

Validación del SMHAT-1 en Futbolistas Chilenos: Análisis Psicométrico y Cultural

Validation of SMHAT-1 in Chilean Soccer Players: Psychometric and Cultural Analysis

Abdón Gallardo¹, Cynthia Ossa¹, Eliot Cárdenas¹, René Rubio¹, Gonzalo Guerra¹, Wilson Ferrada¹, Luis Maya¹, Valentina Molina-Fuentealba² y Patricio Carvajal-Paredes²

Autor de correspondencia: Patricio Carvajal-Paredes, pcp.postdocpsych@uc.cl

¹Medical Department, Club Social y Deportivo Colo Colo, Santiago, Chile

²Universidad Católica de Chile, Santiago, Chile

Cómo citar: Gallardo, A., Ossa, C., Cárdenas, E., Rubio, R., Guerra, G., Ferrada, W., ... Carvajal-Paredes, P. Validación del SMHAT-1 en Futbolistas Chilenos: Análisis Psicométrico y Cultural. *Revista De Ciencias Del Ejercicio FOD*, 21(2), 34–46.

doi.org/10.29105/rce-fod.v21i2.177

Link para acceder al artículo:

<https://doi.org/10.29105/rce-fod.v21i2.177>



Este artículo es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos y condiciones de Creative Commons Licencia de atribución (CC BY-NC) (Creative Commons Atribución-No-Comercial 4.0)

<https://revistas.uanl.mx/interdisciplinaria/revista-de-ciencias-del-ejercicio-fod>
<https://revistafod.uanl.mx/index.php/rce/politica-de-preservacion-digital>

Resumen

El presente estudio tuvo como objetivo validar la primera parte del Sport Mental Health Assessment Tool 1 (SMHAT-1) en una muestra de futbolistas chilenos de alto rendimiento, considerando tanto su estructura psicométrica como posibles particularidades culturales en la interpretación de sus ítems. Se utilizó un diseño instrumental longitudinal con evaluación test-retest en dos momentos de la temporada competitiva. Se realizaron análisis factoriales exploratorios y confirmatorios para examinar la estructura del instrumento, obteniéndose indicadores adecuados de consistencia interna y estabilidad temporal. La validez concurrente se evaluó mediante correlaciones con el DASS-21, evidenciando asociaciones significativas con medidas de ansiedad, depresión y estrés. Los resultados factoriales respaldaron modelos unidimensionales y bifactoriales tras analizar el comportamiento diferencial de algunos ítems. Asimismo, se identificaron implicaciones culturales relevantes en la normalización del consumo de alcohol y otras conductas de riesgo en el contexto deportivo, lo que podría influir en la respuesta a determinados reactivos. En conjunto, los hallazgos respaldan la utilidad del SMHAT-1 como herramienta de cribado psicológico en contextos deportivos latinoamericanos y subrayan la importancia de adaptar instrumentos de evaluación al entorno sociocultural específico de los deportistas.

Palabras Clave: : salud mental, psicometría, evaluación deportiva, alto rendimiento, factores culturales.

Abstract

The present study aimed to validate the first part of the Sport Mental Health Assessment Tool 1 (SMHAT-1) in a sample of elite Chilean soccer players, examining its psychometric properties and potential cultural influences on item interpretation. An instrumental longitudinal design with test-retest assessment across two competitive phases was implemented. Exploratory and confirmatory factor analyses were conducted to evaluate factorial structure, demonstrating adequate internal consistency and temporal stability. Concurrent validity was assessed through correlations with the DASS-21, revealing significant associations with measures of anxiety, depression, and stress. Factorial findings supported both unidimensional and bifactorial models after examining differential item performance. Cultural considerations emerged particularly in items related to alcohol consumption and extra-sport risk behaviors, which may reflect normative social practices within the sporting environment. Overall, findings support the SMHAT-1 as a useful psychological screening tool in Latin American elite sport contexts and highlight the necessity of culturally sensitive adaptations when applying standardized mental health assessments in athlete populations.

Keywords: mental health, psychometrics, sports assessment, high performance, cultural factors.

Introducción

La salud mental de los deportistas ha ganado relevancia en la investigación científica y en la práctica clínica, especialmente en disciplinas de alta exigencia como el fútbol profesional. Este contexto, caracterizado por demandas competitivas, presión mediática y alta exposición al escrutinio social, puede contribuir a un aumento en los riesgos asociados a trastornos mentales (Reardon et al., 2019; Rice et al., 2016). En respuesta a estas necesidades, el Comité Olímpico Internacional (COI) desarrolló el Sport Mental Health Assessment Tool (SMHAT-1), un instrumento estandarizado que busca evaluar, identificar y prevenir problemas de salud mental en atletas de diversas disciplinas (Gouttebarga et al., 2021).

En Chile, la investigación sobre la salud mental en deportistas ha sido limitada, y los esfuerzos para adaptar herramientas internacionales como el SMHAT-1 son aún escasos. La psicología del deporte en Latinoamérica presenta una falta histórica de producción científica en el área (Fiorese et al., 2020), patrón que persiste en el contexto chileno actual, donde el desarrollo de investigaciones aplicadas y estandarizaciones y baremaciones de pruebas psicológicas para la población local sigue siendo insuficiente (Esturillo & Cerón, 2014; Martínez-Romero et al., 2016), lo que obliga a recurrir a herramientas internacionales que no representan las particularidades de los chilenos (Montes et al., 2024). Este vacío representa una oportunidad para explorar la aplicabilidad del SMHAT-1 y fortalecer la intervención psicológica en deportistas de élite. En este sentido, el presente estudio busca validar la primera parte de este instrumento en una muestra de futbolistas profesionales chilenos, estableciendo su consistencia interna, validez de constructo y validez predictiva.

El desarrollo de herramientas estandarizadas para la evaluación de la salud mental en atletas ha avanzado significativamente en los últimos años. El SMHAT-1 y su herramienta complementaria de reconocimiento (SMHRT-1) han mostrado ser útiles para identificar riesgos de ansiedad, depresión y otros trastornos en deportistas de élite (Gouttebarga et al., 2021). El SMHAT-1 utiliza como instrumento de triage el Athlete Psychological Strain Questionnaire (APSQ), diseñado específicamente para el contexto deportivo y validado en deportistas de élite (Anderson et al., 2023). El APSQ evalúa de manera integral la salud mental del deportista a través del malestar psicológico en diferentes dimensiones del funcionamiento: autorregulación, preocupación por el rendimiento y afrontamiento externo (Rice et al., 2020).

En estudios previos, se ha reportado que la validez de constructo del APSQ es consistente con factores asociados al bienestar psicológico general (Dragoiu et al., 2026a) y al rendimiento deportivo (Rice et al., 2020). Además, su validez concurrente ha sido respaldada mediante su correlación con instrumentos como el Depression, Anxiety and Stress Scale (DASS-21; Lima et al., 2022; Vaughan et al., 2020), utilizado ampliamente en evaluaciones de salud mental (Lovibond & Lovibond, 1995).

El objetivo de esta investigación, por tanto, ha sido validar la primera parte del SMHAT-1, correspondiente al APSQ, en una muestra de futbolistas chilenos de alto rendimiento, considerando tanto su estructura psicométrica como posibles particularidades culturales en la interpretación de sus ítems.

Método

Diseño de investigación

El presente estudio corresponde a un diseño instrumental de validación psicométrica con evaluación test-retest, siguiendo las recomendaciones de Ato et al. (2013). Se establecieron dos momentos de medición separados por un período de competición deportiva, con el fin de evaluar la estabilidad temporal del instrumento.

Muestra

La muestra consistió en 102 futbolistas jóvenes de las categorías sub-16, sub-18, proyección y plantel femenino de un equipo profesional chileno de alto rendimiento. Los participantes fueron evaluados en dos momentos: antes de la temporada competitiva y durante el desarrollo de la competición. El cálculo del tamaño de la muestra se realizó considerando un poder estadístico de 0,80, un nivel de significancia de 0,05 y un tamaño del efecto mediano ($r = 0,30$) para los análisis de correlación, resultando en un tamaño mínimo de 84 participantes. La muestra fue seleccionada mediante muestreo por conveniencia, incluyendo a todos los deportistas disponibles que cumplieran con los criterios de inclusión.

Instrumentos

El instrumento evaluado fue la primera parte del Sport Mental Health Assessment Tool (SMHAT-1), diseñado por el Comité Olímpico Internacional para evaluar aspectos clave de la salud mental en deportistas. Esta sección, conocida como el Athlete Psychological Strain Questionnaire (APSQ; Rice et al., 2020), incluye 10 ítems que evalúan síntomas generales de estrés, ansiedad y depresión, con respuestas en formato Likert (1=nunca a 5=siempre).

Adicionalmente, se utilizó el Depression, Anxiety, and Stress Scale (DASS-21; Lovibond & Lovibond, 1995) como medida concurrente, ampliamente validada en contextos deportivos.

Procedimiento

El SMHAT-1 fue administrado en dos fases: primero en la pretemporada para realizar la evaluación inicial, y posteriormente dentro de la competición para evaluar la estabilidad temporal (test-retest). El DASS-21 se aplicó en paralelo a la segunda fase para analizar la validez concurrente del SMHAT-1. Los datos se recolectaron de manera presencial en instalaciones controladas dentro del club.

Consideraciones éticas

El estudio se llevó a cabo de acuerdo con los principios de la Declaración de Helsinki (World Medical Association [WMA], 2000) y los estándares éticos para la investigación en ciencias del deporte y el ejercicio (Harriss et al., 2019). Los participantes fueron informados sobre los objetivos del estudio y otorgaron su consentimiento informado para el uso de sus datos con fines de investigación. La información fue tratada de manera confidencial y anonimizada, resguardando la privacidad de los participantes en todas las etapas del estudio.

Análisis estadísticos

Los análisis incluyeron: (1) consistencia interna mediante alfa de Cronbach; (2) estabilidad temporal mediante correlaciones test-retest y coeficiente de correlación intraclass (ICC); (3) validez de constructo mediante análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC). El AFE se realizó sobre la primera medición, con el objetivo de explorar la estructura factorial del instrumento, mientras que el AFC se llevó a cabo utilizando la segunda medición, permitiendo evaluar el ajuste del modelo en una muestra independiente y evitando el solapamiento de información entre ambas fases analíticas; (4) validez concurrente mediante correlaciones con el DASS-21; y (5) validez predictiva mediante modelos de regresión lineal. Todos los análisis se realizaron utilizando el software R versión 4.3.0.

Cabe considerar que los índices de bondad de ajuste para el AFE se realizaron mediante el método de mínimos residuos, utilizando la función *fa()* del paquete *psych* (Revelle, 2024). Adicionalmente, se utilizaron los paquetes *lavaan* (Rosseel et al., 2012) y *corrplot* (Wei et al., 2010). La adecuación muestral fue evaluada mediante el índice KMO y la prueba de esfericidad de Bartlett. El número de factores se estimó mediante análisis paralelo y gráfico de sedimentación. Para el análisis factorial confirmatorio (AFC) se consideraron múltiples índices de ajuste. Siguiendo las recomendaciones de Hu y Bentler (1999), se consideraron indicadores de ajuste adecuados valores de Comparative Fit Index (CFI) y Tucker-Lewis Index (TLI) $\geq .90$, Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) $\leq .08$ y Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) $\leq .08$. Adicionalmente, se reportó la razón χ^2/gl , considerando valores inferiores a 3 como indicativos de un ajuste aceptable (Kline, 2016). La consistencia interna fue evaluada mediante alfa de Cronbach y coeficiente omega, considerando adecuados valores iguales o superiores a .70.

Resultados

Consistencia interna

La evaluación de la consistencia interna del SMHAT-1 mostró valores adecuados tanto en la primera como en la segunda aplicación. El alfa de Cronbach fue de $\alpha = 0,70$ en el test y $\alpha = 0,76$ en el retest, evidenciando una leve mejora en la segunda medición. Complementariamente, el coeficiente omega total alcanzó un valor de $\omega = 0,82$, respaldando una adecuada fiabilidad interna del instrumento. Ningún ítem incrementó sustancialmente los índices de consistencia tras su eliminación; sin embargo, los ítems 9 y 10 presentaron correlaciones más bajas con el constructo general.

Tabla 1

Consistencia interna: alfa de Cronbach para test y retest

Administración	Alfa de Cronbach (α)	Interpretación
Test	0,70	Consistencia aceptable
Retest	0,76	Consistencia buena

Nota. Valores de $\alpha > 0,70$ se consideran adecuados (Nunnally, 1978).

Estabilidad temporal

El análisis test-retest (Figura 1) mostró correlaciones entre $r = 0,01$ y $r = 0,52$, con una correlación moderada de $r = 0,49$ para el puntaje total. Los valores del coeficiente de correlación intraclase (ICC; Shrout & Fleiss, 1979) para un único evaluador (0,44–0,45) sugieren una consistencia moderada, mientras que para promedios de mediciones (0,61–0,62) indican una consistencia buena (Tabla 3), conforme a los criterios de interpretación propuestos por Koo y Li (2016).

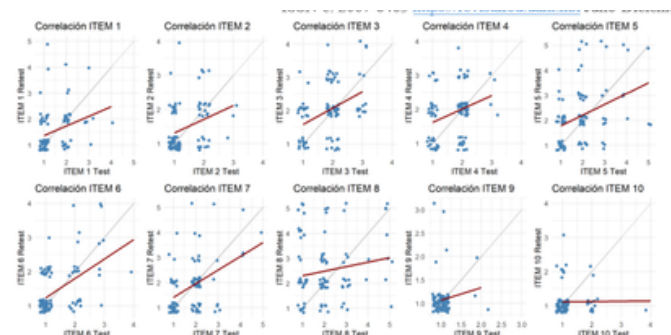


Figura 1

Matriz de correlaciones test-retest de los ítems del SMHAT-1

Nota. Coeficientes de correlación de Pearson obtenidos entre las puntuaciones de la evaluación inicial (test) y la segunda medición (retest) para cada uno de los ítems del SMHAT-1, evidenciando la estabilidad temporal de las respuestas en la muestra de futbolistas chilenos, salvo en los ítems 9 y 10.

Tabla 2

Correlaciones y significancias por ítem

Ítem	r	Valor p	IC 95% inf.	IC 95% sup.
ITEM1	0,311	0,0022	0,116	0,482
ITEM2	0,335	0,0009	0,143	0,503
ITEM3	0,419	0	0,238	0,572
ITEM4	0,308	0,0024	0,113	0,48
ITEM5	0,39	0,0001	0,205	0,549
ITEM6	0,518	0	0,353	0,651
ITEM7	0,442	0	0,264	0,591
ITEM8	0,17	0,099	-0,032	0,359
ITEM9	0,141	0,1725	-0,062	0,333
ITEM10	0,01	0,9249	-0,192	0,211

Tabla 3

Coeficiente de correlación intraclass

Tipo de ICC	Valor	IC 95%	F	df1	df2	p
ICC1	0,44	[0,26, 0,59]	2,6	101	102	<0,001
ICC2	0,45	[0,27, 0,60]	2,6	101	102	<0,001
ICC3	0,45	[0,27, 0,60]	2,6	101	101	<0,001
ICC1k	0,61	[0,42, 0,74]	2,6	101	102	<0,001
ICC2k	0,62	[0,43, 0,75]	2,6	101	102	<0,001
ICC3k	0,62	[0,43, 0,75]	2,6	101	101	<0,001

Nota. ICC = coeficiente de correlación intraclass; IC = intervalo de confianza; k = promedio de mediciones.

Validez de constructo

Los análisis factoriales exploratorios (Figura 2) mostraron índices KMO de 0,71 (test) y 0,75 (retest), indicando una adecuada adecuación muestral. Asimismo, las pruebas de esfericidad de Bartlett fueron significativas ($\chi^2(45) = 240,43$, $p < 0,001$), respaldando la factibilidad del análisis factorial. El AFE realizado mediante mínimos residuos y rotación oblimin mostró adecuados índices globales de ajuste (RMSR = 0,04; TLI = 0,937; RMSEA = 0,05), sugiriendo una estructura factorial interpretable. Los modelos de uno, dos y tres factores explicaron entre un 23% y un 44% de la varianza total. El primer factor agrupó consistentemente los ítems relacionados con preocupaciones de rendimiento ("Performance Concerns"), mientras que los ítems 9 y 10 mostraron contribuciones marginales en el test, pero definieron una posible dimensión adicional en el retest.

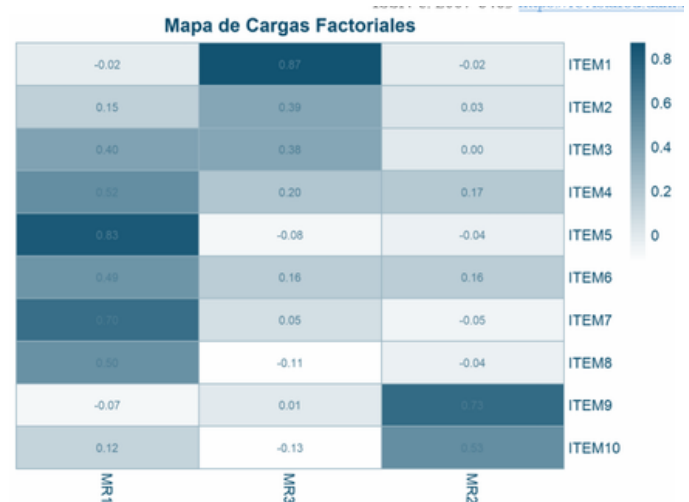


Figura 2

Mapa de calor de las cargas factoriales del SMHAT-1

Los análisis factoriales confirmatorios (CFA) respaldaron tanto el modelo unifactorial propuesto (Figuras 3 y 5), mostrando índices de ajuste adecuados ($\chi^2/\text{gl} = 1,89$, CFI = 0,907, TLI = 0,869, RMSEA = 0,093 y SRMR = 0,070), como el bifactorial ($\chi^2/\text{gl} = 1,53$, CFI = 0,947, TLI = 0,922, RMSEA = 0,072 y SRMR = 0,059). Estos resultados sugieren un ajuste adecuado del modelo, considerando especialmente la consistencia observada entre los distintos índices de ajuste. Los ítems 9 y 10 fueron excluidos debido a su baja contribución factorial y comportamiento inconsistente entre aplicaciones.

Nota. El mapa de calor ilustra la magnitud de las cargas factoriales de cada ítem sobre los factores identificados en el análisis factorial, permitiendo visualizar la agrupación y consistencia de los ítems en las dimensiones teóricas del instrumento. MR=Factor

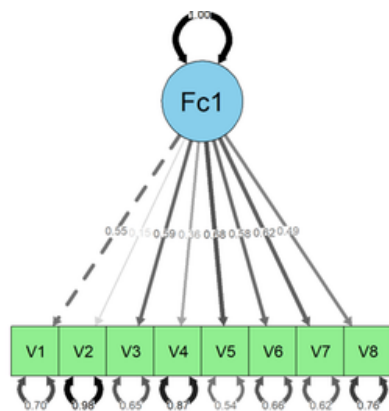


Figura 3

Modelo de análisis factorial confirmatorio unifactorial en la medición test del SMHAT-1

Nota. Diagrama del modelo de AFC ajustado a un solo factor en la medición test, con las cargas factoriales estandarizadas de cada ítem y los índices de ajuste del modelo en la muestra evaluada. Los ítems V5 (0,68) y V7 (0,62) presentaron las asociaciones más fuertes con el factor latente, mientras que V2 (0,15) mostró la carga más baja dentro del modelo.

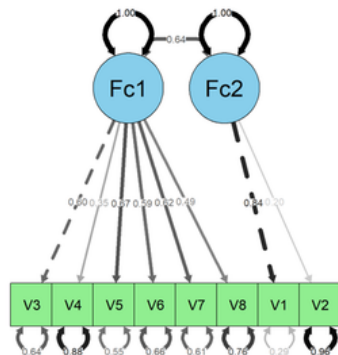


Figura 4

Modelo de análisis factorial confirmatorio bifactorial en la medición test del SMHAT-1

Nota. Representación gráfica del modelo de AFC con dos factores para la medición test, donde se visualizan las cargas de los ítems y la correlación entre factores, junto con los parámetros de ajuste del modelo. En el modelo bifactorial aplicado a la medición test, los ítems V5 (0,67) y V7 (0,62) presentaron las cargas más altas sobre el primer factor, mientras que V1 (0,84) fue el más alto sobre el segundo factor. V4 (0,35) mostró la asociación más débil sobre el primer factor y V2 (0,20) sobre el segundo. La correlación observada entre factores sugiere una relación moderada entre ambas dimensiones latentes.

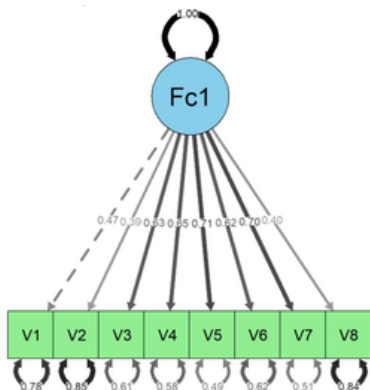


Figura 5

Modelo de análisis factorial confirmatorio unifactorial en la medición retest del SMHAT-1

Nota. Diagrama del modelo de AFC ajustado a un factor en la medición retest, con las cargas factoriales estandarizadas de cada ítem y los índices globales de ajuste. En el modelo unifactorial correspondiente al retest, los ítems V4 (0,65), V5 (0,71), y V7 (0,70) presentaron las cargas factoriales más elevadas, evidenciando una contribución consistente al factor general. En contraste, V2 (0,39) mostró una carga factorial comparativamente menor.

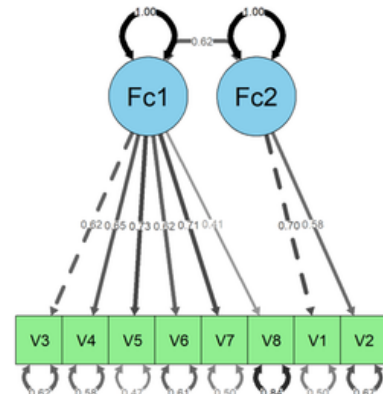


Figura 6

Modelo de análisis factorial confirmatorio bifactorial en la medición retest del SMHAT-1

Nota. Modelo de AFC de dos factores en la medición retest, mostrando las cargas de los ítems sobre cada factor, la relación entre factores y los índices de ajuste correspondientes. En el modelo bifactorial del retest, los ítems V4 (0,65), V5 (0,73) y V7 (0,71) mostraron las asociaciones más fuertes con el primer factor, mientras que V8 (0,41) presentó la carga factorial más baja. V1 (0,70) y V2 (0,58) se agruparon principalmente en el segundo factor. La correlación entre factores fue moderada, sugiriendo dimensiones parcialmente relacionadas.

Validez concurrente y predictiva

Las correlaciones entre el SMHAT-1 y las subescalas del DASS-21 fueron positivas y estadísticamente significativas, observándose asociaciones con ansiedad ($r = 0,40$, $p < 0,001$), depresión ($r = 0,43$, $p < 0,001$) y estrés ($r = 0,45$, $p < 0,001$). Asimismo, el puntaje total del DASS-21 mostró una correlación moderada con el SMHAT-1 ($r = 0,46$, $p < 0,001$), respaldando la validez concurrente del instrumento (Figura 7).

Los intervalos de confianza al 95% oscilaron entre [0,22, 0,56] para ansiedad, [0,25, 0,58] para depresión y [0,27, 0,59] para estrés. Los patrones de correlación observados sugieren diferenciación parcial entre constructos relacionados. Las correlaciones test-retest por ítem y sus niveles de significancia se presentan en la Tabla 2. Finalmente, el modelo de regresión lineal mostró una relación inversa significativa entre el puntaje total del SMHAT-1 y los minutos jugados ($\beta = -62,58$, $t = -3,43$, $p = 0,001$). El modelo fue estadísticamente significativo, $F(1,43) = 11,74$, con un error estándar residual de 411,9 y un $R^2 = 0,214$, explicando aproximadamente un 21,4% de la varianza en los minutos jugados (Figura 8).

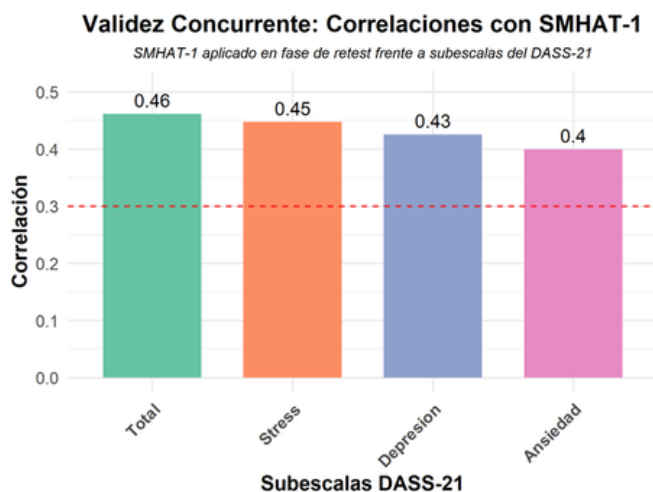


Figura 7
Correlaciones entre las puntuaciones del SMHAT-1 y las subescalas del DASS-21

Nota. Gráfico de dispersión y matriz de correlación que evidencia la relación entre las puntuaciones del SMHAT-1 y las subescalas de ansiedad, depresión y estrés del DASS-21, validando la convergencia entre ambos instrumentos en la muestra estudiada.

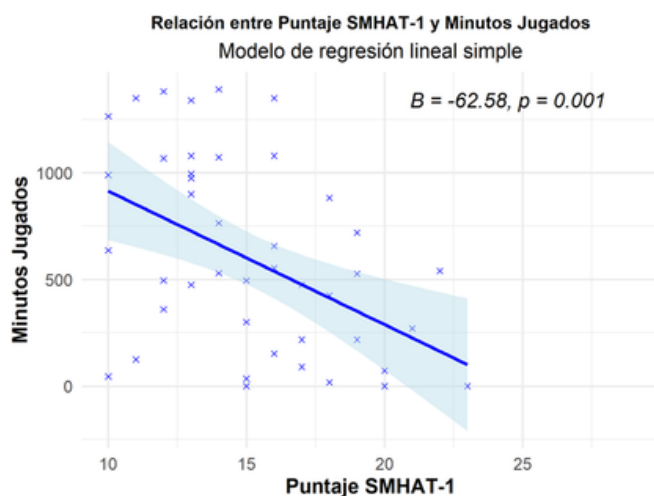


Figura 8

Relación multivariante entre el puntaje total del SMHAT-1, el VO_2 relativo y los minutos jugados

Nota. Los futbolistas incluidos en el estudio presentaron un promedio de 573,83 minutos jugados durante la temporada ($DE = 457,55$), con una mediana de 527 minutos y valores entre 0 y 1392 minutos de participación competitiva. Diagrama que ilustra el efecto conjunto del puntaje del SMHAT-1 y el consumo relativo de VO_2 sobre los minutos jugados, evidenciando la asociación entre la salud mental, la capacidad física y el tiempo de participación en competición.

Discusión

El presente estudio aporta evidencia preliminar sobre las propiedades psicométricas del SMHAT-1 en una muestra de futbolistas chilenos de alto rendimiento. Los análisis factoriales exploratorios y confirmatorios mostraron una estructura interpretable y globalmente adecuada, especialmente en el modelo unifactorial excluyendo los ítems 9 y 10, los cuales presentaron limitaciones en su contribución al constructo general (Sore et al., 2024). Estos hallazgos son consistentes con estudios previos que han identificado limitaciones similares en estos ítems específicos, sugiriendo la necesidad de una adaptación cultural más profunda (Dragoiu et al., 2026a).

La estabilidad temporal y la consistencia interna del SMHAT-1, evaluadas a través de correlaciones test-retest, alfa de Cronbach y coeficiente omega, refuerzan su utilidad como herramienta para el monitoreo de la salud mental en atletas (Sore et al., 2024). Los valores obtenidos ($\alpha = 0,70$ en test y $\alpha = 0,76$ en retest; $\omega = 0,82$) son comparables con los reportados en estudios internacionales, aunque ligeramente inferiores a los encontrados en poblaciones europeas ($\alpha = 0,84$; Dragoiu et al., 2026b) y norteamericanas ($\alpha = 0,84$; Mountjoy et al., 2023), lo que podría atribuirse a diferencias culturales en la interpretación de los ítems (Richter, 2024).

Esta variabilidad refuerza la importancia de realizar adaptaciones culturales específicas de instrumentos psicométricos, especialmente cuando se evalúan constructos complejos como la salud mental en contextos deportivos diversos.

En cuanto a la validez concurrente, las correlaciones entre el SMHAT-1 y las subescalas del DASS-21 evidenciaron asociaciones positivas y estadísticamente significativas con ansiedad, depresión y estrés, respaldando la convergencia del instrumento con medidas validadas de malestar psicológico (Saifi et al., 2024). Las correlaciones observadas ($r = 0,40$ a $r = 0,46$) fueron moderadas, lo que resulta coherente considerando que ambos instrumentos evalúan constructos relacionados, aunque no idénticos. Estos resultados sugieren que el SMHAT-1 logra captar aspectos específicos del malestar psicológico en deportistas, manteniendo coherencia con investigaciones previas que han respaldado su utilidad como herramienta inicial de cribado en atletas de alto rendimiento (Waleriańczyk et al., 2024). Asimismo, se exploró la validez predictiva del SMHAT-1 en relación con el tiempo de participación competitiva. La relación inversa entre las puntuaciones del instrumento y los minutos jugados ($\beta = -62,58$, $t = -3,43$, $p = 0,001$) muestra que mayores niveles de malestar psicológico se asocian con menor tiempo de participación. El modelo fue estadísticamente significativo, $F(1,43) = 11,74$, con un $R^2 = 0,214$, explicando aproximadamente un 21,4% de la varianza en los minutos jugados. Estos resultados respaldan la utilidad clínica del instrumento para detectar deportistas potencialmente en riesgo de afectación competitiva (Waleriańczyk et al., 2024). No obstante, esta asociación no implica causalidad y debe interpretarse dentro de un marco multifactorial, donde variables como la salud mental, las cargas físicas, las lesiones y las dinámicas grupales interactúan de manera compleja sobre el rendimiento deportivo (Simonti et al., 2025).

Además del modelo unifactorial, los análisis factoriales confirmatorios mostraron que una solución bifactorial presentó índices de ajuste comparables. En ambos momentos de medición, los ítems V3 a V8 tendieron a agruparse en un primer factor, mientras que los ítems V1 y V2 conformaron un segundo factor diferenciado. La correlación moderada observada entre ambos factores sugiere que representan dimensiones relacionadas, aunque no completamente equivalentes. Estos resultados podrían indicar la presencia de subcomponentes específicos dentro del constructo evaluado por el SMHAT-1, particularmente entre indicadores asociados al malestar psicológico general y aquellos vinculados a preocupaciones personales o de rendimiento. Sin embargo, dado el reducido número de ítems que conformaron el segundo factor y el tamaño de la muestra, estos hallazgos deben interpretarse con cautela y requieren confirmación en estudios futuros.

Aunque los ítems 9 y 10 presentaron limitaciones psicométricas en nuestra muestra, su contenido podría reflejar dimensiones socioculturales relevantes dentro del contexto deportivo latinoamericano. En particular, el ítem relacionado con el consumo de alcohol y sustancias ("necesitaba alcohol u otras sustancias para relajarme") podría verse influido por patrones culturales de socialización y normalización del consumo en determinados contextos deportivos masculinos (Simonti et al., 2025). Del mismo modo, el ítem referido a conductas de riesgo extradeportivas podría estar condicionado por factores asociados a presión competitiva, deseabilidad social y construcción de identidad en atletas jóvenes.

En este sentido, los resultados observados sugieren la necesidad de futuras investigaciones con muestras más amplias y diversas que permitan evaluar con mayor precisión el comportamiento psicométrico y la pertinencia cultural de estos ítems en poblaciones deportivas latinoamericanas.

La estructura factorial observada en la muestra chilena mostró algunas similitudes y diferencias respecto a la propuesta original del SMHAT-1. La estructura factorial observada mostró evidencia tanto para una solución unifactorial como para una solución bifactorial. Mientras la solución unifactorial presentó un ajuste globalmente adecuado y una interpretación más parsimoniosa, el modelo bifactorial sugirió una diferenciación entre los ítems V3-V8 y los ítems V1-V2, patrón que se replicó en el test y el retest. Aunque esta diferenciación podría reflejar matices conceptuales dentro del constructo evaluado, será necesario replicar estos hallazgos en muestras independientes para determinar su estabilidad y relevancia teórica.

Aplicaciones prácticas

Para psicólogos deportivos. El SMHAT-1 podría integrarse en protocolos de evaluación inicial y seguimiento periódico de deportistas, permitiendo identificar tempranamente indicadores de malestar psicológico y facilitando la derivación oportuna cuando sea necesario. Sus distintas dimensiones pueden aportar información complementaria para la planificación de estrategias de apoyo psicológico en contextos deportivos.

Para entrenadores y cuerpos técnicos. La implementación del SMHAT-1 podría aportar información complementaria sobre el bienestar psicológico de los deportistas, favoreciendo una comprensión más integral de variables potencialmente asociadas al rendimiento, la adherencia al entrenamiento y la recuperación. Asimismo, el instrumento podría facilitar la comunicación interdisciplinaria entre cuerpos técnicos y profesionales de salud mental.

Para gestores deportivos.

El SMHAT-1 podría constituir una herramienta útil para monitorear indicadores generales de bienestar psicológico en organizaciones deportivas y orientar el desarrollo de programas de apoyo en salud mental dentro de contextos competitivos.

Para docentes e investigadores. El SMHAT-1 adaptado y evaluado preliminarmente en población chilena proporciona una herramienta potencialmente útil para futuras investigaciones sobre salud mental deportiva en contextos latinoamericanos.

Poblaciones y contextos de aplicación. El SMHAT-1 podría resultar particularmente útil en deportistas jóvenes de alto rendimiento y en contextos deportivos con alta presión competitiva, especialmente en deportes colectivos. Su aplicación podría ser relevante en clubes profesionales, centros de alto rendimiento y programas de formación deportiva, considerando siempre la necesidad de resguardar la confidencialidad, el acompañamiento profesional y la interpretación contextualizada de los resultados.

Limitaciones y futuras líneas de investigación

Este estudio se centró en una muestra específica de futbolistas chilenos, lo que limita la generalización de los hallazgos a otras disciplinas deportivas o contextos culturales (Richter, 2024). La relativa homogeneidad de la muestra en términos de edad, nivel competitivo y contexto sociocultural restringe la aplicabilidad de los resultados a poblaciones más diversas. Asimismo, el análisis factorial confirmatorio fue realizado sobre una segunda medición de la misma cohorte y no sobre una muestra independiente, por lo que futuros estudios deberían replicar la estructura factorial observada en muestras externas más amplias y heterogéneas.

Otra limitación importante corresponde al carácter predominantemente transversal del estudio, lo que impide establecer relaciones causales entre las variables examinadas. Si bien el análisis test-retest proporcionó información relevante sobre la estabilidad temporal del instrumento, realizado sobre dos momentos de medición de la misma muestra, no permite evaluar completamente la sensibilidad al cambio ni la capacidad del SMHAT-1 para detectar fluctuaciones longitudinales en la salud mental de los deportistas. Estudios longitudinales con múltiples puntos de seguimiento podrían contribuir a una comprensión más completa de su utilidad clínica y psicométrica.

Futuras investigaciones deberían considerar muestras más diversas en términos de sexo, disciplina deportiva y contexto cultural, así como continuar evaluando la estabilidad factorial y la pertinencia cultural de determinados ítems del instrumento en poblaciones latinoamericanas. Asimismo, sería relevante explorar la utilidad del SMHAT-1 como herramienta complementaria para el monitoreo del bienestar psicológico en contextos deportivos de alto rendimiento (Moore et al., 2025).

Conclusiones

El presente estudio aporta evidencia preliminar sobre las propiedades psicométricas del SMHAT-1 en una muestra de futbolistas chilenos de alto rendimiento. Los resultados mostraron niveles adecuados de consistencia interna, estabilidad temporal y validez concurrente, respaldando su potencial utilidad como herramienta de evaluación inicial del bienestar psicológico en contextos deportivos latinoamericanos. Asimismo, los análisis factoriales sugirieron una estructura globalmente interpretable, aunque algunos ítems relacionados con consumo de sustancias y conductas de riesgo presentaron un comportamiento psicométrico menos consistente.

Estos hallazgos refuerzan la importancia de continuar evaluando y adaptando instrumentos psicométricos en función de las particularidades socioculturales de las poblaciones deportivas donde serán utilizados. En este sentido, el SMHAT-1 podría constituir una herramienta complementaria útil para la detección temprana de indicadores de malestar psicológico en deportistas, especialmente en contextos donde la salud mental continúa siendo un área emergente dentro del deporte de alto rendimiento (Reardon et al., 2019).

Agradecimientos

Los autores agradecen al Club Social y Deportivo Colo-Colo y a los deportistas que participaron voluntariamente en el estudio. Asimismo, reconocen el apoyo del equipo médico y técnico del fútbol profesional masculino, femenino y formativo de Colo-Colo, cuyo compromiso con los deportistas facilitó el desarrollo de esta investigación orientada a aportar al avance de la psicología del deporte en Chile.

Conflictos de intereses

Algunos autores mantienen vínculos profesionales con la institución donde se realizó la recolección de datos. No obstante, dichos vínculos no influyeron en el diseño del estudio, el análisis de los datos ni la interpretación de los resultados. Los autores declaran no presentar conflictos de interés financieros o personales relacionados con esta investigación.

Declaración de uso de inteligencia artificial

Durante la preparación del presente manuscrito se utilizó Claude (Anthropic, 2026) como apoyo editorial en tareas específicas y acotadas: revisión estilística y de redacción para optimizar la claridad expositiva y la coherencia narrativa del texto.

En ningún caso se empleó inteligencia artificial para la formulación del problema de investigación, el diseño metodológico, la recolección o el análisis estadístico de los datos, la interpretación de los resultados, ni la generación de contenido científico original. La construcción teórica, las decisiones analíticas y las conclusiones del estudio son responsabilidad exclusiva de los autores.

Todos los contenidos producidos o sugeridos con apoyo de esta herramienta fueron revisados, corregidos y validados críticamente por los autores, quienes asumen plena responsabilidad por la integridad, originalidad y precisión del manuscrito. Asimismo, se verificó manualmente la exactitud de las citas y referencias, así como la ausencia de sesgos, errores conceptuales y problemas de plagio.

Referencias

Anderson, T., Adams, W. M., Bartley, J. D., Brutus, A. L., Donaldson, A. T., & Finnoff, J. T. (2023). Analysis of the Sport Mental Health Assessment Tool 1 (SMHAT-1) in Team USA athletes. *British Journal of Sports Medicine*, 57(18), 1187–1194. <https://doi.org/10.1136/bjsports-2022-106495>

Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038–1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>

Dragoiu, T. S., Furtunescu, F. L., Caramoci, A., & Runswick, O. R. (2026a). International validity of the Athlete Psychological Strain Questionnaire (APSQ): A scoping review. *Diagnostics*, 16(3), 486. <https://doi.org/10.3390/diagnostics16030486>

Dragoiu, T. S., Furtunescu, F. L., Caramoci, A., Stancu-Smaranda, A. M., & Runswick, O. R. (2026b). Global athlete mental health screening: cross-cultural validity of the athlete psychological strain questionnaire. *Frontiers in Psychology*, 17, 1761749. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2026.1761749>

Esturillo, R. A. C., & Cerón, C. C. (2014). El devenir histórico de la Psicología del deporte en Chile: Inicios y Proyecciones. *Revista Liminales. Escritos sobre Psicología y Sociedad*, 3(05), 157–171.

Fiorese, L., Codonhato, R., Júnior, J. R. A. D. N., García-Más, A., & Vissoci, J. R. N. (2020). History and development of Sport Psychology in Latin America. *Int. J. Sport Psychol*, 51, 528–544.

Gouttebarger, V., Bindra, A., Blauwet, C., Campriani, N., Currie, A., Engebretsen, L., Hainline, B., Kroshus, E., McDuff, D., Mountjoy, M., Purcell, R., Putukian, M., Reardon, C. L., Rice, S. M., & Budgett, R. (2021). International Olympic Committee (IOC) Sport Mental Health Assessment Tool 1 (SMHAT-1) and Sport Mental Health Recognition Tool 1 (SMHRT-1): Towards better support of athletes' mental health. *British Journal of Sports Medicine*, 55(1), 30–37. <https://doi.org/10.1136/bjsports-2020-102411>

Harriss, D. J., MacSween, A., & Atkinson, G. (2019). Ethical standards in sport and exercise science research: 2020 update. *International Journal of Sports Medicine*, 40(13), 813–817. <https://doi.org/10.1055/a-1015-3123>

Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

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>

- Lima, Y., Öz, N. D., Denerel, N., Özkaya, Ö., Senişik, S., & Rice, S. (2022). Validity and reliability of the Turkish version of Athlete Psychological Strain Questionnaire (APSQ). *Spor Hekimliği Dergisi*, 57(3), 147–154. <https://doi.org/10.47447/tjsm.0637>
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335–343. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-U](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-U)
- Martínez-Romero, M., Molina, V. M., & Oriol-Granado, X. (2016). Desarrollo y validación del cuestionario de autoconfianza en competición CACD para deportes individuales y colectivos. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 16(2), 13–20.
- Montes, M., Williamson, M., Sandrock, E., & Fajardo, P. (2024). Salud mental y percepción de la Carrera Dual en estudiantes-deportistas de la Pontificia Universidad Católica de Chile. *Psicoterapia Integrativa*, 16, 126–142.
- Moore, E. M., Simmons, M. A., & Threatt, J. (2025). Mental health challenges and substance use in student-athletes: Prevalence and impact. *Frontiers in Sports and Active Living*, 7, 1527793. <https://doi.org/10.3389/fspor.2025.1527793>
- Mountjoy, M., Edwards, C., Cheung, C. P., Burr, J., & Gouttebarger, V. (2023). Implementation of the International Olympic Committee Sport Mental Health Assessment Tool 1: Screening for Mental Health Symptoms in a Canadian Multisport University Program. *Clinical Journal of Sport Medicine*, 33(1), 5–12. <https://doi.org/10.1097/JSM.0000000000001077>
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2nd ed.). McGraw-Hill.
- Reardon, C. L., Hainline, B., Aron, C. M., Baron, D., Baum, A. L., Bindra, A., Budgett, R., Campriani, N., Castaldelli-Maia, J. M., Currie, A., Derevensky, J. L., Glick, I. D., Gorczynski, P., Gouttebarger, V., Grandner, M. A., Han, D. H., McDuff, D., Mountjoy, M., Polat, A., Purcell, R., Putukian, M., Rice, S., Sills, A., Stull, T., Swartz, L., Zhu, L. J., & Engebretsen, L. (2019). Mental health in elite athletes: International Olympic Committee consensus statement (2019). *British Journal of Sports Medicine*, 53(11), 667–699. <https://doi.org/10.1136/bjsports-2019-100715>
- Revelle, W. (2024). *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research*. Northwestern University, Evanston. R package version 2.4.1.
- Rice, S. M., Parker, A. G., Mawren, D., Clifton, P., Harcourt, P., Lloyd, M., Kountouris, A., Smith, B., McGorry, P. D., & Purcell, R. (2020). Preliminary psychometric validation of a brief screening tool for athlete mental health among male elite athletes: The Athlete Psychological Strain Questionnaire. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 18(6), 850–865. <https://doi.org/10.1080/1612197X.2019.1611900>
- Rice, S. M., Purcell, R., De Silva, S., Mawren, D., McGorry, P. D., & Parker, A. G. (2016). The mental health of elite athletes: A narrative systematic review. *Sports Medicine*, 46(9), 1333–1353. <https://doi.org/10.1007/s40279-016-0492-2>
- Richter, C. (2024). Mental health: Implementation of the SMHAT-1 tool to screen for mental health concerns among collegiate athletes attending a Midwestern university. *Journal of Clinical Sport Psychology*, 18(1), 78–96.
- Rosseel, Y., Jorgensen T. D., De Wilde, L., Oberski, D., Byrnes, J., Vanbrabant, L., Savalei, V., Merkle, E., Hallquit, M., Rhemtulla, M., Karsikatsou, M., Barendse, M., Rockwood, N., Scharf, F., Du, H., Jamil, H., & Classe, F. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of statistical software*, 48, 1–36.

Saifi, A., Khanna, G. L., & Kalpana, K. (2024). Risk for low energy availability, disordered eating and sleep disturbance among female football players. *Physical Activity and Nutrition*, 28(1), 22–29.

Shrout, P. E., & Fleiss, J. L. (1979). Intraclass correlations: Uses in assessing rater reliability. *Psychological Bulletin*, 86(2), 420–428. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.86.2.420>

Simonti, G., Kamphoff, C., McAlarnen, M., Kratimenos, P., & Quartiroli, A. (2025). Cultural attitudes toward sport psychology: Insights from Italian athletes and coaches. *Frontiers in Psychology*, 16, 1630005. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1630005>

Sore, K., Franic, F., Androja, L., Batarelo Kokic, I., Marčinko, D., Drmic, S., Markser, Z. V., & Franic, T. (2024). Translation, cross-cultural adaptation, and validation of the Croatian version of the Athlete Psychological Strain Questionnaire (APSQ). *Sports*, 12(8), 228. <https://doi.org/10.3390/sports12080228>

Vaughan, R. S., Edwards, E. J., & MacIntyre, T. E. (2020). Mental Health Measurement in a Post Covid-19 World: Psychometric Properties and Invariance of the DASS-21 in Athletes and Non-athletes. *Frontiers in psychology*, 11, 590559. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.590559>

Waleriańczyk, W., Krzywański, J., Gorgol, J., Konopka, K., Kuśmierczyk, A., Lisek, G., Maleszka, P., Sławińska, M., Surąła, O., Więclaw, G., Wójcik, K., & Krysztofiak, H. (2024). Diagnostic effectiveness of the Sport Mental Health Assessment Tool 1 supplemented with a brief clinical intake interview in a cohort of Polish elite Olympic athletes. *British Journal of Sports Medicine*, 59(1), 56–63. <https://doi.org/10.1136/bjsports-2024-108919>

Wei, T., Simko, V., Levy, M., Yihui, X., Jin, Y., Zemla, J., Freidank, M., Cai, J., & Protivinsky, T. (2010). *corrplot: Visualization of a correlation matrix*. CRAN: Contributed Packages.

World Medical Association. (2000). *Declaration of Helsinki: Ethical principles for medical research involving human subjects*. WMA.