregnancy duration<sup>26, 27</sup>. Anthropometric measures will also be obtained following standard procedures<sup>28</sup>. Height will be measured in centimeters (with 0,1 cm of resolution) using a SECA 799 ultrasonic measuring station. The measurement is taken with the donor standing, with feet and knees together and head in the Frankfurt plane<sup>28</sup>.

Body weight (Kg), and fat mass (%) will be measured using the InBody270S bioimpedance scale. The measurement is taken with the donor barefoot and wearing light clothing, without jewelry or heavy accessories. The donor stands on the scale with bare feet and holds the electrodes; she must remain still during the process. BMI will be calculated and categorized according to WHO classification<sup>26</sup>. Waist and hip circumferences will also be measured and analyzed according to WHO criteria<sup>29</sup>. The measurement of waist and hip circumference is taken with the donor in a relaxed standing position with the arms folded across the thorax. The waist circumference will be measured at the level of the narrowest point between the lower costal (10th rib) border and the iliac crest<sup>28</sup>. The hip circumference will be measured at the level of the greatest posterior protuberance of the buttocks<sup>28</sup>.

#### **Statistical Analysis**

The study sample size was calculated based on the results obtained by Lopes da Silva *et al.* in the pilot study<sup>30</sup>. Therefore, the sample was estimated considering an effect of 0.28 on the post-pasteurization fat value and a significance level of 0.05 and 80% power, thus, we estimated a required sample of 100 donors.

A database will be created and statistical analyses will be performed using IBM® SPSS® Statistics, version 30.0 (Statistical Package for the Social Sciences).

Initially, the distribution of continuous variables will be assessed to determine the most appropriate statistical tests using the histogram or the Kolmogorov-Smirnov test. Descriptive statistics will be used to characterize the variables: categorical variables will be summarized using absolute and relative frequencies, while continuous variables will be reported as mean and standard deviation or as median and interquartile range, depending on the data distribution.

Associations between variables will be evaluated using parametric tests (T-test for independent samples or ANOVA test) or non-parametric tests (Mann-Whitney or Kruskal-Wallis), as appropriate. Hypotheses regarding categorical variables will be tested using a Chi-square test or a Fisher's exact test, as appropriate.

To have a more thorough understanding of the factors associated with the outcomes defined, multivariate linear or logistic regression will be performed. Potential confounding factors will be considered, such as lactation time, gestational age, donor age, parity, and type of delivery. The coefficient regression (beta) or odds ratio (ln (beta)) associated with 95% confidence intervals (95% CI) will be presented. All models will be built using a stepwise selection approach. Model goodness-of-fit will be assessed using the Hosmer-Lemeshow test, and discriminative performance will be evaluated using receiver operating characteristic (ROC) curve analysis for logistic regression and coefficient of determination ( $R^2$ ) for linear regression.

In all statistical tests, a level of statistical significance of  $\alpha=0.05$  (5%) will be considered.

## Ethical Issues

The present study was approved by the institutional ethics committee (no.88/2024). Recruitment requires written informed consent obtained from the donors. The study is registered at [www.clinicaltrials.gov](http://www.clinicaltrials.gov) ID: NCT06904924.

## DISCUSSION

This prospective cohort study will evaluate the effect of three factors on DHM nutritional composition: pasteurization, donors' dietary habits and donors' body composition. The study will include healthy lactating women who were recruited at HMBN. Data will be collected not only on maternal diet and body composition, but also on weight gain during pregnancy, physical activity and sleeping habits, which may also influence DHM nutritional composition.

For the study of donor's dietary habits, the FFQ, which is a valid and reliable tool for assessing nutrient consumption, will be applied by an interviewer. The FFQ version applied by an interviewer has an extra section for recording the portion consumed (equal to, greater than or less than the standard average portion described). This survey has been validated for the adult population by comparing the information reported in it with 7-day food diaries collected at four different times of the year and with adipose tissue samples from the buttock region<sup>25</sup>. Conversion of food consumption to nutrients intake will use a compilation of food nutritional composition databases, including information from the Portuguese Food Composition, improving nutrient intake estimates given country-specific differences in food composition.

Anthropometric measures will follow the International Standards for Anthropometric Assessment. Body composition analysis will be assessed using the InBody270S bioimpedance scale, a non-invasive and rapid method considered convenient for donors. To minimize the limitations of this method, the same equipment will be used throughout the study, and measurements will be taken at the same time of the day.

HM is a comprehensive source of macro- and micronutrients and bioactive factors essential for infant growth and development. Nutrient composition and volume of expressed HM vary between and within mothers. To reduce intra-individual variability, milk from each donor is mixed and homogenized.

Nutrient composition of HM changes with the nutritional status of mothers, including food consumption and body composition<sup>12, 16, 31-33</sup>. However, the relationship between these factors is not consistently reported, and, hence, further investigation is required. Nutrient composition analysis of DHM will be performed using the Miris HMA®, which is a valid method<sup>34, 35</sup>.

There are several limitations of the study that are described below. First, the feasibility of the study depends on recruitment of a sufficient number of donors for the HMBN who are willing to participate in this study. Second, nutritional composition assessment of DHM will

be carried out on a single donation. Third, the use of the FFQ as a substitute for food diaries, which are the reference method, may also represent a limitation. However, given the characteristics of the study population, it is probable to observe a low response rate if food diaries are employed. Finally, the participants are likely healthier than the general population because they were recruited as DHM, so caution is required when extrapolating results to the general population. It should be noted that according to the characteristics of the study, selection bias is to be expected, more specifically volunteer bias, which has been described in several studies as being more likely to occur in this type of sampling. All data collected will be used to develop a model. There are currently no plans for external validation, as this is a project for the future.

## CONCLUSIONS

Previous research has demonstrated the impact of several factors on HM nutritional composition. This research project, the first of its kind in Portugal, aims to elucidate the influence of specific factors on DHM nutritional composition, including donors' body composition and eating habits, as well as the impact of pasteurization. The study will generate useful data to improve our understanding of DHM nutritional composition, leading to improvements in the quality of care provided. It is imperative to understand the influence of these factors on the nutritional profile of DHM, in order to optimize its benefits for vulnerable infants. This is of pertinence in the context of the management of preterm infants, and it can be employed to enhance growth rates and facilitate optimal development. In addition, the knowledge acquired through this study can be applied to breastfeeding mothers, with the goal of promoting their children's health.

## AUTHORS' CONTRIBUTIONS

All authors contributed to the writing and editing of the study protocol.

## FUNDING

The authors declare that no funding was received for the conduct of this study. All the material and human resources will be provided by the financial resources of the Unidade Local de Saúde de São João.

## CONFLICTS OF INTEREST

The authors declare that there are no conflicts of interest regarding writing this manuscript.

## STUDY REGISTRATION

The study is registered at [www.clinicaltrials.gov](http://www.clinicaltrials.gov) ID: NCT06904924.

## REFERENCES

- (1) Victora CG, Bahl R, Barros AJ, Franca GV, Horton S, Krasevec J, et al. Breastfeeding in the 21st century: epidemiology, mechanisms, and lifelong effect. *Lancet*. 2016;387(10017):475-90. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(15\)01024-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(15)01024-7)
- (2) Andreas NJ, Kampmann B, Mehring Le-Doare K. Human breast milk: A review on its composition and bioactivity. *Early Hum Dev*. 2015;91(11):629-35. <https://doi.org/10.1016/j.earlhumdev.2015.08.013>
- (3) DeMarchis A, Israel-Ballard K, Mansen KA, Engmann C. Establishing an integrated human milk banking approach to strengthen newborn care. *J Perinatol*. 2017;37(5):469-74. <https://doi.org/10.1038/jp.2016.198>
- (4) Haiden N, Ziegler EE. Human Milk Banking. *Ann Nutr Metab*. 2016;69 Suppl 2:8-15. <https://doi.org/doi:10.1159/000452821>
- (5) Riskin A. Immunomodulatory Constituents of Human Donor Milk. *Breastfeed Med*. 2020;15(9):563-7. <https://doi.org/10.1089/bfm.2020.0192>
- (6) Hallowell SG, Rogowski JA, Spatz DL, Hanlon AL, Kenny M, Lake ET. Factors associated with infant feeding of human milk at discharge from neonatal intensive care: Cross-sectional analysis of nurse survey and infant outcomes data. *Int J Nurs Stud*. 2016;53:190-203. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2015.09.016>
- (7) Wu X, Jackson RT, Khan SA, Ahuja J, Pehrsson PR. Human Milk Nutrient Composition in the United States: Current Knowledge, Challenges, and Research Needs. *Curr Dev Nutr*. 2018;2(7):nzy025. <https://doi.org/10.1093/cdn/nzy025>
- (8) Wu T, Jiang PP, Luo P, Chen Y, Liu X, Jiang YN, et al. Availability of donor milk improves enteral feeding but has limited effect on body growth of infants with very-low birthweight: Data from a historic cohort study. *Matern Child Nutr*. 2022;18(2):e13319. <https://doi.org/10.1111/mcn.13319>
- (9) Perrin MT, Belfort MB, Hagadorn JI, McGrath JM, Taylor SN, Tosi LM, et al. The Nutritional Composition and Energy Content of Donor Human Milk: A Systematic Review. *Adv Nutr*. 2020;11(4):960-70. <https://doi.org/10.1093/advances/nmaa014>
- (10) Marchi J, Berg M, Dencker A, Olander EK, Begley C. Risks associated with obesity in pregnancy, for the mother and baby: a systematic review of reviews. *Obes Rev*. 2015;16(8):621-38. <https://doi.org/10.1111/obr.12288>
- (11) Panagos PG, Vishwanathan R, Penfield-Cyr A, Matthan NR, Shivappa N, Wirth MD, et al. Breastmilk from obese mothers has pro-inflammatory properties and decreased neuroprotective factors. *J Perinatol*. 2016;36(4):284-90. <https://doi.org/10.1038/jp.2015.199>
- (12) Leghi GE, Netting MJ, Middleton PF, Wlodek ME, Geddes DT, Muhlhausler ABS. The impact of maternal obesity on human milk macronutrient composition: A systematic review and meta-analysis. *Nutrients*. 2020;12(4). <https://doi.org/10.3390/nu12040934>
- (13) Prentice P, Ong KK, Schoemaker MH, van Tol EA, Vervoort J, Hughes IA, et al. Breast milk nutrient content and infancy growth. *Acta Paediatr*. 2016;105(6):641-7. <https://doi.org/10.1111/apa.13362>
- (14) Barrera C, Valenzuela R, Chamorro R, Bascunan K, Sandoval J, Sabag N, et al. The Impact of Maternal Diet during Pregnancy and Lactation on the Fatty Acid Composition of Erythrocytes and Breast Milk of Chilean Women. *Nutrients*. 2018;10(7). <https://doi.org/10.3390/nu10070839>
- (15) Keikha M, Bahreynian M, Saleki M, Kelishadi R. Macro- and Micronutrients of Human Milk Composition: Are They Related to Maternal Diet? A Comprehensive Systematic Review. *Breastfeed Med*. 2017;12(9):517-27. <https://doi.org/10.1089/bfm.2017.0048>
- (16) Binder C, Baumgartner-Parzer S, Gard LI, Berger A, Thajer A. Maternal Diet Influences Human Milk Protein Concentration and Adipose Tissue Marker. *Nutrients*. 2023;15(2). <https://doi.org/10.3390/nu15020433>
- (17) Weaver G, Bertino E, Gebauer C, Grovlien A, Mileusnic-Milenovic R, Arslanoglu S, et al. Recommendations for the Establishment and Operation of Human Milk Banks in Europe: A Consensus Statement From the European Milk Bank Association (EMBA). *Front Pediatr*. 2019;7:53. <https://doi.org/10.3389/fped.2019.00053>
- (18) Chang FY, Fang LJ, Chang CS, Wu TZ. The Effect of Processing Donor Milk on Its Nutrient and Energy Content. *Breastfeed Med*. 2020;15(9):576-82. <https://doi.org/10.1089/bfm.2020.0076>
- (19) Adhisivam B, Vishnu Bhat B, Rao K, Kingsley SM, Plakkal N, Palanivel C. Effect of Holder pasteurization on macronutrients and immunoglobulin profile of pooled donor human milk. *J Matern Fetal Neonatal Med*. 2019;32(18):3016-9. <https://doi.org/10.1080/14767058.2018.1455089>
- (20) Wada Y, Lonnerdal B. Bioactive peptides released from in vitro digestion of human milk with or without pasteurization. *Pediatr Res*. 2015;77(4):546-53. <https://doi.org/10.1038/pr.2015.10>
- (21) Peila C, Moro GE, Bertino E, Cavallarini L, Giribaldi M, Giuliani F, et al. The Effect of Holder Pasteurization on Nutrients and Biologically-Active Components in Donor Human Milk: A Review. *Nutrients*. 2016;8(8). <https://doi.org/10.3390/nu8080477>
- (22) Moro GE, Billeaud C, Rachel B, Calvo J, Cavallarini L, Christen L, et al. Processing of Donor Human Milk: Update and Recommendations From the European Milk Bank Association (EMBA). *Front Pediatr*. 2019;7:49. <https://doi.org/10.3389/fped.2019.00049>
- (23) Hartmann BT, Pang WW, Keil AD, Hartmann PE, Simmer K, Australian Neonatal Clinical Care U. Best practice guidelines for the operation of a donor human milk bank in an Australian NICU. *Early Hum Dev*. 2007;83(10):667-73. <https://doi.org/10.1016/j.earlhumdev.2007.07.012>
- (24) Lopes C. Reprodutibilidade e Validação de um questionário semiquantitativo de frequência alimentar. Alimentação e enfarte agudo do miocárdio: um estudo caso-controlo de base populacional.: Universidade do Porto; 2000.
- (25) Lopes C, Aro A, Azevedo A, Ramos E, Barros H. Intake and adipose tissue composition of fatty acids and risk of myocardial infarction in a male Portuguese community sample. *J Am Diet Assoc*. 2007;107(2):276-86. <https://doi.org/10.1016/j.jada.2006.11.008>
- (26) WHO. Obesity: preventions and managing the global epidemic. Geneva: WHO; 1997.
- (27) Institute of Medicine (US) and National Research Council (US) Committee to Reexamine IOM Pregnancy Weight Guidelines. Weight gain during pregnancy: reexamining the guidelines.: Washington (DC): National Academies Press; 2009. Report No.: 978-0-309-13113-1.
- (28) Stewart A, Marfell-Jones M, Olds T, De Ridder J. International Standards for Anthropometric Assessment. International Society for the Advancement of Kinanthropometry ed. Glasgow, UK 2011 2011.
- (29) WHO. Waist circumference and waist-hip ratio: report of a WHO expert consultation. Geneva; 2008.
- (30) Lopes da Silva S, Teixeira B, Pissarra S, Fraga S, Moita R, Soares H, et al. Impact of diet and body composition on donor human milk: a

- cross-sectional pilot study. Portuguese Journal of Pediatrics. 2025. <https://doi.org/10.24875/PJP.24000076>
- (31) Ureta-Velasco N, Montealegre-Pomar A, Keller K, Escuder-Vieco D, Fontecha J, Calvo MV, et al. Associations of Dietary Intake and Nutrient Status with Micronutrient and Lipid Composition in Breast Milk of Donor Women. *Nutrients*. 2023;15(15). <https://doi.org/10.3390/nu15153486>
- (32) Adhikari S, Kudla U, Nyakayiru J, Brouwer-Brolsma EM. Maternal dietary intake, nutritional status and macronutrient composition of human breast milk: systematic review. *Br J Nutr*. 2022;127(12):1796-820. <https://doi.org/10.1017/S0007114521002786>
- (33) Bravi F, Di Maso M, Eussen S, Agostoni C, Salvatori G, Profeti C, et al. Dietary Patterns of Breastfeeding Mothers and Human Milk Composition: Data from the Italian MEDIDIET Study. *Nutrients*. 2021;13(5). <https://doi.org/10.3390/nu13051722>
- (34) Groh-Wargo S, Valentini J, Khaira S, Super DM, Collin M. Human Milk Analysis Using Mid-Infrared Spectroscopy. *Nutr Clin Pract*. 2016;31(2):266-72. <https://doi.org/10.1177/0884533615596508>
- (35) Parat S, Groh-Wargo S, Merlino S, Wijers C, Super DM. Validation of mid-infrared spectroscopy for macronutrient analysis of human milk. *J Perinatol*. 2017;37(7):822-6. <https://doi.org/10.1038/jp.2017.52>

# Revista Española de Nutrición Humana y Dietética

## Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics

[www.renhyd.org](http://www.renhyd.org)

### LETTER TO THE EDITOR

#### SDG 2: Zero Hunger by 2030, a Distant Goal Amid a Reductionist View of Nutrition

➤ ODS 2: Hambre Cero para 2030, una meta lejana en medio de una visión reduccionista de la nutrición

Luis Angel Kong-Lozano<sup>a,\*</sup>

<sup>a</sup> Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad Científica del Sur. Lima, Perú.

\*[100136984@cientifica.edu.pe](mailto:100136984@cientifica.edu.pe)

Assigned Editor: Rafael Almendra-Pegueros, Institut de Recerca de l'Hospital de la Santa Creu i Sant Pau. Sant Pau Biomedical Research Institute (IIB Sant Pau), Barcelona, España.

Received: 03/10/2026; Accepted: 31/10/2026; Published: 29/01/2026.

Dear Editor,

Achieving the Zero Hunger target of Sustainable Development Goal (SDG) 2 by 2030 is becoming increasingly distant. The most recent figures from the SOFI (State of Food Security and Nutrition in the World) report indicate that in 2024 approximately 673 million people were affected by hunger, representing 8.2% of the global population—slightly lower than 8.5% in 2023 and 8.7% in 2022 (1). Although this decrease reflects a statistical re-estimation, its magnitude remains limited and uneven across regions.

Even more concerning, moderate or severe food insecurity affected approximately 2.33 billion people in 2023, of whom 864 million experienced severe food insecurity (going one or more days without eating). These levels have shown no meaningful improvement since the sharp increase observed during the COVID-19 pandemic (2). By contrast, in 2019 undernourishment affected around 581 million people, indicating a marked rise (1).

These figures reveal that many public programs and international strategies have continued to emphasize ensuring minimum caloric or energy intake, a necessary but insufficient measure to improve population health and life expectancy. SOFI data also show that more than 2.8 billion people could not afford a healthy diet “defined by nutritional quality, diversity, and safety” in 2022. In low-income countries, 71.5% of the population is unable to afford such a diet, compared with 6.3% in high-income countries (2).

From a public health nutrition perspective, evidence indicates that focusing exclusively on caloric adequacy without ensuring dietary diversity, micronutrient sufficiency, environmental sustainability, and equitable access leads to persistent adverse outcomes. These include childhood stunting (22.3% among children under five), stable low birthweight prevalence (15%), and increasing anemia among women aged 15–49 years (2). Additionally, diet-related non-communicable diseases (NCDs) have increased worldwide, highlighting the dual burden of malnutrition and overnutrition (3).

#### CITATION

Kong-Lozano LA. SDG 2: Zero Hunger by 2030, a Distant Goal Amid a Reductionist View of Nutrition. *Rev Esp Nutr Hum Diet.* 2026; 30(1), e2619.

doi: <https://doi.org/10.14306/renhyd.30.1.2619>



Several studies support that improving diet quality and diversity is more strongly associated with reductions in morbidity and mortality than energy intake alone. For example, the Global Burden of Disease (GBD) 2019 study attributed 11 million deaths and 255 million DALYs to dietary risks, particularly low fruit, whole grains, nuts, and high sodium intake (3). Diets rich in minimally processed plant foods and moderate amounts of animal-source foods have been linked to improved life expectancy, lower cardiovascular mortality, and reduced environmental impact (4).

Sustainability is another crucial dimension. The EAT-Lancet Commission proposed “planetary health diets,” which integrate nutritional adequacy with environmental limits (4). However, these recommendations face implementation challenges in low- and middle-income countries, where food systems are less diversified, and inequities are structural (5). Studies in Sub-Saharan Africa and South Asia indicate that without targeted investments in local production, market access, and governance, these dietary patterns remain largely unattainable (5).

In Europe, including Spain, food insecurity has resurfaced in specific population groups due to economic crises and social inequalities. Evidence published in the Spanish Journal of Human Nutrition and Dietetics showed that food insecurity among vulnerable families increased during the COVID-19 pandemic, highlighting the fragility of food systems even in high-income countries (6). Studies in Spain have also documented elevated prevalence of food insecurity and associated social determinants during COVID-19 lockdowns (7). Research among migrant schoolchildren in Antofagasta, Chile, one of the most economically stable countries in Latin America, also documented significant deterioration in food security during the same period (8).

Moreover, framing food security merely as energy sufficiency neglects the quality of life and healthy life expectancy gains associated with diverse and sustainable diets. For example, Mediterranean-style diets have been associated with a reduction of up to 10% in all-cause mortality and significant decreases in cardiovascular disease incidence (9). Similarly, the DASH and Nordic diets have shown protective effects on metabolic syndrome and type 2 diabetes, demonstrating that the type of calories matters as much as the amount (3).

The available data clearly demonstrate that hunger and food insecurity have not been reduced sufficiently or uniformly. Achieving SDG 2 requires more than expanding caloric access: it demands policies that strengthen local food systems, improve dietary quality, integrate environmental sustainability criteria, reduce inequalities, and increase healthy life expectancy among populations. From a research perspective, health-science investigators can contribute substantially by designing studies that minimize methodological biases, incorporate longitudinal

and multi-level approaches, and capture the complex interactions between dietary patterns, food systems, and health outcomes. Strengthening epidemiological research on the impact of national public food policies, particularly in low- and middle-income countries, is crucial to evaluate their effectiveness, equity, and unintended consequences. It is also essential to investigate how improved economic stability in vulnerable communities influences diet transitions and health trajectories, including potential shifts toward overweight and obesity if sustainable, health-promoting environments are not simultaneously fostered. Generating robust, context-specific evidence through cohort studies, natural experiments, and policy evaluations can inform adaptive strategies that prevent new forms of malnutrition while advancing sustainable food systems. These scientific contributions are key to moving from a reductionist approach toward a comprehensive nutrition paradigm that truly aligns with the vision of SDG 2 (10).

## REFERENCES

- (1) FAO, IFAD, UNICEF, WFP, WHO. The State of Food Security and Nutrition in the World 2024. Ending hunger and malnutrition through resilient agrifood systems. Rome: FAO; 2024.
- (2) FAO, IFAD, UNICEF, WFP, WHO. The State of Food Security and Nutrition in the World 2023. Urbanization, agrifood systems transformation and healthy diets across the rural–urban continuum. Rome: FAO; 2023.
- (3) GBD 2019 Risk Factors Collaborators. Global burden of 87 risk factors in 204 countries and territories, 1990-2019: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2019. *Lancet*. 2020 Oct 17;396(10258):1223-1249. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)30752-2](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)30752-2). PMID: 33069327; PMCID: PMC7566194.
- (4) Willett W, Rockström J, Loken B, Springmann M, Lang T, Vermeulen S, et al. Food in the Anthropocene: the EAT–Lancet Commission on healthy diets from sustainable food systems. *Lancet*. 2019;393(10170):447–92.
- (5) Jessica Fanzo, Lawrence Haddad, Kate R. Schneider, Christophe Béné, Namukolo M. Covic, Alejandro Guarín, et al. Viewpoint: Rigorous monitoring is necessary to guide food system transformation in the countdown to the 2030 global goals, *Food Policy*, Volume 104, 2021, 102163, ISSN 0306-9192, <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2021.102163>.
- (6) Martínez JA. Nutrición de precisión planetaria, poblacional y personalizada. *Rev Esp Nutr Hum Diet [Internet]*. 23 de noviembre de 2020 [citado 1 de octubre de 2025];24(Sup 1):2-3. Disponible en: <https://renhyd.org/renhyd/article/view/1185>
- (7) González-Pérez R, García-Iruretagoyena L, Martínez-Pérez N, Tellería-Aramburu N, Telletxea S, Padoan S, Torheim LE, Arroyo-Izaga M.

- Prevalence and Predictors of Food Insecurity among Students of a Spanish University during the COVID-19 Pandemic: FINESCOP Project at the UPV/EHU. *Nutrients*. 2023 Apr 11;15(8):1836. doi: <https://doi.org/10.3390/nu15081836>. PMID: 37111055; PMCID: PMC10142759.
- (8) Hun N, Urzúa A, Palma N, Chocobar J, Leiva-Gutiérrez J. Seguridad Alimentaria en escolares chilenos y migrantes durante la pandemia por COVID-19 en Antofagasta, Chile. *Rev Esp Nutr Hum Diet* [Internet]. 31 de julio de 2023 [citado 1 de octubre de 2025];27(4):256-63. Disponible en: <https://renhyd.org/renhyd/article/view/1900>
- (9) Martínez-González MA, Gea A, Ruiz-Canela M. The Mediterranean Diet and Cardiovascular Health. *Circ Res*. 2019 Mar;124(5):779-798. <https://doi.org/10.1161/CIRCRESAHA.118.313348>. PMID: 30817261.
- (10) Swinburn BA, Kraak VI, Allender S, Atkins VJ, Baker PI, Bogard JR, et al. The Global Syndemic of Obesity, Undernutrition, and Climate Change: The Lancet Commission report. *Lancet*. 2019 Feb 23;393(10173):791-846. doi: 10.1016/S0140-6736(18)32822-8. Epub 2019 Jan 27. Erratum in: *Lancet*. 2019 Feb 23;393(10173):746. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(19\)30384-8](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(19)30384-8). PMID: 30700377.