



Relación disfuncional con los carbohidratos en deportistas: desarrollo y validación de un instrumento de evaluación

Dysfunctional relationship with carbohydrates in athletes: development and validation of an assessment tool

Autores

Felipe González-Fernández¹
Luciano Rodolfo Spena²
Mauricio Ríos³
Estefanía Gómez⁴
Carlos Jorquera-Aguilera⁵

¹ Universidad Santo Tomás (Chile)

² Universidad de Morón (Argentina)

³ Pontificia Universidad Católica de Chile (Chile)

⁴ Club Deportivo Deportes Provincial Curicó Unido (Chile)

⁵ Universidad Mayor (Chile)

Autor de correspondencia:
Mauricio Ríos
mariosf@uc.cl

Recibido: 02-05-26

Aceptado: 30-05-26

Cómo citar en APA

González-Fernández, F., Spena, L. R., Ríos, M., Gómez, E., & Jorquera-Aguilera, C. (2026). Relación disfuncional con los carbohidratos en deportistas: Desarrollo y validación de un instrumento de evaluación. *Retos*, 83, 54-65. <https://doi.org/10.47197/retos.v83.119372>

Resumen

Introducción: La restricción injustificada de carbohidratos en deportistas puede comprometer el rendimiento, la recuperación y la salud, aunque su evaluación mediante instrumentos válidos y específicos sigue siendo limitada.

Objetivo: Desarrollar y evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Relación Disfuncional con los Carbohidratos (ERDC) en deportistas de Chile y Argentina.

Metodología: Se realizó un estudio instrumental, transversal y no experimental en 697 deportistas, distribuidos en dos muestras independientes para AFE (n = 288) y AFC (n = 409). El instrumento fue elaborado mediante revisión de la literatura, evaluación de expertos y validez aparente. El AFE se realizó con correlaciones policóricas, extracción por minres y rotación oblimin. Posteriormente, se compararon modelos confirmatorios y se evaluó la invarianza factorial entre países.

Resultados: El AFE identificó una solución de 21 ítems y tres factores, con adecuada factorabilidad (KMO = 0,919; prueba de esfericidad de Bartlett, $p < 0,001$) y un 42,2% de varianza explicada. En el AFC, el modelo bifactor presentó mejor ajuste que el modelo de tres factores (CFI = 0,951; TLI = 0,939; RMSEA = 0,053; SRMR = 0,044). La confiabilidad fue adecuada ($\alpha = 0,92$; $\omega_t = 0,94$; $\omega_h = 0,83$), evidenciando una clara predominancia del factor general. Asimismo, se observó invarianza factorial configural, métrica y escalar entre Chile y Argentina ($\Delta CFI \leq 0,01$; $\Delta RMSEA \leq 0,015$), lo que respalda la equivalencia del instrumento entre contextos.

Conclusiones: El instrumento presenta adecuada validez estructural, confiabilidad e invarianza factorial, constituyéndose como una herramienta útil para evaluar la relación disfuncional con los carbohidratos en deportistas, facilitando la detección temprana e intervención nutricional orientada.

Palabras clave

Carbohidratos, atletas, nutrición deportiva, conducta alimentaria, análisis factorial.

Abstract

Introduction: Unjustified restriction of carbohydrates in athletes may compromise performance, recovery, and health, although its assessment through valid and specific instruments remains limited.

Objective: To develop and evaluate the psychometric properties of the Dysfunctional Relationship with Carbohydrates Scale (ERDC) in athletes from Chile and Argentina.

Methodology: An instrumental, cross-sectional, non-experimental study was conducted in 697 athletes, divided into two independent samples for exploratory factor analysis (EFA; n = 288) and confirmatory factor analysis (CFA; n = 409). The instrument was developed through literature review, expert evaluation, and face validity in athletes. EFA was performed using polychoric correlations, minimum residual extraction, and oblimin rotation. Subsequently, confirmatory models were compared, and factorial invariance between countries was assessed.

Results: EFA identified a three-factor, 21-item solution with adequate factorability (KMO = 0.919; Bartlett's test of sphericity, $p < 0.001$) and 42.2% explained variance. In CFA, the bifactor model showed better fit than the three-factor model (CFI = 0.951; TLI = 0.939; RMSEA = 0.053; SRMR = 0.044). Reliability was adequate ($\alpha = 0.92$; $\omega_t = 0.94$; $\omega_h = 0.83$), indicating a clear predominance of the general factor. Factorial invariance (configural, metric, and scalar) was observed between Chile and Argentina ($\Delta CFI \leq 0.01$; $\Delta RMSEA \leq 0.015$), supporting cross-context equivalence.

Conclusions: The instrument demonstrates adequate structural validity, reliability, and factorial invariance, representing a useful tool to assess the dysfunctional relationship with carbohydrates in athletes, facilitating early detection and targeted nutritional interventions.

Keywords

Carbohydrates; athletes; sports nutrition; eating behavior; factor analysis.



Introducción

Una adecuada nutrición es un componente clave en el contexto deportivo, dado que influye directamente en el rendimiento, la recuperación y la salud de los deportistas. Dentro de los macronutrientes de mayor relevancia, los carbohidratos (CHO) destacan como el principal sustrato energético durante el ejercicio de alta intensidad (Brooks, 2020). Su disponibilidad permite sostener la producción de energía a través del metabolismo anaeróbico y aeróbico, favorecer la resíntesis de glucógeno muscular y hepático, y retrasar la aparición de la fatiga (Baker et al., 2015; Hargreaves, 2020). Asimismo, una ingesta adecuada de CHO contribuye a cubrir las demandas energéticas del entrenamiento y la competencia (Mata et al., 2019). No obstante, a pesar de su reconocido rol en el rendimiento deportivo, en los últimos años se ha observado una creciente tendencia a restringir su consumo en deportistas, lo que resulta contrario a la luz de las recomendaciones nutricionales actuales (Thomas et al., 2016).

Esta tendencia no es aislada, sino que responde a múltiples factores que han favorecido la construcción de percepciones negativas hacia los carbohidratos. Entre ellos, destaca la popularización de enfoques dietéticos bajos en CHO, como las dietas low-carbohydrate o cetogénicas, que han sido ampliamente difundidas en contextos no clínicos ni deportivos (Leaf et al., 2024). A esto se suma la influencia de redes sociales (RRSS), donde la circulación de mensajes simplificados o descontextualizados sobre nutrición ha favorecido la asociación de los carbohidratos con efectos negativos sobre la composición corporal y la salud (Nath et al., 2024; Bourke et al., 2019; Denniss et al., 2024). De igual forma, la presión por alcanzar determinados estándares físicos dentro del entorno deportivo, junto con la influencia de entrenadores, compañeros e influencers (McHaffie et al., 2022; Sung et al., 2024), puede reforzar estas percepciones y promover decisiones alimentarias basadas en información no siempre sustentada en evidencia científica. En conjunto, estos elementos sugieren que la restricción de carbohidratos en el contexto deportivo no responde únicamente a decisiones nutricionales aisladas, sino que se configura como un fenómeno más amplio que involucra creencias, actitudes y comportamientos negativos hacia su consumo, dando cuenta de una relación disfuncional con este macronutriente.

La disminución del consumo de CHO se ha asociado con consecuencias negativas para el rendimiento y la salud de los deportistas. La evidencia sugiere que una ingesta insuficiente de CHO puede comprometer la capacidad de sostener esfuerzos de alta intensidad, así como afectar los procesos de recuperación posteriores al ejercicio (Leaf et al., 2024; Gawelczyk et al., 2026).

Además, la restricción crónica de este macronutriente puede contribuir a una baja disponibilidad energética, incrementando el riesgo de desarrollar síndrome de deficiencia energética relativa en el deporte (REDs), condición ampliamente documentada por sus efectos adversos a nivel fisiológico y funcional (Mountjoy et al., 2018; Grivas & Alkassasbeh, 2026). En este escenario, la restricción injustificada o no periodizada de carbohidratos puede constituir una práctica nutricional inadecuada y un comportamiento con potenciales implicancias negativas para el rendimiento y la salud integral del deportista.

En este marco, aunque no existe un concepto formalmente definido para este fenómeno, el término “carbofobia” ha sido utilizado para referirse a un conjunto de actitudes, creencias y comportamientos que reflejan temor, aversión o rechazo hacia su consumo (Rodríguez-Martín & Castillo, 2017). No obstante, su uso en la literatura ha sido limitado y carece de una delimitación conceptual clara, particularmente en el contexto deportivo.

Esta falta de delimitación conceptual también se refleja en las limitaciones existentes para la evaluación del constructo. Aunque se ha desarrollado un instrumento, su validación ha sido limitada a poblaciones que asisten a gimnasios, situación que restringe su aplicabilidad en el contexto deportivo, donde las demandas fisiológicas, las presiones competitivas y los determinantes del comportamiento alimentario difieren sustancialmente (Miranda-Baldeón & Vega-Gonzales, 2022). Por otra parte, dicho instrumento no incorporó procesos de validación psicométrica robustos que permitan garantizar su validez y confiabilidad en esta población. En este sentido, persiste la necesidad de contar con herramientas específicas, válidas y confiables que permitan evaluar este fenómeno en el contexto deportivo. La adecuada evaluación de esta problemática resulta fundamental para su identificación, caracterización y eventual abordaje en el ámbito del rendimiento y la salud deportiva.

Avanzar hacia la evaluación sistemática de este fenómeno en población deportiva resulta necesario para comprender su magnitud y características. Además, su análisis en distintos contextos socioculturales permite explorar la consistencia del constructo y su comportamiento en diversos escenarios deportivos.

Por lo anterior y en respuesta a estas limitaciones conceptuales y metodológicas, el objetivo de este estudio fue desarrollar y evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Relación Disfuncional con los Carbohidratos (ERDC) en deportistas de Chile y Argentina.

Método

Diseño de estudio

Se realizó un estudio cuantitativo de diseño no experimental, instrumental y de corte transversal. El estudio se estructuró en dos fases secuenciales. En la primera fase, se llevó a cabo la elaboración del instrumento y la evaluación de su estructura interna mediante análisis factorial exploratorio (AFE) en una muestra combinada de deportistas de Chile y Argentina. En la segunda fase, se evaluó la estructura factorial mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) en muestras independientes por país, junto con el análisis de la invarianza factorial entre los países. Las muestras utilizadas en ambas fases fueron independientes, con el fin de evitar el sobreajuste del modelo y asegurar la validez de los resultados.

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 697 deportistas, distribuidos en dos muestras independientes para los AFE ($n = 288$) y AFC ($n = 409$). En la fase exploratoria, se empleó una muestra combinada de deportistas de Chile ($n = 152$; 52,8%) y Argentina ($n = 136$; 47,2%), mientras que en la fase confirmatoria se incluyeron participantes de Chile ($n = 213$; 52,1%) y Argentina ($n = 196$; 47,9%), realizándose análisis independientes por país para evaluar la estabilidad de la estructura factorial y analizar la invarianza del instrumento entre ambos contextos. La edad media de los participantes fue de $25,6 \pm 6,7$ años en la muestra de AFE y de $26,0 \pm 8,9$ años en la muestra de AFC, y la mayoría practicaba disciplinas deportivas colectivas (61,2%).

Se incluyeron deportistas entre 18 y 40 años, residentes en Chile o Argentina, que practicaran una disciplina deportiva y realizaran al menos 10 horas semanales de entrenamiento deportivo. El reclutamiento se efectuó mediante las redes profesionales del equipo investigador y sus contactos con selecciones nacionales y clubes deportivos profesionales de ambos países. A través de estos vínculos se difundió la invitación a participar y el acceso al cuestionario entre los deportistas potencialmente elegibles. El tamaño muestral se determinó considerando la regla empírica N:P (Everitt, 1975), que establece la necesidad de contar con entre 5 y 10 participantes por ítem. Este criterio es consistente con evidencia derivada de estudios de simulación de Monte Carlo, que respalda la estabilidad de las soluciones factoriales dentro de este rango de tamaño muestral (Mundfrom et al., 2005).

El estudio fue aprobado por el Comité de Ética Científico de la Universidad Santo Tomás, bajo el número de registro 24-2025. La participación fue voluntaria y todos los participantes otorgaron su consentimiento informado antes de su inclusión. Se garantizó la confidencialidad y el anonimato de la información recolectada, así como su uso exclusivo con fines de investigación.

Procedimiento

La recolección de datos se realizó en dos periodos consecutivos en deportistas de Chile y Argentina. La muestra destinada al AFE fue recolectada entre octubre y diciembre de 2025, mientras que la muestra utilizada para el AFC fue recolectada entre enero y marzo de 2026. La ERDC se administró en formato digital mediante un enlace generado en Microsoft Forms, con un tiempo promedio de respuesta de siete minutos. Antes de responder, los participantes recibieron información sobre los objetivos del estudio, el carácter voluntario de la participación, la confidencialidad de los datos y el consentimiento informado. Una vez finalizada cada fase de recolección, las bases de datos fueron revisadas para verificar la consistencia de los registros. Ningún participante fue incluido simultáneamente en ambas muestras.

Desarrollo y validación psicométrica del instrumento



Fase 1: Elaboración del instrumento y análisis factorial exploratorio

La elaboración de la ERDC se basó en la operacionalización del constructo de relación disfuncional con los carbohidratos en deportistas, a partir de la revisión de la literatura y del análisis del contexto deportivo. Con base en este proceso, se definieron dimensiones teóricas vinculadas con la influencia externa, el rol de figuras de referencia, la percepción del rendimiento deportivo y las actitudes y emociones asociadas al consumo de carbohidratos. A partir de estas dimensiones se generó un banco inicial de 40 ítems, con formato de respuesta Likert de cinco puntos, desde 1 = totalmente en desacuerdo hasta 5 = totalmente de acuerdo. Los ítems formulados en sentido inverso fueron recodificados antes de los análisis, de modo que puntuaciones más altas reflejaran una relación más disfuncional con los carbohidratos.

Posteriormente, el instrumento fue sometido a un proceso de evaluación de la validez de contenido mediante la participación de ocho expertos en nutrición deportiva, metodología de la investigación y comportamiento alimentario, quienes analizaron la pertinencia, claridad y coherencia de los ítems. A partir de sus valoraciones se realizaron ajustes de redacción y se eliminaron cinco ítems que presentaron un índice de validez de contenido inferior a 0,78 o dificultades sustantivas en su formulación (Polit, 2007). La versión resultante, compuesta por 35 ítems, fue sometida a una prueba piloto con deportistas para evaluar su comprensión, claridad y adecuación al contexto de aplicación. Como resultado de esta etapa se eliminaron tres ítems adicionales, por lo que la versión utilizada en el análisis factorial exploratorio quedó conformada por 32 ítems.

Finalmente, se realizó un AFE utilizando una matriz de correlaciones policóricas, considerando la naturaleza ordinal de los ítems. La extracción de factores se llevó a cabo mediante el método de mínimos residuales (minres). Se aplicó una rotación oblicua (oblimin), permitiendo la correlación entre factores en coherencia con el marco conceptual de la ERDC.

Fase 2: Análisis factorial confirmatorio e invarianza

En una segunda fase, se llevó a cabo un AFC con el objetivo de evaluar la estructura factorial del instrumento obtenida en el AFE. El análisis se realizó sobre una muestra independiente, lo que permitió validar el modelo y reducir el riesgo de sobreajuste.

Considerando la naturaleza de los datos, el AFC se estimó mediante el estimador robusto MLR (Maximum Likelihood Robust). Se evaluaron distintos modelos teóricos alternativos, incluyendo estructuras de múltiples factores y un modelo bifactor, con el propósito de identificar la solución que mejor representara la estructura del constructo. La calidad del ajuste de los modelos se evaluó mediante diversos índices de ajuste, incluyendo CFI, TLI, RMSEA y SRMR.

Adicionalmente, se evaluó la confiabilidad de la ERDC mediante coeficientes de consistencia interna y estabilidad temporal. Esta última se examinó mediante un procedimiento test-retest, con un intervalo de cuatro semanas entre ambas aplicaciones, utilizando el coeficiente de correlación intraclass. Para el modelo bifactor, se consideraron indicadores específicos orientados a analizar la predominancia del factor general sobre los factores específicos. La invarianza factorial entre países se examinó mediante un enfoque multigrupo, evaluando de forma secuencial los modelos configural, métrico y escalar.

Análisis de datos

Los análisis estadísticos se realizaron en el software R. En una primera etapa, se efectuaron análisis descriptivos y se examinó la adecuación de los datos para los análisis factoriales.

Para la fase exploratoria, se consideraron como criterios de adecuación muestral valores de KMO $\geq 0,70$ y una prueba de esfericidad de Bartlett estadísticamente significativa (Fabrigar et al., 1999). La retención de ítems se basó en cargas factoriales $\geq 0,40$, ausencia de cargas cruzadas relevantes y coherencia teórica con el constructo evaluado. Las cargas cruzadas se interpretaron como relevantes cuando la diferencia entre cargas en dos factores fue inferior a 0,20.

En la fase confirmatoria, la interpretación del ajuste de los modelos se realizó mediante CFI, TLI, RMSEA y SRMR, considerando como referencia valores de CFI y TLI $\geq 0,90$, y RMSEA y SRMR $\leq 0,08$ (Schreiber, 2021). La confiabilidad se examinó mediante alfa de Cronbach, omega y, para el modelo bifactor, mediante ω_t , ω_h , ECV y PUC (Rodríguez et al., 2016). La invarianza factorial entre países se evaluó considerando cambios en los índices de ajuste, específicamente $\Delta CFI \leq 0,01$ y $\Delta RMSEA \leq 0,015$ (Chen, 2007).



La estabilidad temporal del instrumento se evaluó mediante un procedimiento test-retest en una submuestra de 50 participantes, con un intervalo de cuatro semanas entre ambas aplicaciones. Para ello, se calculó el coeficiente de correlación intraclase (ICC) de la puntuación global, considerando que valores más elevados reflejan una mayor estabilidad temporal de las puntuaciones (Koo & Li, 2016).

Resultados

En la Tabla 1 se presentan las características sociodemográficas y deportivas de la muestra. Los participantes se distribuyeron entre los distintos niveles competitivos, observándose representación de deportistas amateur federados, semiprofesionales y profesionales. El volumen de entrenamiento semanal fue similar entre ambas muestras, con un promedio cercano a 14,7 horas. En relación con el contexto nutricional, aproximadamente la mitad de los participantes reportó contar con la presencia de un nutricionista, mientras que la mayoría indicó haber recibido educación nutricional previa.

Tabla 1. Características sociodemográficas y deportivas de la muestra

Variable	AFE (n = 288)	AFC (n = 409)
Variables sociodemográficas		
Edad	25,6 ± 6,7	26,0 ± 8,9
Sexo, n (%)		
Hombre	187 (64,9%)	269 (65,8%)
Mujer	101 (35,1%)	140 (34,2%)
País, n (%)		
Chile	152 (52,8%)	213 (52,1%)
Argentina	136 (47,2%)	196 (47,9%)
Nivel educativo, n (%)		
Educación básica/primaria	8 (2,8%)	16 (3,9%)
Educación media/secundaria	115 (39,9%)	155 (37,9%)
Educación técnica	22 (7,6%)	48 (11,7%)
Educación universitaria	130 (45,1%)	169 (41,3%)
Postgrado	13 (4,5%)	21 (5,1%)
Variables deportivas		
Nivel competitivo, n (%)		
Amateur federado	98 (34,0%)	166 (40,6%)
Semiprofesional	90 (31,2%)	111 (27,1%)
Profesional	100 (34,7%)	132 (32,3%)
Horas entrenamiento/semana (media ± DE)	14,8 ± 5,6	14,6 ± 5,6
Presencia de nutricionista, n (%)		
Sí	130 (45,1%)	187 (45,7%)
No	158 (54,9%)	222 (54,3%)
Educación nutricional previa, n (%)		
Sí	202 (70,1%)	281 (68,7%)
No	86 (29,9%)	128 (31,3%)

Nota. Los datos se presentan como media ± desviación estándar (DE) o frecuencia (n) y porcentaje (%). AFE = análisis factorial exploratorio; AFC = análisis factorial confirmatorio.

Previo a la realización del AFE, se evaluó la adecuación de los datos, observándose un índice KMO elevado (KMO = 0,919) y una prueba de esfericidad de Bartlett estadísticamente significativa ($p < 0,001$), lo que confirmó la idoneidad de la matriz de correlaciones para su factorización.

El análisis paralelo sugirió inicialmente la retención de cuatro factores. A partir de esta solución se desarrolló un proceso iterativo de depuración, en el que se eliminaron 11 ítems por presentar comunalidades insuficientes, cargas factoriales débiles o no interpretables y, en algunos casos, cargas cruzadas relevantes. Tras las sucesivas reestimaciones, el cuarto factor quedó representado por un único ítem, el cual tampoco mostró una carga factorial suficientemente clara, por lo que se descartó su conservación como una dimensión independiente. Esta decisión fue concordante con el punto de inflexión observado en el scree plot, que respaldó una solución de tres factores.

La solución final, compuesta por 21 ítems, explicó el 42,2% de la varianza total, distribuida en un primer factor (24,8%), un segundo factor (9,1%) y un tercer factor (8,3%). Las cargas factoriales evidenciaron una estructura clara e interpretable, con saturaciones principales superiores a 0,40 y sin cargas cruzadas relevantes, tal como se presenta en la Tabla 2.

Tabla 2. Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio

Ítem	F1	F2	F3
C1. La exposición frecuente a contenidos en redes sociales que promueven dietas bajas en carbohidratos me ha hecho disminuir mi consumo.	0,81	—	—
C2. En el último mes he reducido mi consumo de carbohidratos debido a información que vi en internet o redes sociales.	0,81	—	—
C3. Las modas alimentarias, como retos o desafíos vistos en redes sociales, afectan mis decisiones sobre el consumo de carbohidratos.	0,73	—	—
C4. Los comentarios negativos sobre los carbohidratos que escucho de compañeros/as o entrenadores influyen en mis decisiones alimentarias.	0,68	—	—
C5. He considerado reducir mi consumo de carbohidratos porque los influencers que sigo recomiendan hacerlo.	0,65	—	—
C6. Evito consumir alimentos con carbohidratos cuando entrenadores o preparadores físicos están presentes.	0,65	—	—
C7. Ciertos mensajes que veo en redes sociales han cambiado mi opinión sobre los carbohidratos, volviéndola más negativa.	0,63	—	—
C8. Suelo reducir mi consumo de carbohidratos cuando compañeros/as me comentan que estos dificultan mejorar la composición corporal.	0,59	—	—
C9. Me incomoda comer carbohidratos frente a otras personas porque siento que me juzgan.	0,56	—	—
C10. Prefiero evitar los carbohidratos porque temo perder el control sobre lo que como.	0,54	—	—
C11. Después de ver publicaciones en redes sociales, pienso que debería reducir los carbohidratos en mis comidas.	0,47	—	—
C12. Al consumir carbohidratos pienso que afectan negativamente mi apariencia física.	0,46	—	—
C13. La sobrecarga de carbohidratos el día previo a competir afecta negativamente mi rendimiento.	—	0,70	—
C14. Consumir carbohidratos antes de entrenar o competir me hace sentir más lento.	—	0,67	—
C15. Consumir carbohidratos antes de un esfuerzo intenso interfiere con mi capacidad para mantener un ritmo físico elevado.	—	0,58	—
C16. Consumir carbohidratos después de competir perjudica mi recuperación.	—	0,50	—
C17. Reducir el consumo de carbohidratos me ayuda a rendir mejor físicamente.	—	0,41	—
C18. Disfruto comer alimentos con carbohidratos sin preocuparme por sus efectos (R).	—	—	0,77
C19. Puedo comer alimentos con carbohidratos sin sentir culpa (R).	—	—	0,70
C20. Me preocupa pensar en los efectos negativos antes de consumir alimentos con carbohidratos.	—	—	0,49
C21. Evito consumir carbohidratos por temor a subir la grasa corporal.	—	—	0,45

Nota. F1 = influencias socioculturales internalizadas; F2 = creencias disfuncionales sobre carbohidratos y rendimiento deportivo; F3 = respuestas emocionales negativas frente al consumo de carbohidratos. Se presentan únicamente cargas factoriales $\geq 0,40$. Los ítems marcados con (R) fueron formulados en sentido inverso y recodificados antes de los análisis. En todos los ítems, puntuaciones más altas indican una mayor relación disfuncional con los carbohidratos.

En el AFC, se evaluaron distintos modelos teóricos con el objetivo de identificar la estructura que mejor representara el constructo. Como se presenta en la Tabla 3, el modelo bifactor mostró un mejor ajuste global en comparación con el modelo de tres factores, evidenciado por mayores valores de CFI y TLI, y menores valores de RMSEA y SRMR, lo que respalda su superioridad en la representación del constructo evaluado.

En términos de confiabilidad, la ERDC presentó una adecuada consistencia interna, con un alfa de Cronbach global de 0,92. Asimismo, los factores del modelo de tres factores evidenciaron niveles adecuados de confiabilidad. En el modelo bifactor, los índices específicos indicaron una clara predominancia del factor general, con un omega total ($\omega_t = 0,94$) y un omega jerárquico elevado ($\omega_h = 0,83$). La varianza común explicada ($ECV = 0,70$) sugiere que una proporción importante de la varianza del instrumento es atribuible al factor general, mientras que la proporción de correlaciones no contaminadas ($PUC = 0,61$) respalda la presencia de un componente general relevante. En conjunto, estos resultados indican que el constructo puede ser interpretado como esencialmente unidimensional, aunque mantiene dimensiones específicas que aportan varianza adicional. Adicionalmente, la estabilidad temporal de la puntuación global, evaluada en una submuestra de 50 participantes con un intervalo de cuatro semanas entre ambas aplicaciones, mostró un ICC = 0,79, lo que indica una adecuada estabilidad de las puntuaciones.

Tabla 3. Comparación de modelos confirmatorios, confiabilidad e índices bifactoriales

Indicador	Modelo de 3 factores	Modelo bifactor
Índices de ajuste del modelo		
CFI robusto	0,924	0,951
TLI robusto	0,914	0,939
RMSEA robusto	0,063	0,053
SRMR	0,055	0,044
Confiabilidad interna		
α global	0,92	0,92
α factor 1	0,92	—
α factor 2	0,77	—
α factor 3	0,75	—



ω factor 1	0,92	—
ω factor 2	0,77	—
ω factor 3	0,75	—
Índices para modelo bifactor		
ω t bifactor	—	0,94
ω h	—	0,83
ECV	—	0,70
PUC	—	0,61

Nota. CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual. Se presentan índices de ajuste robustos. α = coeficiente alfa de Cronbach; ω = omega; ω t = omega total; ω h = omega jerárquico. ECV = Explained Common Variance (proporción de varianza común atribuible al factor general); PUC = Percentage of Uncontaminated Correlations (porcentaje de correlaciones no contaminadas por factores específicos).

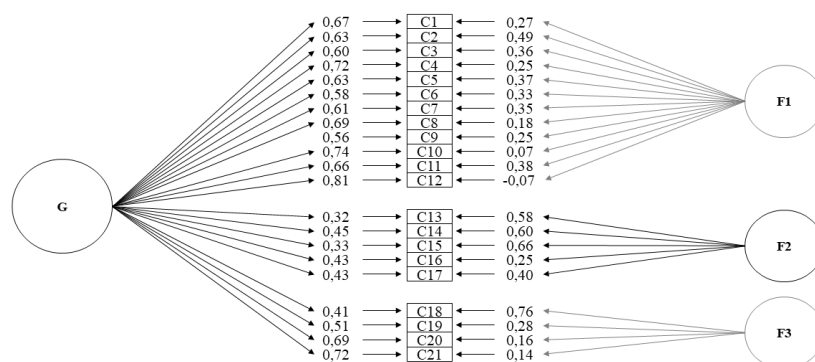
Las cargas factoriales estandarizadas del modelo bifactor se presentan en la Tabla 4. En general, se observó que la mayoría de los ítems presentó cargas moderadas a altas en el factor general, lo que respalda su predominancia en la estructura de la ERDC. En contraste, las cargas en los factores específicos fueron de menor magnitud y más heterogéneas, evidenciando que su contribución es secundaria en relación con el factor general. No obstante, el segundo factor mostró una mayor consistencia en sus cargas específicas, lo que sugiere una mayor autonomía relativa y una contribución diferenciada dentro del modelo. Este patrón de cargas respalda la interpretación del constructo como esencialmente unidimensional, con la presencia de un componente específico adicional con relativa autonomía estructural. La representación gráfica del modelo bifactor se presenta en la Figura 1.

Tabla 4. Cargas factoriales estandarizadas del modelo bifactor

Ítem	G	F1	F2	F3
C1	0,67	0,27	—	—
C2	0,63	0,49	—	—
C3	0,60	0,36	—	—
C4	0,72	0,25	—	—
C5	0,63	0,37	—	—
C6	0,58	0,33	—	—
C7	0,61	0,35	—	—
C8	0,69	0,18	—	—
C9	0,56	0,25	—	—
C10	0,74	0,07	—	—
C11	0,66	0,38	—	—
C12	0,81	-0,07	—	—
C13	0,32	—	0,58	—
C14	0,45	—	0,60	—
C15	0,33	—	0,66	—
C16	0,43	—	0,25	—
C17	0,43	—	0,40	—
C18	0,41	—	—	0,76
C19	0,51	—	—	0,28
C20	0,69	—	—	0,16
C21	0,72	—	—	0,14

Nota. Se presentan cargas factoriales estandarizadas del modelo bifactor. G = factor general de relación disfuncional con los carbohidratos; F1 = influencias socioculturales internalizadas; F2 = creencias disfuncionales sobre carbohidratos y rendimiento deportivo; F3 = respuestas emocionales negativas frente al consumo de carbohidratos. Los factores específicos son ortogonales entre sí y respecto del factor general.

Figura 1. Modelo bifactor de la relación disfuncional con los carbohidratos en deportistas



Nota. G = factor general de relación disfuncional con los carbohidratos; F1 = influencias socioculturales internalizadas; F2 = creencias disfuncionales sobre carbohidratos y rendimiento deportivo; F3 = respuestas emocionales negativas frente al consumo de carbohidratos. Las flechas representan cargas factoriales estandarizadas.

La invarianza factorial del modelo bifactor fue evaluada entre las muestras de Chile y Argentina mediante un análisis multigrupo. Como se presenta en la Tabla 5, el modelo mostró un adecuado ajuste en el nivel configural, lo que indica que la estructura factorial es equivalente entre ambos países. Posteriormente, se evaluó la invarianza métrica y escalar, observándose cambios mínimos en los índices de ajuste ($\Delta CFI \leq 0,01$; $\Delta RMSEA \leq 0,015$), lo que respalda la equivalencia de las cargas factoriales y los interceptos entre grupos. Estos resultados indican que la ERDC presenta invarianza factorial entre países, permitiendo la comparación válida de las puntuaciones entre deportistas de Chile y Argentina.

Tabla 5. Invarianza factorial del modelo bifactor según país

Modelo	CFI (robusto)	TLI (robusto)	RMSEA (robusto)	SRMR	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Configural	0,943	0,929	0,057	0,050	—	—
Métrica	0,943	0,936	0,054	0,064	-0,001	-0,003
Escalar	0,938	0,933	0,055	0,065	-0,005	0,001

Nota. Se presentan índices de ajuste robustos de un modelo de invarianza factorial multigrupo estimado mediante MLR. Los valores corresponden al ajuste global simultáneo en ambos países. ΔCFI y $\Delta RMSEA$ representan el cambio respecto al modelo menos restringido previo (configural $\rightarrow$ métrico $\rightarrow$ escalar). Se consideró evidencia de invarianza cuando $\Delta CFI \leq 0,010$ y $\Delta RMSEA \leq 0,015$, lo que indica equivalencia en la estructura, cargas factoriales e interceptos entre grupos.

Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo desarrollar y evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Relación Disfuncional con los Carbohidratos en deportistas de Chile y Argentina. Los resultados obtenidos indican que la ERDC presenta una estructura factorial sólida, inicialmente identificada mediante análisis factorial exploratorio y posteriormente comprobada a través de modelos factoriales confirmatorios. En particular, el modelo bifactor mostró el mejor ajuste global, acompañado de adecuados indicadores de confiabilidad y evidencia de invarianza factorial entre deportistas de Chile y Argentina. Estos hallazgos respaldan la validez estructural del instrumento y confirman la solidez y estabilidad del modelo propuesto para evaluar esta relación.

El AFE evidenció inicialmente una solución de cuatro factores, lo que sugirió una estructura potencialmente multidimensional del constructo. Sin embargo, tras el proceso de depuración de ítems, el cuarto factor mostró un escaso sustento empírico, caracterizado por un número reducido de ítems y problemas en sus cargas factoriales, lo que llevó a optar por una solución de tres factores (Costello & Osborne, 2005). Esta estructura resultante se mostró coherente con la conceptualización teórica del constructo, representando distintas dimensiones asociadas a la relación disfuncional con los carbohidratos, incluyendo influencias socioculturales internalizadas, creencias vinculadas al rendimiento y respuestas emocionales negativas frente a su consumo (Bourke et al., 2019; Denniss et al., 2024; McHaffie et al., 2022; Nath et al., 2024; Rodríguez-Martín & Castillo, 2017; Sung et al., 2024). Si bien los factores identificados reflejan componentes diferenciados, su proximidad conceptual y la magnitud de sus correlaciones sugieren la existencia de relaciones entre estas dimensiones, lo que plantea la necesidad de explorar modelos que permitan evaluar su organización estructural de manera más integrada.

A partir de esta estructura inicial, los análisis confirmatorios mostraron que el modelo bifactor proporciona una representación más adecuada del constructo en comparación con soluciones de factores correlacionados. La predominancia del factor general, evidenciada por los elevados valores de omega jerárquico y varianza común explicada, indica que una proporción sustantiva de la varianza del instrumento es atribuible a una dimensión global (Rodríguez et al., 2016). Este hallazgo sugiere que la relación disfuncional con los carbohidratos se configura principalmente como un constructo integrado, en el cual las distintas manifestaciones observadas no operan como dimensiones independientes, sino como expresiones de un mismo fenómeno subyacente. Por su parte, los factores específicos identificados representan variaciones secundarias del constructo, capturando aspectos particulares de su expresión, pero

con una contribución menor en relación con el componente general. Esta convergencia entre una estructura aparentemente multidimensional y una organización esencialmente unidimensional es consistente con modelos jerárquicos en psicometría (Reise, 2012).

Entre los componentes específicos identificados, destaca el asociado a las creencias sobre el impacto de los carbohidratos en el rendimiento deportivo, el cual mostró una mayor estabilidad en sus cargas factoriales en comparación con los demás factores específicos. Esta dimensión agrupa ítems que reflejan percepciones negativas respecto al consumo de carbohidratos en distintos momentos del ejercicio, incluyendo antes, durante y después de la competencia, así como la creencia de que su restricción podría favorecer el rendimiento. Estas percepciones resultan especialmente críticas, dado que el consumo adecuado de carbohidratos es fundamental para sostener esfuerzos de alta intensidad, optimizar la disponibilidad de glucógeno y favorecer los procesos de recuperación (Jeukendrup, 2004; Alghannam et al., 2018). Su presencia sugiere una discordancia entre las prácticas o creencias de los deportistas y las recomendaciones basadas en evidencia. Este patrón podría reflejar un sistema de creencias relativamente estructurado, influenciado por interpretaciones erróneas de estrategias nutricionales o por la difusión de mensajes simplificados en entornos deportivos. A diferencia de otros componentes más vinculados a influencias sociales o respuestas emocionales, esta dimensión parece sustentarse en creencias orientadas al rendimiento deportivo, lo que podría explicar su relativa autonomía dentro del modelo bifactor. Este resultado merece especial atención, ya que estas creencias podrían ser más susceptibles de intervención mediante estrategias de educación nutricional orientadas a mejorar la comprensión del rol de los carbohidratos en el rendimiento y la recuperación.

En relación con la evidencia previa, la literatura que ha abordado específicamente este fenómeno es aún limitada. El único instrumento identificado para evaluar la carbofobia fue examinado exclusivamente mediante AFE en población físicamente activa, sin incorporar análisis confirmatorios ni evaluar la estabilidad del modelo en distintos contextos (Miranda-Baldeón & Vega-Gonzales, 2022). Aunque existen instrumentos relacionados con la conducta alimentaria en deportistas, estos se orientan a dimensiones más amplias, como los factores que influyen en la elección de alimentos (Thurecht & Pelly, 2021) o la detección de conductas alimentarias de riesgo y sintomatología asociada a los trastornos de la conducta alimentaria (Buckley et al., 2024; Hazzard et al., 2020). Por tanto, no examinan específicamente las creencias, actitudes y respuestas emocionales vinculadas con el consumo de carbohidratos. En este sentido, el presente estudio amplía la evidencia disponible mediante la incorporación de AFC, modelamiento bifactor e invarianza factorial entre países, fortaleciendo la evaluación estructural del instrumento y su aplicabilidad en población deportiva.

Un hallazgo particularmente relevante es la evidencia de invarianza factorial de la ERDC entre deportistas de Chile y Argentina. La equivalencia observada en los niveles configural, métrico y escalar indica que la estructura del constructo, así como la relación entre los ítems y los factores, se mantiene estable en ambos contextos (Chen, 2007). Este resultado sugiere que la relación disfuncional con los carbohidratos es interpretada de manera consistente entre los grupos analizados, lo que refuerza la robustez del modelo propuesto. Desde una perspectiva aplicada, la invarianza factorial permite la comparación válida de las puntuaciones entre países, facilitando el estudio de este fenómeno en distintos contextos socioculturales. Por otra parte, aporta evidencia sobre la estabilidad del constructo en el ámbito deportivo, sugiriendo que sus manifestaciones podrían responder a dinámicas compartidas más allá de las particularidades locales.

Los resultados del presente estudio permiten avanzar en una posible delimitación conceptual del constructo observado. En función de la estructura bifactor observada, este constructo puede ser entendido como una tendencia global caracterizada por la presencia de creencias, actitudes y comportamientos negativos hacia el consumo de carbohidratos, que se configura a partir de la interacción de componentes cognitivos, emocionales y sociales, estableciéndose como un fenómeno de carácter biopsicosocial en el contexto deportivo. En particular, los resultados sugieren que la influencia del entorno, incluyendo redes sociales, entrenadores y pares, desempeña un rol central en la configuración de estas percepciones, favoreciendo la internalización de normas y creencias que orientan las decisiones alimentarias. Asimismo, se observa la presencia de un componente específico asociado a creencias orientadas al rendimiento deportivo, que complementa esta dimensión general. En conjunto, esta conceptualización indica que las distintas manifestaciones corresponden a expresiones interrelacionadas de un mismo fenómeno subyacente, en coherencia con la predominancia del factor general observada en el modelo.



El instrumento desarrollado constituye una herramienta útil para la identificación de patrones de relación disfuncional con los carbohidratos en deportistas, lo que resulta especialmente relevante en contextos donde la restricción de este macronutriente puede comprometer el rendimiento y la salud. El uso de un puntaje global permite estimar el grado en que los deportistas presentan creencias, actitudes y conductas desfavorables hacia el consumo de carbohidratos, facilitando la detección de perfiles de riesgo. Esta aproximación resulta coherente con la estructura esencialmente unidimensional del constructo, permitiendo una interpretación integrada del fenómeno. En términos prácticos, la aplicación de la ERDC podría contribuir a orientar intervenciones nutricionales, particularmente aquellas dirigidas a corregir creencias erróneas sobre el rol de los carbohidratos en el rendimiento y la recuperación, así como a abordar la influencia de factores sociales que condicionan las decisiones alimentarias en el contexto deportivo.

El estudio presenta algunas limitaciones que deben ser consideradas. En primer lugar, el uso de medidas de autorreporte podría haber introducido sesgos asociados a la deseabilidad social o a la percepción subjetiva de los participantes. En segundo lugar, la selección mediante muestreo no probabilístico por conveniencia limita la generalización de los hallazgos a la totalidad de deportistas de Chile y Argentina. En tercer lugar, aunque se observó una adecuada estabilidad temporal, esta fue evaluada en una submuestra reducida. Finalmente, no se abordaron evidencias de validez convergente y discriminante, lo que limita la comprensión de la relación del instrumento con constructos afines. Futuros estudios deberían replicar estos hallazgos en muestras más amplias, evaluar la estabilidad temporal con distintos intervalos de aplicación e incorporar evidencias adicionales de validez externa.

Conclusiones

El presente estudio permitió desarrollar y validar la Escala de Relación Disfuncional con los Carbohidratos en deportistas, evidenciando adecuados indicadores de validez, confiabilidad e invarianza factorial. La estructura bifactor observada respalda la predominancia de un factor general, complementado por componentes específicos, entre los cuales el asociado a creencias sobre carbohidratos y rendimiento deportivo mostró mayor autonomía relativa. En este sentido, la ERDC constituye una herramienta útil para la identificación de este fenómeno en deportistas, facilitando su evaluación y contribuyendo al desarrollo de estrategias de educación nutricional orientadas a corregir creencias erróneas y promover una relación más adecuada con el consumo de carbohidratos. Adicionalmente, estos hallazgos aportan evidencia para la delimitación conceptual de este constructo en el ámbito de la nutrición deportiva.

Agradecimientos

A los deportistas de Chile y Argentina que participaron voluntariamente en este estudio, así como al Observatorio de la Alimentación 360° (ODA360°) y a quienes colaboraron en la difusión del cuestionario durante el proceso de recolección de datos.

Referencias

- Alghannam, A. F., Gonzalez, J. T., & Betts, J. A. (2018). Restoration of muscle glycogen and functional capacity: Role of post-exercise carbohydrate and protein co-ingestion. *Nutrients*, 10(2), 253. <https://doi.org/10.3390/nu10020253>
- Baker, L. B., Rollo, I., Stein, K. W., & Jeukendrup, A. E. (2015). Acute effects of carbohydrate supplementation on intermittent sports performance. *Nutrients*, 7(7), 5733–5763. <https://doi.org/10.3390/nu7075249>
- Bourke, B. E. P., Baker, D. F., & Braakhuis, A. J. (2019). Social media as a nutrition resource for athletes: a cross-sectional survey. *International Journal of Sport Nutrition and Exercise Metabolism*, 29(4), 364–370. <https://doi.org/10.1123/ijnsnem.2018-0135>
- Brooks, G. A. (2020). The precious few grams of glucose during exercise. *International Journal of Molecular Sciences*, 21(16), 5733. <https://doi.org/10.3390/ijms21165733>



- Buckley, G. L., Lassemillante, A. M., Cooke, M. B., & Belski, R. (2024). The Development and Validation of a Disordered Eating Screening Tool for Current and Former Athletes: The Athletic Disordered Eating (ADE) Screening Tool. *Nutrients*, 16(16), 2758. <https://doi.org/10.3390/nu16162758>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 10(1), 7. <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- Denniss, E., Lindberg, R., Marchese, L. E., & McNaughton, S. A. (2024). #Fail: the quality and accuracy of nutrition-related information by influential Australian Instagram accounts. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 21(1), 16. <https://doi.org/10.1186/s12966-024-01565-y>
- Everitt, B. S. (1975). Multivariate analysis: the need for data, and other problems. *The British Journal of Psychiatry*, 126, 237–240. <https://doi.org/10.1192/bjp.126.3.237>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272–299. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>
- Gawelczyk, M., Kaszuba, M., Zając, A., & Maszczyk, A. (2026). Effects of low-carbohydrate and ketogenic diets on aerobic performance in trained athletes: a systematic review and meta-analysis. *Nutrients*, 18(5), 740. <https://doi.org/10.3390/nu18050740>
- Grivas, G. V., & Alkasasbeh, W. J. (2026). Energy availability as a neurocognitive regulator of endurance performance: integrating metabolic, perceptual, and decision-making mechanisms—a narrative review. *Sports*, 14(4), 150. <https://doi.org/10.3390/sports14040150>
- Hargreaves, M., & Spriet, L. L. (2020). Skeletal muscle energy metabolism during exercise. *Nature Metabolism*, 2(9), 817–828. <https://doi.org/10.1038/s42255-020-0251-4>
- Hazzard, V. M., Schaefer, L. M., Mankowski, A., Carson, T. L., Lipson, S. M., Fendrick, C., Crosby, R. D., & Sonnevile, K. R. (2020). Development and Validation of the Eating Disorders Screen for Athletes (EDSA): A Brief Screening Tool for Male and Female Athletes. *Psychology of Sport and Exercise*, 50, 101745. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2020.101745>
- Jeukendrup, A. E. (2004). Carbohydrate intake during exercise and performance. *Nutrition*, 20(7-8), 669–677. <https://doi.org/10.1016/j.nut.2004.04.017>
- Koo, T. K., & Li, M. Y. (2016). A Guideline of Selecting and Reporting Intraclass Correlation Coefficients for Reliability Research. *Journal of Chiropractic Medicine*, 15(2), 155–163. <https://doi.org/10.1016/j.jcm.2016.02.012>
- Leaf, A., Rothschild, J. A., Sharpe, T. M., Sims, S. T., Macias, C. J., Futch, G. G., Roberts, M. D., Stout, J. R., Ormsbee, M. J., Aragon, A. A., Campbell, B. I., Arent, S. M., D'Agostino, D. P., Barrack, M. T., Kersick, C. M., Kreider, R. B., Kalman, D. S., & Antonio, J. (2024). International society of sports nutrition position stand: ketogenic diets. *Journal of the International Society of Sports Nutrition*, 21(1), 2368167. <https://doi.org/10.1080/15502783.2024.2368167>
- Mata, F., Valenzuela, P. L., Gimenez, J., Tur, C., Ferreria, D., Domínguez, R., Sanchez-Oliver, A. J., & Martínez Sanz, J. M. (2019). Carbohydrate availability and physical performance: physiological overview and practical recommendations. *Nutrients*, 11(5), 1084. <https://doi.org/10.3390/nu11051084>
- McHaffie, S. J., Langan-Evans, C., Morehen, J. C., Strauss, J. A., Areta, J. L., Rosimus, C., Evans, M., Elliott-Sale, K. J., Cronin, C. J., & Morton, J. P. (2022). Carbohydrate fear, skinfold targets and body image issues: a qualitative analysis of player and stakeholder perceptions of the nutrition culture within elite female soccer. *Science & Medicine in Football*, 6(5), 675–685. <https://doi.org/10.1080/24733938.2022.2101143>
- Miranda-Baldeón, K., & Vega-Gonzales, E. (2022). Elaboración y validación de una escala de medición de carbofobia en personas que acuden a los gimnasios. *Revista Española de Nutrición Comunitaria*, 28(1).
- Mountjoy, M., Sundgot-Borgen, J. K., Burke, L. M., Ackerman, K. E., Blauwet, C., Constantini, N., Lebrun, C., Lundy, B., Melin, A. K., Meyer, N. L., Sherman, R. T., Tenforde, A. S., Klungland Torstveit, M., & Budgett, R. (2018). IOC consensus statement on relative energy deficiency in sport (RED-S): 2018 update. *British Journal of Sports Medicine*, 52(11), 687–697. <https://doi.org/10.1136/bjsports-2018-099193>



- Mundfrom, D. J., Shaw, D. G., & Ke, T. L. (2005). Minimum sample size recommendations for conducting factor analyses. *International Journal of Testing*, 5(2), 159–168. https://doi.org/10.1207/s15327574ijt0502_4
- Nath, S., Bhattacharya, S., Golla, V. B., & Kumar, R. (2024). Effect of social media on diet, lifestyle, and performance of athletes: a review of current evidence. *Current Nutrition Reports*, 13(2), 240–250. <https://doi.org/10.1007/s13668-024-00526-y>
- Polit, D. F., Beck, C. T., & Owen, S. V. (2007). Is the CVI an acceptable indicator of content validity? Appraisal and recommendations. *Research in Nursing & Health*, 30(4), 459–467. <https://doi.org/10.1002/nur.20199>
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667–696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137–150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rodríguez-Martín, B., & Castillo, C. A. (2017). Carbohydrates and sports practice: a Twitter virtual ethnography. *Nutrición Hospitalaria*, 34(1), 144–153. <https://doi.org/10.20960/nh.990>
- Schreiber, J. B. (2021). Issues and recommendations for exploratory factor analysis and principal component analysis. *Research in Social and Administrative Pharmacy*, 17(5), 1004–1011. <https://doi.org/10.1016/j.sapharm.2020.07.027>
- Sung, J. Y., Lee, J. H., & Lee, K. L. (2024). Analysis of the diet, weight-loss behavior, and nutritional knowledge of athletes and coaches in weightclass sports: influence of a coach's nutritional knowledge on athletes. *Journal of the International Society of Sports Nutrition*, 21(1), 2405159. <https://doi.org/10.1080/15502783.2024.2405159>
- Thomas, D. T., Erdman, K. A., & Burke, L. M. (2016). Position of the academy of nutrition and dietetics, dietitians of Canada, and the American college of sports medicine: nutrition and athletic performance. *Journal of the Academy of Nutrition and Dietetics*, 116(3), 501–528. <https://doi.org/10.1016/j.jand.2015.12.006>
- Thurecht, R. L., & Pelly, F. E. (2021). The Athlete Food Choice Questionnaire (AFCQ): Validity and Reliability in a Sample of International High-Performance Athletes. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, 53(7), 1537–1543. <https://doi.org/10.1249/MSS.00000000000002611>

Datos de los/as autores/as y traductor/a:

Felipe González-Fernández	fgonzalez56@santotomas.cl	Autor
Luciano Rodolfo Spena	lic.lucianospena@gmail.com	Autor
Mauricio Ríos	mariosf@uc.cl	Autor
Estefanía Gómez	nta.estefaniagomez@gmail.com	Autora
Carlos Jorquera-Aguilera	carlos.jorquera@mayor.cl	Autor

