

Cita: Okumura-Clark, A., Ospina-Valencia, S., Traverso-Madrid, O. y Prieto-Molinari, D. (2024). Primera versión en español de la Escala de Fanatismo en el Deporte: Análisis psicométrico en adultos peruanos. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 24(3), 162-181

Primera versión en español de la Escala de Fanatismo en el Deporte: Análisis psicométrico en adultos peruanos

First Spanish Version of the Sport Fanaticism Scale: Psychometric Analysis in Peruvian Adults

Primeira versão em espanhol da Escala de Fanatismo Esportivo: Análise Psicométrica em Adultos Peruanos

Okumura-Clark, Alvaro¹, Ospina-Valencia, Sissy², Traverso-Madrid, Orianna³, Prieto-Molinari, Diego⁴

¹Universidad de Lima, Lima, Perú; ²Universidad de Lima, Lima, Perú; ³Universidad de Lima, Lima, Perú; ⁴Universidad de Lima, Lima, Perú

RESUMEN

El fanatismo deportivo es un concepto poco estudiado, por lo que instrumentos que evalúen esta variable son relativamente escasos. El presente trabajo buscó obtener las propiedades psicométricas de la primera versión en español de la Escala de Fanatismo en el Deporte (EFD) en adultos peruanos. Participaron 386 personas (M=29.1 años, DE=12.1). Evidencias de validez contenido se obtuvieron a través del juicio de expertos (Vpromedio = .84). El modelo jerárquico presentó mejores índices de ajuste para la EFD en comparación a un modelo unidimensional (RMSEA = .137; SRMR = .088; TLI = .939; CFI = .954). Validez convergente y divergente fueron determinadas a través de la asociación con variables relevantes ($r = -.296 - .446$; AVE = .692 - .779; CR = .783 - .907). Coeficientes de consistencia interna aceptables fueron obtenidos para factor general como dimensiones ($\omega = .67 - .92$). EFD es un instrumento que cumple con los estándares actuales psicométricos.

Palabras clave: Escala de Fanatismo en el Deporte, análisis psicométrico, adultos peruanos, validez, confiabilidad

ABSTRACT

Sports fanaticism is a non-highly studied concept, so instruments that evaluate this variable are relatively scarce. The current study aimed to obtain the psychometric properties of the first Spanish version of the Sports Fanaticism Scale (SFS) in Peruvian adults. 386 people participated (M=29.1 years, SD=12.1). Evidence of content validity was obtained through expert judgment (Vaverage = .84). The hierarchical model presented better fit indices for the EFD compared to a unidimensional model (RMSEA = .137; SRMR = .088; TLI = .939; CFI = .954). Convergent and divergent validity were determined through the association with relevant variables ($r = -.296 - .446$; AVE = .692 - .779; CR = .783 - .907). Coefficients of internal consistency acceptable were obtained for general factor as dimensions ($\omega = .67 - .92$). EFD is an instrument that meets current psychometric standards.

Correspondencia: **Alvaro Okumura-Clark**

Dirección Postal: Facultad de Psicología, Universidad de Lima, Av. Javier Prado
Estre 4600, Surco (Lima).
Email: aokumura@ulima.edu.pe

.779; CR = .783 - .907). Acceptable internal consistency coefficients were obtained for general factor as dimensions ($\omega = .67 - .92$). EFD is an instrument that meets current psychometric standards.

Keywords: Sports Fanaticism Scale, psychometric analysis, Peruvian adults, validity, reliability.

RESUMO

O fanatismo desportivo é um conceito pouco estudado, pelo que os instrumentos que avaliam esta variável são relativamente escassos. O presente trabalho procurou obter as propriedades psicométricas da primeira versão em espanhol da Escala de Fanatismo Esportivo (EFD) em adultos peruanos. Participaram 386 pessoas (M=29.1 anos, DP=12.1). As evidências de validade de conteúdo foram obtidas por meio de julgamento de especialistas (VMédia = 0.84). O modelo hierárquico apresentou melhores índices de ajuste para o EFD comparado a um modelo unidimensional (RMSEA = 0.137; SRMR = 0.088; TLI = 0.939; CFI = 0.954). As validades convergente e divergente foram determinadas através da associação com variáveis relevantes ($r = -0.296 - 0.446$; AVE = 0.692 - 0.779; CR = 0.783 - 0.907). Coeficientes de consistência interna aceitáveis foram obtidos para os fatores gerais como dimensões ($\omega = 0.67 - 0.92$). A EFD é um instrumento que atende aos padrões psicométricos atuais.

Palavras chave: Escala de Fanatismo Esportivo, análise psicométrica, adultos peruanos, validade, confiabilidade.

INTRODUCCIÓN

En la actualidad, el estudio de deporte se ha focalizado principalmente en la cultura física, lo cual usualmente viene asociado al rendimiento del deportista y cómo diversas variables impactan en este (Díaz-Milanes et al., 2024; Iglesias Suárez y Moral Jimenez, 2021; Urrea-Cuéllar y Londoño, 2022; Tannoubi et al., 2023). Si bien estos elementos son sumamente relevantes para el contexto deportivo, la conducta del espectador no ha sido estudiada con ese mismo énfasis. Bajo esas premisas, el fanatismo deportivo ha sido analizado desde otras perspectivas, entre ellos destaca el componente social, ya que se ha priorizado este fenómeno en espacios de marketing para incrementar las ganancias de empresas deportivas (Bousquet, 2010), siendo así relegado el factor psicológico en los marcos teóricos de referencia actuales.

A nivel mundial, se observa una alta prevalencia de fanáticos deportivos, sobre todo en prácticas específicas, como el fútbol. En ese sentido, según la *Fédération Internationale de Football Association* ([FIFA], 2018), el deporte con más seguidores mundialmente es el fútbol, presentando un alcance internacional hasta de 3 mil 500 millones de espectadores simultáneos, de acuerdo a los resultados de la Copa Mundial del 2018. A nivel peruano, la afiliación al fútbol ha aumentado de manera exponencial durante los últimos 20 años, identificándose que el 55% de la población peruana se autopercebe como fanática deportiva (IPSOS, 2017). Por otro lado, se ofrece una crítica bastante marcada en la cual no se identifican claramente instrumentos psicométricos que miden el constructo de fanatismo en el contexto peruano, ni su impacto a nivel social (IPSOS, 2017), lo cual se relaciona con análisis actuales sobre la gran necesidad de herramientas adaptadas en esta coyuntura (Espinoza et al., 2020). Frente a ello, el análisis psicométrico es un proceso fundamental, ya que los instrumentos son construidos teniendo en cuenta los aspectos del contexto y de la cultura en donde se originan. En caso de que estos deseen ser utilizados en otros espacios, se requiere de la psicometría para identificar si es que el uso puede ser equiparable entre culturas diferentes (Meneses, 2013; Muñiz, 2018). En otras palabras, el uso de instrumentos psicométricos sin que estos sean previamente adaptados y validados a un nuevo contexto pueden traer una serie de consecuencias, principalmente la interpretación de resultados sin una buena base metodológica previamente establecida (Fernández-Ballesteros, 2013; Robitzsch, 2023). Por ende, la adaptación de un test a otras lenguas y culturas maximiza la identificación de la calidad del instrumento y la posibilidad de su uso en contextos evaluativos y de investigación (Kline, 2020).

Primera versión Escala de Fanatismo en el Deporte peruanos

Un fanático se define como aquella persona o colectivo que muestra una tendencia a internalizar de forma excesiva creencias, ya sean ideológicas, religiosas, culturales, entre otras (Yilmaz, 2023). Según Sánchez (2003) y Yilmaz (2023), los fanáticos presentan disposiciones psicológicas, como la disociación (i.e. atención y selección a estímulos alineados a creencias personales y omisión a aquellas que la contradigan, generando falta de flexibilidad y empatía; Mobarki y Alzahrani, 2024), escisión (i.e. división extrema entre lo considerado “bueno y legítimo” y “adverso o enemigo”, lo que promueve a comportamientos de amenaza y violencia; Guzmán y Trujillo, 2018), racionalización (i.e. justificación de acciones agresivas hacia fanáticos de otros equipos), regresión (i.e. dimisión del pensamiento crítico, obediencia ciega o ciertos estados de sumisión a sus superiores), fantasía (i.e. percepción de la realidad solo desde una perspectiva e ignorancia de toda información que no se alinee con esa visión del mundo), idealización (i.e. mitificar y engrandecer a una persona, atribuyendo condiciones positivas) e identificación (i.e. accionar de compartir y aceptar ideas del grupo social normativo).

Hunt et al. (1999) definen a un fanático deportivo como aquella persona que es devota; es decir, que tiene un alto nivel de apego hacia un objeto relacionado al deporte, demostrando mucho entusiasmo en estos contextos. Son personas caracterizadas por presentar diferentes esquemas de pensamiento de valencia positiva (i.e. expectativas, creencias, percepciones), los cuales se desarrollan en base a una serie de recuerdos que el sujeto haya podido recopilar en función a experiencias a nivel deportivo. Debido a ello, se promueve un mayor entusiasmo, pasión por el deporte, vinculación institucional y formación de vínculos significativos con personas con los mismos intereses.

Luna (2013) establece una clara diferencia entre un fanático y un espectador. Mientras que un espectador es capaz de celebrar un gol de manera eufórica, de interiorizar y/o citar frases que su ídolo deportivo mencionó alguna vez en su vida; un fanático deportivo se acopla a un grupo con los mismos intereses e intercambia momentos, vivencias, experiencias, rutinas, entre otras; todas relacionadas al equipo o al ídolo de su preferencia. Estas personas no solo dedican tiempo, sino también dinero y energía para las actividades que se susciten (Bousquet, 2014). Además, demuestran una intensidad y lealtad desmesurada (Wann, 1995) hacia su club y a los colores de este (Zambaglione, 2008). A su vez, Carrión (2016) menciona que, cuando los fanáticos deportivos tienen la oportunidad de asistir al estadio, las graderías actúan como un espacio de afirmación colectivo; es decir, llevan bombos, letreros, banderas, entre otros. Con respecto a los cánticos, estos son empleados de diferentes maneras, ya sea para demostrar su apoyo a su equipo favorito o para someter y recordarle al equipo contrario una derrota.

Estos comportamientos han sido analizados bajo perspectivas teóricas en la psicología social y de los grupos. Se conceptualiza que la pertenencia a un determinado grupo puede llegar a afectar la identidad del individuo (Molero et al., 2017), ya que existe una preocupación de la percepción de parte del exogrupo. En el caso del fanático deportivo, si personas atacan o realizan comentarios negativos sobre su equipo favorito, este reaccionará de forma violenta, ya que quiere defender sus creencias, debido a que el grupo se ha fusionado a su identidad (Gómez, 2007). Es decir, este contexto fomenta la construcción de un "nosotros" frente a un "ellos" (Castro, 2015). Como consecuencia, se emplea la violencia como un medio para solucionar y canalizar sus comportamientos agresivos, por lo que se ha convertido en algo naturalizado y racionalizado (Guzmán y Trujillo, 2018). Estas conductas se utilizan como mecanismos para lidiar con los problemas estructurales en las sociedades, entre ellas las desigualdades sociales, la falta de cultura nacional, el estrés ambiental, entre otras (Agustín-Sierra y Aparicio-García, 2023; Gómez, 2007). Asimismo, cuando se suscitan estos actos de violencia, se genera destrucción y daños en el mobiliario urbano y/o del complejo deportivo, ya que cuando el equipo rival va como "visitante", son señalados como "invasores". Por lo cual, los fanáticos consideran que deben defender "su espacio" a como dé lugar. Por ello, se apropian de los alrededores del estadio e incluso dejan marcas (i.e. graffitis) como símbolo del dominio logrado (Carrión, 2016).

Dentro de este marco conceptual, se propuso el modelo teórico de Dwyer et al. (2016), el cual considera que el fanático deportivo presenta características centrales arraigadas, siendo estas la *instigación* (i.e. interacción social de carácter antagónico entre personas aficionadas de un equipo, versus personas de otros equipos), *interacción comprometida* (i.e. compromiso de asistencia de la audiencia a los eventos del equipo que apoya el aficionado), *impacto indirecto o vicario* (i.e. creencia que si un aficionado del deporte manifiesta comportamientos exteriorizados a favor del equipo, ellos influirán como consecuencia en los resultados que se obtengan) y

Okumura-Clark et al.

superstición (i.e. rituales de los fanáticos frente a eventos deportivos; Dwyer et al., 2016). Estos factores han sido previamente sustentados por diversas perspectivas de análisis mencionadas a continuación.

Duck y Sants (1983), explican que las relaciones surgen de una serie de interacciones cambiantes y fluctuantes, pero mantienen un estado de continuidad. Asimismo, afirman que las relaciones nacen de las propiedades de las interacciones, lo cual impacta en el nivel de frecuencia y manifestación contextual. Por otro lado, Fournier (1988) propone que existe una relación entre un fanático y una *brand*. En primer lugar, tienen una relación recíproca, ya que la ejecución de planes de marketing y tácticas cuentan como comportamientos pertinentes para generar esta interacción (p.ej. reuniones del equipo de marketing para administrar contenido en redes sociales). En segundo lugar, la relación proporciona significado en el ámbito social (i.e. modificación del estatus) y psicológico (i.e. identificación con un grupo social) de la vida del fanático. En tercer lugar, la relación es un fenómeno *multiplex*, ya que es sensible a variar y tomar distintas formas. Por último, la relación tiene una perspectiva dinámica, pues se basa en interacciones que evolucionan con el tiempo.

Thorne y Brunner (2006), mencionan una serie de características que definen a un fanático, como el compromiso interno (i.e. dedican recursos, energía y tiempo al área de su interés), deseo de implicación interna (i.e. anhelo de demostrar su compromiso con el área de su afición a través de determinados comportamientos), deseo de adquirir (i.e. comprar objetos materiales relacionados con el área de su interés), deseo de interacción social (i.e. optan por tener interacciones, ya sean cara a cara o por alguna red social, para discutir sobre el área de interés que tienen en común). Por otro lado, Chung et al. (2008) proponen que la cualidad que describe a un fanático es un fuerte apego emocional, en forma de lealtad y devoción, que va más allá de lo ordinario. Asociado a ello, están los altos niveles de entusiasmo e implicación duradera que presentan los fanáticos a lo largo del tiempo. Por último, mencionan los aspectos adictivos y obsesivos-compulsivos que controlan a los fanáticos para evitar consecuencias graves o negativas en sus vidas. En conclusión, el fanático llega a ser un consumidor leal a lo largo del tiempo, puesto que tiene un fuerte apego emocional con la marca.

Finalmente, según Eastman y Riggs (1994), a pesar de que los fanáticos no tienen manejo alguno en el *performance* de su equipo favorito en un evento deportivo, piensan que por realizar diferentes rituales supersticiosos (i.e. vestir ropa usada, ingerir cierto tipo de alimentos, realizar una secuencia de movimientos repetitivos) van a poder cambiar el resultado a su favor. Además, recurren a estos rituales porque existe una intolerancia a la incertidumbre de no saber si su equipo favorito va a ganar o perder. Por otro lado, los fanáticos consideran que si no realizan sus rituales y su equipo pierde, son ellos a los que se debe culpar.

El fanatismo deportivo como constructo ha sido un concepto relativamente reciente dentro del campo psicométrico. Instrumentos de medición en versiones en inglés sobre constructos relacionados han sido identificados. En primera instancia, la *Personal Fanaticism Scale* (Pentecost y Spence, 2009) es una propuesta basada en el modelo conceptual de Hunt et al. (1999) sobre el fanático deportivo, siendo este constructo denominado como fanship (i.e. interés sumamente significativo hacia algo o alguien). Coeficientes de consistencia interna aceptables ($\alpha = .89$) fueron identificados. A nivel de evidencias de validez, si bien se obtuvieron evidencias de validez discriminante, los análisis relacionados a la estructura interna del test no son totalmente especificados.

En segundo lugar, la *Celebrity Worship Scale* (McCutcheon et al., 2002) es un instrumento que pretende evaluar el grado de adoración a una persona denominada como celebridad favorita. Se obtuvieron propiedades psicométricas de acuerdo a los estándares actuales, ya que el escalamiento de un modelo Rasch determinó exitosamente la estructura interna unidimensional del test, además de coeficientes de consistencia aceptables ($\alpha = .71 - .96$). Se concluye que si bien se presentan propiedades psicométricas de validez y confiabilidad en este estudio, se requieren de mayor cantidad de estudios para determinar su funcionamiento en otros contextos, además que la propuesta está más relacionada a celebridades en espacios de entretenimiento y no necesariamente de carácter deportivo.

Finalmente, Kunkel et al. (2022) desarrollaron un instrumento de un sólo ítem con el objetivo de medir la *autopercepción en referencia al fanatismo hacia un deporte* con objetivos de estudio de mercado y conductas de consumo. Para determinar las evidencias de validez, correlaciones con otras variables sobre actitudes y comportamientos hacia el deporte fueron identificadas ($r = .499$ a $.765$). A nivel predictivo, la autopercepción de fanatismo deportivo era un factor que influía significativamente en la asistencia a juegos deportivos, el consumo

Primera versión Escala de Fanatismo en el Deporte peruanos

televisivo y la compra de productos deportivos. En lo que se refiere a confiabilidad, no se reporta un coeficiente de consistencia interna sobre el ítem. En conclusión, se han desarrollado varias alternativas para reparar las dificultades asociadas a la construcción de un test de un sólo ítem; sin embargo, existen ciertas críticas en referencia a este tipo de instrumentos, por factores asociados a la falta de representatividad del constructo a través de la medición mediante un solo reactivo (Burga, 2006).

En base a esta revisión, instrumentos que evalúen en español el constructo de fanatismo deportivo son necesarios. Dentro de las propuestas instrumentales actuales, la Escala de Fanatismo en el Deporte (EFD; *Sport Fanaticism Scale*, Dwyer et al., 2016) es una herramienta que considera teorías de base fundamentales previamente descritas, entre ellas el modelo de relación entre el individuo-marca (Fournier, 1998; i.e. la asociación entre el fanatismo del individuo y el hecho de identificarse con una “marca” institucional, lo cual promueve la manifestación de los patrones de compromiso hacia el equipo) y la conceptualización de un fanático deportivo (Hunt et al., 1999; i.e. la presencia de características centrales que describen al fanático, como pasión y apego constante y profundo hacia el equipo). A través de estudios cualitativos mediante grupos focales, se determinaron cuatro factores fundamentales que estructuran a este constructo previamente referidos. A través de un análisis factorial exploratorio, se determinó inicialmente la estructura esperada de cuatro factores (instigación interacción comprometida, impacto indirecto/vicario y superstición), la cual explicaba el 65.58% de la varianza, además de coeficientes de Alfa de Cronbach adecuados ($\alpha = .767 - .801$). En un siguiente estudio, se probó la estructura factorial mediante un análisis factorial confirmatorio con buenos índices de ajuste ($\chi^2(46) = 88.297$, $p < .001$; CFI=.937; TLI=.937; RMSEA=.059) y coeficientes de confiabilidad dentro de lo esperado ($\alpha = .783 - .833$).

Frente a ello, el objetivo del presente estudio consistió en adaptar y conocer las propiedades psicométricas de la primera versión en español de la Escala de Fanatismo en el Deporte en adultos peruanos. De manera específica, se buscó obtener evidencias de validez vinculadas al contenido, estructura interna (análisis factorial confirmatorio) y relacionadas a otras variables (validez convergente y divergente) a través de la aplicación de cuestionarios complementarios, además de estimar coeficientes de consistencia interna (alfa de Cronbach y omega).

MATERIAL Y MÉTODOS

Diseño

Según la clasificación propuesta por Ato et al. (2013), el presente trabajo sería una investigación instrumental, ya que se buscó el análisis psicométrico de la herramienta de medición, con el objetivo de identificar el funcionamiento y los componentes técnicos-metodológicos de un test en un nuevo contexto y siguiendo los estándares actuales para la adaptación y construcción de pruebas psicológicas (AERA et al., 2014; ITC, 2017).

Participantes

La muestra estuvo conformada por 386 participantes (48.4% hombres, 51.6% mujeres), cuyas edades oscilaron entre 18 a 73 años ($M=29.1$, $DS=12.1$). Se podría describir a esta muestra como mayoritariamente personas solteras (51.8%), con estudios universitarios completos (35.5%) y no presentar atención psicológica y/o psiquiátrica durante el último año de la recolección de los datos (87.6%).

Los criterios de inclusión considerados fueron (a) ser de nacionalidad peruana; (b) vivir en Lima Metropolitana (capital de Perú), y (c) tener de 18 años a más. Como único criterio de exclusión se consideró un grado de instrucción menor a secundaria completa, debido a las exigencias cognitivas de algunos de los tests.

Para este estudio, el tamaño de la muestra fue determinado considerando el supuesto de Nunnally (1978), quien recomienda que para la aplicación de un análisis factorial, se requiere que el tamaño mínimo de la muestra deberá ser 10 veces mayor a los ítems del instrumento ($n=120$). Por otro lado, fueron consideradas las directrices de Mundfrom et al. (2009) para determinar el tamaño de la muestra en análisis factoriales. Para ello, se tomaron en cuenta un ratio de número de ítems y factores de 3 ($p/f=3$), comunalidades altas en función debido a las cargas factoriales significativas de los ítems del EFD (Dwyer et al., 2016) y un excelente grado de significación ($p=.98$) como criterios centrales, determinando así una cantidad mínima de 320 participantes.

Instrumentos

Ficha Sociodemográfica. Se aplicó un cuestionario en el cual se pedían datos sociodemográficos como género, edad, estado civil, grado de instrucción, lugar de residencia, ocupación actual y recepción de tratamiento psicológico y/o psiquiátrico en los últimos 12 meses.

Escala de Fanatismo en el Deporte (EFD; Sport Fanaticism Scale, Dwyer et al., 2016). Es un test de 12 ítems con opciones de respuesta desde 1 (nunca) hasta 5 (siempre) que evalúa características centrales a nivel de personalidad y comportamiento del fanático deportivo. Coeficientes de consistencia interna se presentaron en las cuatro dimensiones denominadas instigación ($\alpha = .767$, p.ej. “Hago comentarios ofensivos a los fanáticos rivales de mi equipo favorito”), interacción comprometida ($\alpha = .801$; p.ej. “Cuando veo a mi equipo favorito, suelo ver todas las jugadas de cada partido a detalle”), impacto indirecto/vicario ($\alpha = .797$, p.ej. “Cuando mi equipo está jugando mal, hago algo con la esperanza que tenga un impacto positivo en el equipo (p.ej. realizar cánticos/barras)”) y superstición ($\alpha = .790$, p.ej. “Uso la misma camiseta o los mismos colores que utiliza mi equipo favorito en los días que hay un partido”) y una estructura factorial con índices de ajuste adecuados.

Mini International Personality Item Pool-20 (Mini-IPIP20, De la Oliva y Prieto-Molinari, 2022). Este test, creado originalmente por Donnellan et al. (2006), cuenta con 20 ítems, los cuales presentan opciones de respuesta que van desde 1 (nada de acuerdo) a 5 (mucho acuerdo). Está basado en el modelo de los cinco factores de la personalidad (i.e. Extraversión (p.ej. “Soy el alma de la fiesta”), Amabilidad (p.ej. “Tomo en consideración las emociones de otros”), Responsabilidad (p.ej. “Realizo mis tareas inmediatamente”), Neuroticismo (p.ej. “Tengo frecuentes cambios de ánimo”) y Apertura a la Experiencia (p.ej. “Tengo dificultad para entender ideas abstractas”). En su versión peruana, se obtuvieron evidencias de validez a través de un análisis factorial confirmatorio (RSMR = .024; RMSEA = .066; TLI = .892), además de coeficientes de consistencia interna aceptables para investigaciones preliminares (Extraversión [$\omega = .71$], Amabilidad [$\omega = .57$], Responsabilidad [$\omega = .65$], Neuroticismo [$\omega = .68$]).

Escala de Dificultades de Regulación de las Emociones (DERS-18, Blancas-Guillen et al., en prensa). Es un test que originalmente presenta 36 ítems (Gratz y Roemer, 2004), los cuales presentan opciones de respuesta desde 1 (casi nunca) hasta 5 (casi siempre). En su versión reducida peruana, presenta 18 ítems divididos en 6 dimensiones (i.e. Falta de Aceptación Emocional [p.ej. “Cuando estoy emocionalmente mal (ya sea enojado, triste, ansioso, etc.), me avergüenzo por sentirme de esa manera”], Impulso [p.ej. “Cuando estoy emocionalmente mal (ya sea enojado, triste, ansioso, etc.), me pongo fuera de control”], Estrategias [p.ej. “Cuando estoy emocionalmente mal (ya sea enojado, triste, ansioso, etc.), creo que me sentiré así por mucho tiempo”], Objetivos [p.ej. “Cuando estoy emocionalmente mal (ya sea enojado, triste, ansioso, etc.), tengo dificultad para hacer mi trabajo”], Conciencia [p.ej. “Presto atención a cómo me siento”] y Claridad [p.ej. “No tengo ni idea de cómo me siento”]). Evalúa la presencia y falta de ciertas habilidades para regular emociones. Esta versión obtuvo índices de ajuste adecuados ($\chi^2(\text{gl}) = 162.65(75)$, $p < .001$, CFI = .99, TLI = .99, WRMR = .72, RMSEA = .06), además de un coeficiente de consistencia interna general bastante aceptable ($H = .95$).

Escala de Riesgo de Violencia de Plutchik (ERVP, Espinoza et al., 2020). Es un test que originalmente fue planteado por Plutchik y Van Praag (1990) y su adaptación peruana consta de 8 ítems, los cuales presentan opciones de respuesta que van desde 0 (nunca) a 3 (casi siempre). Evalúa indicadores asociados a la probabilidad de cometer actos de violencia (p.ej. “¿Se ha ido a las manos alguna vez con algún familiar?”). En la adaptación peruana, se identificó una propuesta unifactorial a través de un Modelo Rasch de valoración, además de un coeficiente de consistencia interna adecuado ($\omega = .70$, IC [.63 - .77]).

Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR, Ventura-León et al., 2018). Es un test originalmente desarrollado por Rosenberg (1965), además de estar compuesto por 10 ítems, los cuales puntúan desde 1 (Muy en desacuerdo) a 4 (Muy de acuerdo). Esta tiene como objetivo evaluar la autoestima positiva y negativa (2 dimensiones) a partir de un conjunto de sentimientos y pensamientos que evidencia el individuo sobre su propio valor e importancia. En la versión peruana, se obtuvo evidencias de validez mediante el análisis factorial confirmatorio, con indicadores de

Primera versión Escala de Fanatismo en el Deporte peruanos

ajuste de acuerdo a los estándares correspondientes (CFI = .967, SRMR = .038, RMSEA = .052, AIC = .96) y un coeficiente de consistencia interna aceptable ($\alpha = .86$).

Versión Peruana del Cuestionario de Valoración (P-VQ, Okumura-Clark y Zegarra-López, 2023). Test de 10 ítems con 7 opciones de respuesta (0 = para nada cierto, 6 = completamente cierto), originalmente creado por Smout et al. (2014), con la significación de conductas basadas en valores bajo una perspectiva contextual-conductual. Se compone de dos dimensiones denominadas Obstrucción (i.e. sobre-focalización y evitación de experiencias psicológicas no deseadas, además de la falta atención a aspectos relevantes en la vida del sujeto, p.ej. “Hubo pensamientos, sentimientos o recuerdos dolorosos que se interpusieron en lo que realmente quería hacer”) y Progreso (i.e. atención a elementos personales altamente relevantes, promotores de procesos de perseverancia y direccionalidad, p. ej. “Sentí que tenía un propósito en la vida”). A nivel peruano, evidencias de validez vinculadas a la estructura interna (i.e. análisis de modelo exploratorio de ecuaciones estructurales) además de coeficientes de consistencia interna significativos ($\omega = .80 - .86$).

Procedimiento

En primer lugar, se obtuvo el permiso de los autores originales de la Escala de Fanatismo en el Deporte para su uso y adaptación psicométrica (Dwyer et al., 2016). La EFD fue inicialmente traducida por una profesional especializada en terminología psicológica. En tercer lugar, se verificó y discutió la traducción al español entre los investigadores de este trabajo, para conocer si existían discrepancias con la versión original. Para obtener evidencias de validez vinculadas al contenido, se evaluaron los ítems en función a los criterios de representatividad, claridad y utilidad a través de la revisión de 5 jueces expertos en Psicología Deportiva y Ciencias del Deporte. Se obtuvieron una serie de observaciones, los cuales fueron considerados para la versión final del instrumento. Como parte del proceso de adaptación psicométrica, es parte esencial la revisión de jueces expertos, ya que esta información contribuye a obtener una mejor versión del test y así promover mejores interpretaciones de los resultados obtenidos por el mismo (Fernández-Ballesteros, 2013).

Para la obtención de la muestra, se creó un Formulario Google, el cual contenía inicialmente un consentimiento informado. Una vez aceptadas las condiciones de investigación, se presentaba en primer lugar, la Escala de Fanatismo en el Deporte y posteriormente, los demás instrumentos en el orden descrito a continuación: Mini International Personality Item Pool-20 (Mini-IPIP20), Escala de Dificultades en la Regulación Emocional (DERS-18), Escala de Riesgo de Violencia de Plutchik (ERVP), Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR), Versión Peruana del Cuestionario de Valoración (P-VQ) y la ficha sociodemográfica.

Análisis estadístico

El análisis de los datos se realizó a través del entorno de programación estadístico R (versión 4.2.3; R Project, 2022). Para el análisis estadístico de los puntajes de EFD y de las escalas complementarias, se incluyeron la media aritmética, la desviación estándar y los puntajes mínimo y máximo (Bologna, 2013). A nivel de evidencias de validez vinculadas al contenido, se utilizó el coeficiente V de Aiken para determinar el grado de representatividad, claridad y utilidad de los distintos ítems. Se tomó en cuenta como punto de corte mínimo lo propuesto por Davis (1992), quién estipulaba un .70 para contextos investigativos.

En el caso de las evidencias de validez vinculadas a la estructura interna del instrumento, se utilizó el análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando el método de estimación WLSMV (Suh, 2015). Se consideraron estas condiciones ya que el método de estimación trabaja con variables ordinales que requieren una matriz de correlaciones policóricas y es robusto a la ausencia de supuestos de normalidad (Keith, 2019). Para determinar el ajuste de los dos modelos testeados (unidimensional y jerárquico), se tomaron en cuenta los siguientes índices para una categorización de excelente: *Comparative Fit Index* ($CFI \geq .95$), *Tucker-Lewis Index* ($TLI \geq .95$), *Root Mean Squared Error of Approximation* ($RMSEA \leq .05$) y *Standardized Root Mean Square Residual* ($SRMR \leq .06$), y de niveles adecuados ($CFI \geq .90$, $TLI \geq .90$, $RMSEA \leq .08$ y $SRMR \leq .08$) (Keith, 2019). Por otro lado, se estimó la confiabilidad a través de los coeficientes Alfa (Cronbach, 1951) y Omega (McDonald, 1999). Se consideraron como valores óptimos para contextos investigativos mayores a .70 (Celina et al., 2005).

En el caso de las evidencias de validez vinculadas a la relación con otras variables, una vez identificadas las estructuras factoriales de los tests, se correlacionaron los puntajes obtenidos entre las diversas dimensiones con el objetivo de buscar evidencias de validez convergente y divergente. Debido a que no se presentaba una distribución normal a nivel poblacional en las puntuaciones de los tests, se consideró el estadístico Spearman (Field, 2013). La determinación del grado de asociación y el tamaño del efecto se desarrolló a través de los criterios de Cohen (1992) para el tamaño del efecto, en donde valores menores a .1 indican insignificancia práctica, entre .1 y .3 una relación pequeña; entre .3 y .5, moderada; mayor a .5, grande.

Estándares éticos

El presente estudio fue aprobado por el Comité de Investigación y Ética de la Facultad de Psicología de la Universidad de Lima (CIE) el 28 de enero de 2023. Los datos han sido procesados de acuerdo a las recomendaciones de ética y privacidad estipuladas por la American Psychology Association ([APA], 2017). Además, se condujo de acuerdo a la Declaración de Helsinki (World Medical Association [WMA], 2001) y se cumplieron las Normas de Ética en la Investigación en Ciencias del Deporte y Ejercicio (Harriss et al., 2019). Los participantes apoyaron a la investigación de manera anónima y voluntaria durante el proceso, expresando su consentimiento antes de responder a las preguntas de los diversos cuestionarios. Este describía el objetivo de la investigación y los criterios de inclusión de los participantes. Se indicó que la información recopilada se manejaría de manera confidencial y solo los investigadores tendrían acceso a ella, siguiendo los lineamientos de la Ley Orgánica 3/2018 de Protección de Datos Personales y Garantía de los Derechos Digitales. Además, que podían desistir de participar si así lo deseaban. No se brindaron incentivos de ningún tipo a cambio de su participación. La data de aquellos participantes que aceptaron que su información sea utilizada en bases de acceso libre puede ser revisada en el siguiente enlace: <https://osf.io/gyxmf/>.

RESULTADOS

Evidencias de validez vinculadas al contenido

Los ítems fueron revisados por 5 jueces con experiencia a nivel de práctica profesional y/o docencia universitaria de por lo menos cinco años. Se obtuvieron los promedios de los coeficientes de V de Aiken de la revisión de los doce ítems en función a los dominios de representatividad ($V=.89$, $p<.05$), claridad ($V=.75$, $p<.05$) y utilidad ($V=.89$, $p<.05$). En general, estas puntuaciones superan el punto de corte mínimo requerido de .70 en contextos investigativos (Davis, 1992). A pesar de ello, se tomaron en cuenta las observaciones cualitativas provistas. La versión final modificada fue utilizada para los análisis posteriores.

Evidencias de validez vinculadas a la estructura interna y de confiabilidad

Para la obtención de evidencias de validez ligadas a la estructura interna se decide hacer uso del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). En base a las recomendaciones de Suh (2015) y Keith (2019), se decide realizar este proceso usando la matriz de correlaciones policóricas y el método de estimación WLSMV por su capacidad para estimar adecuadamente cuando se trabaja con variables de naturaleza ordinal y por la robustez frente a las desviaciones de la normalidad en la distribución de los puntajes. En este proceso se plantean dos modelos para la Escala de Fanatismo: un modelo unidimensional y un modelo de cuatro factores jerárquico. El ajuste de los modelos a los datos se revisa a través del contraste de distintos índices: *Comparative Fit Index* (CFI), *Root Mean Squared Error of Approximation* (RMSEA) y *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR). Los valores $CFI \geq .95$, $TLI \geq .95$, $RMSEA \leq .05$ y $SRMR \leq .06$ se establecen como indicadores de un ajuste excelente; mientras que $CFI \geq .90$, $TLI \geq .90$, $RMSEA \leq .08$ y $SRMR \leq .08$ sugieren un valor adecuado (Keith, 2019). Estos análisis fueron desarrollados a través del lenguaje de programación R, a través del uso del paquete lavaan (Rosseel, 2012).

Primera versión Escala de Fanatismo en el Deporte peruanos

Tabla 1

Análisis de modelos para la Escala de Fanatismo

Modelo	χ^2 (df)	p	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	α	ω
Unidimensional	989.85 (54)	< .001	.899	.877	.212	.114	.90	.92
Jerárquico	475.93 (50)	< .001	.954	.939	.137	.088	.52-.87	.67-.87

Nota: Se prefiere el modelo jerárquico en tanto que los índices de ajuste son mejores y mantiene consistencia teórica.

El modelo jerárquico analizado muestra cargas factoriales variadas, yendo de .388 a .880 para el factor de Instigación ($\alpha = .52$; $\omega = .67$); de .835 a .892 para Interacción comprometida ($\alpha = .86$; $\omega = .86$); de .752 a .888 para Impacto indirecto/vicario ($\alpha = .83$; $\omega = .84$); y, de .796 a .924 para Superstición ($\alpha = .86$; $\omega = .87$). Además, como parte del modelo jerárquico, estos factores mantienen correlaciones de .642 a .964 con el factor general ($\alpha = .90$; $\omega = .92$). Además, los valores de la Varianza Promedio Extractada (AVE) van de .547, para el factor de Instigación; de .693, para Impacto; de .735, para el factor de Interacción; y, de .779, para el factor de Superstición. Con respecto a la Confiabilidad Compuesta (CR), los coeficientes son elevados, yendo de .783, para el factor de Instigación; de .845, para el factor de Impacto; de .869, para el factor de Interacción; y, de .907, para el factor de Superstición.

Evidencias de validez vinculadas a la relación con otras variables

Para revisar las evidencias de validez ligadas a las relaciones con otras variables, se decide realizar el mismo proceso de AFC para los puntajes de Dificultades en la Regulación Emocional (DERS; Blancas-Guillen et al., en prensa), que sigue un modelo de seis factores; los puntajes de Autoestima (Escala de Autoestima de Rosenberg; Ventura-León et al., 2018), con un modelo bidimensional; los puntajes de Riesgo de Violencia (ERVP; Espinoza et al., 2020); con un modelo unidimensional; los puntajes de Conductas basadas en valores (P-VQ; Okumura-Clark y Zegarra-López, 2023), con un modelo bidimensional; y, los puntajes de Personalidad (Mini-IPIP20; De la Oliva y Prieto-Molinari, 2022), con un modelo de cinco factores. Los índices de ajuste y los coeficientes de confiabilidad de los puntajes obtenidos con dichas escalas pueden ser encontrados en la Tabla 2.

Tabla 2

Propiedades psicométricas de los puntajes obtenidos con otros cuestionarios

Instrumento	Variable	χ^2 (df)	P	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	α	ω
Escala de Dificultades de Regulación Emocional (DERS)	Dificultades de Regulación Emocional	989.85 (54)	< .001	.985	.983	.075	.044	.78-.90	.79-.91
Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR)	Autoestima	1121.66 (34)	< .001	.881	.842	.288	.154	.70-.85	.82-.91
Escala de Riesgo de Violencia de Plutchik (ERVP)	Riesgo de Violencia	187.46 (20)	< .001	.982	.975	.129	.063	.92	.94
Versión Peruana del Cuestionario de Valoración (P-VQ)	Conductas basadas en valores	271.43 (34)	< .001	.977	.969	.120	.071	.80-.90	.85-.92
Mini International Personality Item Pool-20 (Mini-IPIP20)	Personalidad	1678.82 (160)	< .001	.495	.401	.150	.155	.50-.64	.67-.80

Estos resultados muestran problemas muy marcados de ajuste y confiabilidad para los puntajes del Mini-IPIP20. Debido a ello, esta variable no será incluida en el análisis correlacional. En la Tabla 3, se puede observar los estadísticos descriptivos obtenidos para cada variable.

Primera versión Escala de Fanatismo en el Deporte peruanos

Tabla 3

Estadísticos descriptivos de los puntajes

Variable	Dimensiones*	Media	Mediana	DE	Mínimo	Máximo	Shapiro-Wilk	
							W	p
Fanatismo Deportivo		0.004	0.019	0.516	-1.050	1.380	0.989	0.006
	Instigación	0.055	-0.056	0.707	-1.300	2.210	0.978	<.001
	Interacción comprometida	0.001	0.049	0.766	-1.530	1.910	0.987	0.002
	Impacto indirecto/vicario	0.003	0.057	0.689	-1.390	1.800	0.989	0.006
	Superstición	0.008	0.038	0.846	-1.570	2.160	0.987	0.001
Dificultades de Regulación Emocional								
	Conciencia	-0.005	-0.023	0.757	-1.810	1.930	0.989	0.005
	No aceptación	0.018	0.014	0.732	-1.370	2.520	0.987	0.002
	Objetivos	0.011	-0.021	0.769	-1.730	2.670	0.989	0.005
	Impulsividad	0.018	0.077	0.796	-1.510	2.490	0.982	<.001
	Estrategias	0.014	0.065	0.804	-1.590	2.750	0.986	<.001
	Claridad	0.009	0.043	0.692	-1.510	2.130	0.991	0.021
Autoestima								
	Factor positivo	-0.010	-0.056	0.795	-1.760	1.330	0.960	<.001
	Factor negativo	0.008	0.039	0.712	-1.200	1.510	0.957	<.001
Riesgo de Violencia		0.059	0.013	0.716	-1.010	2.570	0.965	<.001
Conductas basadas en valores								
	Progreso	-0.013	0.005	0.694	-1.910	1.130	0.976	<.001
	Obstrucción	0.003	0.002	0.658	-1.460	2.040	0.994	0.139

Nota: *Cada variable ha sido reportada en función a las dimensiones identificadas en el análisis factorial confirmatorio previamente realizado y en los modelos teóricos explicados en el apartado de instrumentos. Los estadísticos descriptivos fueron calculados a través de Factor Scoring en base a las recomendaciones de McNeish y Gordon (2020)

Dada la ausencia de normalidad en las distribuciones, se procede a realizar el análisis correlacional a través del coeficiente de Spearman (Field, 2013). Los resultados de este análisis pueden encontrarse en la Tabla 4. En estos resultados se puede observar que los factores de Fanatismo Deportivo mantienen algunas correlaciones estadísticamente significativas con los factores de Dificultades de Regulación Emocional. No obstante, la mayoría de estas mantienen un tamaño del efecto pequeño. En el caso de las relaciones con los factores de P-VQ, los resultados muestran relaciones pequeñas o insignificantes. Con respecto a la escala que mide riesgo de violencia, se puede resaltar la correlación moderada entre esta y los puntajes de Instigación. Finalmente, se encuentran algunas correlaciones pequeñas con los factores de Autoestima.

Tabla 4

Evidencias de validez vinculadas a la relación con otras variables a través de las correlaciones entre dimensiones de Escala de Fanatismo Deportivo y otras variables

Instrumento	Variable	Dimensión	Instigación	Interacción comprometida	Impacto indirecto/vicario	Superstición
DERS	Dificultades de Regulación emocional (DERS)	Conciencia	-.212***	.135**	.076	-.011
		No aceptación	.250***	.072	.106*	.131**
		Objetivos	.179***	.133**	.127*	.135**
		Impulsividad	.339***	.106*	.121*	.179***
		Estrategias	.317***	.115*	.137**	.177***
		Claridad	.326***	.073	.116*	.165***
P-VQ	Conductas basadas en valores	Progreso	-0.194***	.100*	.066	-.003
		Obstrucción	0.254***	.143**	.133**	.147**
ERVP	Riesgo de violencia		0.446***	.089	.102*	.178***
EAR	Autoestima (positiva)		-0.296***	.035	.001	-.064
	Autoestima (negativa)		0.299***	-.028	.005	.068

Nota: *p<.05 **p<.01 ***p<.001

DISCUSIÓN

El presente estudio tuvo como objetivo central identificar las propiedades psicométricas de la primera versión en español de la Escala de Fanatismo en el Deporte (EFD) en el contexto peruano. En primer lugar, se buscó la obtención de evidencias de validez en referencia al contenido (revisión mediante jueces expertos), a la estructura interna (análisis factorial confirmatorio) y a la relación con otras variables (identificación de evidencias de validez convergente y discriminante a través de su asociación con resultados de pruebas que evalúan constructos asociados), además de identificar coeficientes de consistencia interna de los puntajes del test. Para alcanzar tales objetivos, si bien algunas propuestas preliminares han sido desarrolladas para su estudio, generalmente las propuestas investigativas han estado focalizadas en el conocimiento del rendimiento y el desarrollo físico y

Primera versión Escala de Fanatismo en el Deporte peruanos

psicológico del deportista (Urrea-Cuéllar y Londoño, 2022). A nivel psicométrico, la creación y adaptación de instrumentos requiere de estudios contextualizados, pues estas propuestas se basan de la premisa de poder replicar la estructura teórica y factorial del instrumento tal como fue originalmente planteada, en base a las respuestas ofrecidas por los participantes (Leite et al., 2023; Meneses, 2013).

En primera instancia, se buscó la obtención de evidencias de validez vinculadas al contenido. En función a la revisión de jueces expertos, a nivel cualitativo, modificaciones fueron realizadas bajo los comentarios provistos por los expertos. Debido a ello, los ítems 9 (*I refer to the [Insert Fav Team] as "we" or "us."*), 10 (*I wear the same jersey or colors the [Insert Fav Team] are wearing on gamedays*) y 11 (*I wear the same merchandise every gameday*) fueron modificados, procurando siempre que sean lo más próximos al significado de la investigación original (ítem 9: Para referirme a mi equipo favorito, utilizo la palabra "nosotros" para expresarme sobre ellos; ítem 10: Uso la misma camiseta o los mismos colores que utiliza mi equipo favorito en los días que hay un partido; ítem 11: Utilizo los mismos artículos de mi equipo favorito [p.ej. gorros, lentes, pulseras] cada vez que ellos juegan). A pesar de ello, se identificaron coeficientes V de Aiken estadísticamente significativos (Davis, 1992) tanto para la representatividad de los ítems en sus diversas dimensiones ($V=.89$, $p<.05$), además de claridad ($V=.75$, $p<.05$) y utilidad ($V=.89$, $p<.05$) de los reactivos planteados. En base a estos resultados, se procedieron con los demás análisis psicométricos.

En segundo lugar, se pretendió identificar la estructura interna del test a través del análisis factorial confirmatorio. Se probaron dos modelos de acuerdo a los cimientos teóricos propuestos por Dwyer et al. (2016). En primer lugar, se planteó un modelo unidimensional al considerar que el fanatismo deportivo sería una variable conceptualmente con esa condición (Kural et al., 2023). A pesar de ello, se obtuvieron índices de ajuste del modelo que no arribaban a valores adecuados (Keith, 2019). El segundo modelo jerárquico presentó mejores resultados a nivel de índices de ajuste, ya que varios de sus análisis podrían catalogarse como adecuados según Keith (2019). Frente a estos resultados, diversas justificaciones pueden ser consideradas. En primer lugar, la propuesta original define claramente un concepto bastante delimitado, pero que posteriormente podría ser conceptualizado como un constructo multi-componente, ya que está compuesta por características centrales que describen al fanático como tal (i.e. factores de la prueba). A través de la confirmación del modelo factorial, los hallazgos permiten inferir la existencia de una variable latente de mayor jerarquía que explicaría todas las características centrales del fanático deportivo (Lloret-Segura et al., 2014). En otras palabras, todos los factores identificados serían elementos explicados por la condición de ser un fanático deportivo en sí. Por otro lado, si bien los instrumentos tienden a adaptarse en función a las características muestrales, otro de los aspectos que es importante de considerar es el hecho de mantener la estructura del test, al ser una derivación de una propuesta teórica original (van Zyl et al., 2022). La propuesta jerárquica responde a los cimientos teóricos planteados por Dwyer et al. (2016), pues considera tanto la misma cantidad de ítems como la estructura factorial del test, siendo estos replicados de una manera bastante similar a la propuesta original. En función a ello, se decide utilizar el modelo jerárquico para los siguientes análisis psicométricos.

Las relaciones identificadas entre los factores del fanatismo deportivo y las diversas escalas permiten la estimación de evidencias de validez concurrentes. Bajo esta visión teórica, la instigación se define como un tipo interacción social de carácter antagónico entre personas aficionadas de un equipo versus personas de otros equipos (Dwyer et al., 2016; Karamitrou et al., 2024). En base a ello, evidencias de validez concurrente fueron determinadas a través de asociaciones moderadas entre este factor y rasgos de impulsividad/violencia y falta de estrategias de regulación emocional (p.ej. claridad en respuestas emocionales o falta de recursos interpersonales). Estos hallazgos tienen un sentido teórico y empírico de base, en el sentido que diversas investigaciones certifican que patrones de confrontación y conflicto están muy relacionados con dificultades en el manejo de las emociones y manifestaciones de carácter violento e impulsivo (Lindell-Postigo et al., 2023; Pérez-Dueñas et al., 2023). Por otro lado, la manifestación de conductas supersticiosas (i.e. comportamientos ritualísticos frente a eventos deportivos) se asoció de manera directa y con un tamaño de efecto pequeño, a conductas impulsivas y procesos de obstrucción hacia una vida que podría percibirse como valiosa. En ese sentido, comportamientos supersticiosos usualmente se consideran como procesos basados en ideas poco racionales, pre-científicas y mantenidas por creencias sociales, que realmente por evidencias concretas (Neil, 1982). Este tipo de comportamientos puede relacionarse a patrones impulsivos y

falta de claridad de repertorios emocionales, ya que usualmente estos procesos se manifiestan cuando el sujeto no presenta un manejo racional o cognitivo de la realidad. Frente a ello, diversos modelos que conceptualizan a la regulación emocional consideran los componentes cognitivos y basados en el razonamiento como fundamentales para fomentar una adaptación efectiva al medio y mayor objetividad frente al mismo, lo cual promovería una vida más plena para el individuo (Enríquez-Anchondo, 2011).

Además, se obtuvieron evidencias de validez divergente entre las dimensiones de la EFD y variables de otros instrumentos psicométricos. La asociación inversa entre procesos de instigación y autoestima positiva son fundamentales para ser mencionadas. Es decir, personas que tienen un autoconcepto positivo no se asociarían a patrones de provocación con el objetivo de generar incomodidad en otros. Diversos autores definen a la autoestima como el valor personal que cada individuo se otorga a sí mismo. Además, el tiempo que los aficionados le dedican al deporte impacta en cómo una persona se gusta y aprecia a sí misma (Šagát et al., 2021; Sonstroem et al., 1994), siendo está relacionada a comportamientos socialmente deseables, entre ellos la integración y apoyo social a otros. Frente a todos estos conceptos, se concluye que personas con autoestima alta tienden a manifestar patrones conductuales más prosociales y focalizados en generar interacciones positivas con el entorno. Por lo que, personas que tienden a denigrar a otros (p.ej. conductas de instigación en contextos deportivos) no presentan elevados niveles de “autoestima positiva”, lo cual justificaría la relación inversa entre variables.

Las evidencias de confiabilidad fueron consideradas a través de métodos de consistencia interna. Bajo esa premisa, coeficientes Alfa y Omega fueron obtenidos para cumplir tales objetivos. En general, se obtuvieron coeficientes superiores a .70, lo cual es lo mínimo requerido para contextos investigativos (Kline, 2020). Un aspecto importante a discutir es que en el factor de Instigación, se observa una diferencia significativa entre el coeficiente alfa de Cronbach ($\alpha = .52$) y Omega ($\omega = .67$). Esto se debería a que el coeficiente alfa de Cronbach tiende a subestimar o sobreestimar el grado de consistencia interna debido a que requiere del cumplimiento de supuestos rígidos y poco asequibles para la ciencia psicológica, entre ellos destaca la tau-equivalencia, la necesidad de utilizar variables continuas siendo los ítems variables ordinales, entre otros (McNeish, 2018).

Por tanto, en base a los resultados obtenidos, se puede concluir que existen evidencias sólidas de validez y confiabilidad para que la EFD pueda ser empleada para la valoración del constructo dentro del contexto descrito. Por un lado, a nivel de evidencias de validez, se identificó vinculadas al contenido de la prueba, además de aquellas vinculadas a la relación con otras variables (concurrente y divergente). Por otro lado, con respecto a las evidencias de validez de la estructura interna de la prueba, los resultados respaldan más un modelo de carácter jerárquico, lo que coincide con la explicación teórica planteada por el autor original. Es importante mencionar que Dwyer et al. (2016), reconocieron la existencia de factores en el constructo de estudio. En consecuencia, al identificar al fanatismo deportivo como una variable con distintos factores, se propone la posibilidad de ampliar las perspectivas teóricas sobre la variable. Por último, se concluye que a nivel de evidencias de confiabilidad, se cumplieron con los criterios mínimos establecidos por diversos métodos de consistencia interna.

A pesar de ello, este estudio presenta distintas limitaciones. En primer lugar, la técnica de muestreo fue no probabilística, lo que implica que los participantes no fueron elegidos al azar, y por tanto, existe un sesgo de selección de los participantes en la muestra (Christensen et al., 2013). Este sesgo puede influir en la representatividad de esta adaptación y la generalización para distintos contextos (Coolican, 2014). Finalmente, la muestra estuvo conformada por adultos peruanos, los cuales no necesariamente podrían ser conceptualizados como fanáticos deportivos. Implicancias relevantes son consideradas ante este factor, ya que los resultados no necesariamente representan las actitudes, comportamientos y características centrales de un fanático deportivo. Aspectos como dificultades para generalizar los resultados serían las principales limitaciones frente a esta característica (Martínez-Alvarado et al., 2022).

Sin embargo, este estudio presenta implicancias relevantes para el contexto actual. La EFD sería el primer instrumento en español para evaluar características del fanático deportivo. Gracias a esta propuesta, se podrán desarrollar futuros estudios que consideren este concepto en sus propuestas. Además, se siguieron los estándares actuales para la adaptación y traducción de pruebas psicológicas (AERA et al., 2014; Gonzáles Caino et al., 2023; ITC, 2017). Frente a ello, se identificó que la EFD presenta sólidas propiedades psicométricas en cuanto a

Primera versión Escala de Fanatismo en el Deporte peruanos

evidencias de validez y confiabilidad. Estos resultados son prometedores y sientan bases teóricas y metodológicas para estudios posteriores que deseen considerar al fanatismo deportivo como variable.

APLICACIONES PRÁCTICAS

Actualmente, existe un vacío en el conocimiento de este fenómeno en el Perú, ya que no existen instrumentos en español que evalúen este constructo. La presencia de la EFD permite cuantificar esta variable de manera más precisa en esta población. Ello hará factible la generación de nuevas investigaciones en donde se emplee este instrumento y se fomente la comprensión del fanatismo deportivo. A nivel de evaluación, se ha obtenido un instrumento que cumple con los estándares actuales en referencia a la adaptación y construcción de tests psicométricos. Asimismo, al ser un instrumento corto de 12 ítems y de fácil corrección, puede ser empleado por psicológicos deportivos y ciencias afines para identificar patrones bajo el modelo teórico de Dwyer et al. (2016).

SOPORTE FINANCIERO

El presente estudio no ha recibido ningún tipo de soporte financiero para su realización.

REFERENCIAS

1. Agustín-Sierra, N., y Aparicio-García, M. E. (2023). Salud mental y normas de género en mujeres deportistas: deportes individuales vs equipo. *Revista de Psicología Aplicada al Deporte y al Ejercicio Físico*, 8(1), Artículo e5. <https://doi.org/10.5093/rpadef2023a6>
2. American Educational Research Association (AERA), American Psychological Association (APA), y National Council of Measurement in Education (NCME) (2014). *Standards for educational and psychological testing*. AERA.
3. American Psychology Association (2017). *Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct*. <https://www.apa.org/ethics/code>
4. Ato, M., López, J. J., y 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>
5. Blancas-Guillen, J., Arroyo-Pizarro, P., Quintana, E., Tupa-Belizarioa, R. S., y Valencia, P. D. (en prensa). Escala de Dificultades en la Regulación Emocional: Análisis psicométrico de sus versiones breves en universitarios peruanos. *Revista Argentina en Ciencias del Comportamiento*.
6. Bousquet, J. (2010). Hacia un acercamiento más contemporáneo del fanatismo deportivo. *Revista Escuela de Administración de Negocios* (69), 176-183. <https://journal.universidadean.edu.co/index.php/Revista/article/view/524>
7. Burga, A. (2006). La unidimensionalidad de un instrumento de medición: perspectiva factorial. *Revista De Psicología*, 24(1), 53-80. <https://doi.org/10.18800/psico.200601.003>
8. Carrión, F. (2016). Fútbol y violencia. Las razones de una sin razón. *Revista Cultural de Nuestra América*, 20(76), 40-46. <https://revistas.unam.mx/index.php/archipiologo/article/view/55927>
9. Castro, J. A. (2015). Nosotros nos peleamos: Violencia e identidad de una hinchada de fútbol. *Maguaré*, 29(1), 287-289. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5480765>
10. Cho, E. (2016). Making Reliability Reliable: A Systematic Approach to Reliability Coefficients. *Organizational Research Methods*, 19(4), 651-682. <https://doi.org/10.1177/1094428116656239>

11. Christensen, L., Johnson, R., y Turner, L. (2013). *Research Methods, Design, and Analysis* (12.^a ed.). Pearson.
12. Chung, E., Beverland, M., Farrelly, F. y Quester, P. (2008). Exploring Consumer Fanaticism: Extraordinary Devotion in the Consumption Context. *Advances in Consumer Research*, 35, 333-340. <https://www.acrwebsite.org/volumes/13304/volumes/v35/NA-35>
13. Coolican, H. (2014). *Research Methods and Statistics in Psychology* (6.^a ed.). Psychology Press
14. Davis, L. L. (1992). Instrument review: Getting the most from a panel of experts. *Applied Nursing Research*, 5(4), 194-197. [https://doi.org/10.1016/S0897-1897\(05\)80008-4](https://doi.org/10.1016/S0897-1897(05)80008-4)
15. De la Oliva, M. P., y Prieto-Molinari, D. (2022). Fake news: relación entre los rasgos de personalidad, la influencia social y la susceptibilidad a aceptarlas como reales. *Persona*, 25(2). [https://doi.org/10.26439/persona2022.n25\(2\).6124](https://doi.org/10.26439/persona2022.n25(2).6124)
16. Díaz-Milanes, D., Vilariño, C. S., Andrés-Villas, M., Segura-Barriga, A., y Pérez-Moreno, P. J. (2024). Evidence of Validity, Invariance, and Reliability of the Body Image Dimension in the Body Investment Scale: A Study in Spanish University Students. *Psych*, 6(1), 345-355. <https://doi.org/10.3390/psych6010020>
17. Duck, S., y Sants, H. (1983). On the Origin of the Specious: Are Personal Relationships Really Interpersonal States?. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 1(1), 27-41. <https://doi.org/10.1521/jscp.1983.1.1.27>
18. Dwyer, B., LeCrom, C., y Greenhalgh, G. P. (2016). Exploring and Measuring Spectator Sport Fanaticism. *Communication y Sport*, 6(1), 58-85. <https://doi.org/10.1177/2167479516679411>
19. Eastman, S. T., y Riggs, K. E. (1994). Televised sports and ritual: Fan experiences. *Sociology of Sport Journal*, 11(3), 249-274. <https://doi.org/10.1123/SSJ.11.3.249>
20. Enríquez-Achondo, H. A. (2011). *La inteligencia emocional plena: hacia un programa de regulación emocional basado en la conciencia plena* [Tesis de doctorado, Universidad de Málaga]. Repositorio institucional de la Universidad de Málaga. <http://hdl.handle.net/10630/5053>
21. Espinoza, M. C., Burga, A. y Okumura, A. (2020). Estructura Factorial de la Escala de Riesgo de Violencia de Plutchik (ERVP): Propiedades psicométricas y diferencias en función a variables sociodemográficas en universitarios limeños. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 12(2), 59-68. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v12.n2.26387>
22. Fernández-Ballesteros, R. (2013). *Evaluación psicológica: Conceptos, métodos y estudio de casos*. Pirámide.
23. FIFA (2018). *2018 FIFA World Cup Russia: Global broadcast and audience summary*. <https://digitalhub.fifa.com/m/2589b77c20849beb/original/njqsntvrdvqv8ho1dag5-pdf.pdf>
24. Field, A. (2013). *Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics*. SAGE.
25. Fournier, S. (1998). Consumers and Their Brands: Developing Relationship Theory in Consumer Research. *Journal of Consumer Research*, 24(4), 343-353. <https://doi.org/10.1086/209515>
26. García, G., Da Silva, M. A., y Silva, M. A. (2021). Asociaciones entre variables sociodemográficas y de comportamiento, fanatismo y agresividad de los fanáticos del fútbol. *Ciencias Psicológicas*, 15(2), 1-17. <https://doi.org/10.22235/cp.v15i2.2390>
27. González Caino, P.C., Resett, S., y Moreno, J. E. (2023). Evidencias de validez de una escala de fortaleza mental en jugadores de deportes electrónicos de la Argentina. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 23(3), 18-29. <https://doi.org/10.6018/cpd.492841>
28. Gómez, A. (2014). La violencia en el deporte. Un análisis desde la psicología social. *Revista de Psicología Social*, 22(1), 63-87. <https://doi.org/10.1174/021347407779697539>
29. Green, S. B., y Yang, Y. (2009). Reliability of Summed Item Scores Using Structural Equation Modeling: An Alternative to Coefficient Alpha. *Psychometrika*, 74(1), 155-167. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9099-3>

Primera versión Escala de Fanatismo en el Deporte peruanos

30. Guzmán, J. G., y Trujillo, P. (2018). Proceso de construcción de la identidad del fanático del fútbol venezolano en comparación al fanático del béisbol venezolano. *Analogías del Comportamiento*, 16, 146-163. <https://revistasenlinea.saber.ucab.edu.ve/index.php/analogias/article/view/4489>
31. 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>
32. Hunt, K. A., Bristol, T., y Bashaw, E. R. (1999). A conceptual approach to classifying sports fans. *Journal of Services Marketing*, 13(6), 439-452. <https://doi.org/10.1108/08876049910298720>
33. Iglesias Suárez, C., y Moral Jimenez, M. V. (2021). Rendimiento deportivo en atletas federados y su relación con autoestima, motivación e inteligencia emocional. *Revista de Psicología Aplicada al Deporte y al Ejercicio Físico*, 6, Artículo e14. <https://doi.org/10.5093/rpadef2021a15>
34. International Test Commission [ITC]. (2017). *ITC guidelines for translating and adapting tests* (2nd ed.). <https://www.intestcom.org>
35. Javaloy, F. (1983). *Psicología del fanatismo* [Tesis de doctorado, Universidad de Barcelona]. Repositorio digital de la Universidad de Barcelona. <https://diposit.ub.edu/dspace/handle/2445/42753>
36. Karamitrou, A., Comoutos, N., Brisimis, E., Latinjak, A.T., Hatzigeorgiadis, A., Theodorakis, Y., Loules, G., Tzioumakis, Y., y Krommidas, C. (2024). The Role of Big Five Personality Traits, Basic Psychological Need Satisfaction, and Need Frustration in Predicting Athletes' Organic Self-Talk. *Sustainability*, 16(4), 1579. <https://doi.org/10.3390/su16041579>
37. Keith, T. (2019). *Multiple Regression and Beyond: An Introduction to Multiple Regression and Structural Equation Modeling*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315162348>
38. Kline, R. B. (2020). *Becoming a behavioral science researcher: A guide to producing research that matters*. Guilford Press.
39. Kunkel, T., Karg, A., y McDonald, H. (2022). The utility of a single-item self-perception fandom measure for sport consumer segmentation and predicting behavior. *Sport Marketing Quarterly*, 31(2), 141-156. <https://doi.org/10.32731/SMQ.312.0622.05>
40. Kural, S., Osbek, O., y Gurbuz, B. (2023). Adaptation of the Love–Hate Scale for Sports Fans into Turkish: A validity and reliability study. *Baltic Journal of Health and Physical Activity*, 15(1). <https://doi.org/10.29359/bjhp.15.1.07>
41. Leite, C. D., Soares Júnior, R. S., Fukuda, C. C., Ferreira de Melo, G., Bodnariuc Fontes, E., y Almeida Ramos, I. (2023). Características psicométricas de la versión brasileña del Sport Emotion Questionnaire (SEQ-BR). *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 23(2), 90-105. <https://doi.org/10.6018/cpd.493191>
42. Lindell-Postigo, D., Melguizo-Ibáñez, E., Zurita-Ortega, F., Ortiz-Franco, M., Ubago-Jiménez, J. L., y González-Valero, G. (2023). Practice of physical activity its association with violence, emotional intelligence, and self-concept development in undergraduates. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 23(1), 53-62. <https://doi.org/10.6018/cpd.500081>
43. Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., y Tomás-Marco, I. (2014). El Análisis Factorial Exploratorio de los Ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
44. Luna, A. A. (2013). *Ídolos deportivos y fans en internet* (1ª ed.) Corporación Editora Nacional. <http://hdl.handle.net/10644/3839>
45. Martínez-Alvarado, J. R., Guillén, F., Aguiar-Palacios, L. H., Magallanes, A.G., y Campuzano, A. (2022). Predictores del bienestar psicológico en estudiantes universitarios mexicanos físicamente activos. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 22(3), 227-237. <https://doi.org/10.6018/cpd.355641>

46. McCutcheon, L. E., Lange, R., y Houran, J. (2002). Conceptualization and measurement of celebrity worship. *British Journal of Psychology*, 93(1), 67–87. <https://doi.org/10.1348/000712602162454>
47. McNeish D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological methods*, 23(3), 412–433. <https://doi.org/10.1037/met0000144>
48. McNeish, D., y Wolf, M. G. (2020). Thinking twice about sum scores. *Behavior research methods*, 52(6), 2287–2305. <https://doi.org/10.3758/s13428-020-01398-0>
49. Meneses, J. (2013). *Psicometría*. UOC.
50. Mobarki, Y. A. A., y Alzahrani, F. (2024). Sports fanaticism as a disease: a Corpus-based study of metaphors in Saudi newspapers. *Frontiers in Psychology*, 14. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1286395>
51. Molero, F., Lois, D., García-Ael, C., y Gómez, A. (2017). *Psicología de los grupos* (2ª ed.). UNED.
52. Muñiz, J. (2018). *Introducción a la psicometría. Teoría Clásica y TRI*. Pirámide.
53. Mundfrom, D. J., Shaw, D. G., y Ke, T. L. (2009). Minimum Sample Size Recommendations for Conducting Factor Analyses. *International Journal of Testing*, 5(2), 159-168. https://doi.org/10.1207/s15327574ijt0502_4
54. Nunnally, J.C. (1978). *Psychometric theory*. McGraw-Hill.
55. Okumura-Clark, A., y Zegarra-López, A. C. (2023). Psychometric Properties of a Peruvian Translation of the Valuing Questionnaire (P-VQ): An Exploratory Structural Equation Modelling Approach. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 15(3), 56-71. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v15.n3.36469>
56. Pentecost, R., y Spence, M. (2009). *Fanship: a measure of hedonic intensity and its mediating effect on consumer behavior in sports* [Conferencia]. SMAANZ. Queensland, Australia. <https://research-repository.griffith.edu.au/handle/10072/31954>
57. Pérez-Dueñas, C., Sánchez-Moral, J., y Checa, P. (2023). Influencia del manejo de conflictos y la regulación emocional en la violencia cometida en la pareja. *Psychology, Society y Education*, 15(1), 20-29. <https://journals.uco.es/psyse/article/view/14570>
58. Ponce, C. (2017). *Fiebre de fútbol*. IPSOS. <https://www.ipsos.com/es-pe/fiebre-de-futbol>
59. Robitzsch, A. (2023). Editorial to the special issue “Feature papers in Psychometrics and Educational Measurement”. *Psych*, 5, 1001-1003. <https://doi.org/10.3390/psych5030066>
60. Rosseel, Y., Jorgensen, T. D., Rockwood, N., Oberski, D., Byrnes, J., Vanbrabant, L., Savalei, V., Merkle, E., Hallquist, M., Rhemtulla, M., Katsikatsou, M., Barendse, M., Scharf, F., y Du, H. (2022). *Lavaan: Latent Variable Analysis*.
61. Šagát, P., Bartik, P., Lazic, A., Tohänean, D. I., Koronas, V., Turcu, I., Knjaz, D., Alexe, C. I., y Curitianu, I. M. (2021). Self-Esteem, Individual versus Team Sports. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(24), 1-7. <https://doi.org/10.3390/ijerph182412915>
62. Sánchez, T. (2003). ¿Cómo se fabrica un fanático? Mecanismos psíquicos en la construcción de una mentalidad fanática. *Papeles Salmantinos de Educación*, (2), 111-133. <https://hdl.handle.net/11162/220664>
63. Sonstroem, R. J., Harlow, L. L., y Josephs, L. (1994). Exercise and Self-Esteem: Validity of Model Expansion and Exercise Associations. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 16(1), 29-42. <https://doi.org/10.1123/jsep.16.1.29>
64. Suh, Y. (2015). The Performance of Maximum Likelihood and Weighted Least Square Mean and Variance Adjusted Estimators in Testing Differential Item Functioning with Nonnormal Trait Distributions. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 22(4), 568–580. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.937669>

Primera versión Escala de Fanatismo en el Deporte peruanos

65. Tannoubi, A., Quansah, F., Hagan, J.E., Srem-Sai, M., Bonsaksen, T., Chalghaf, N., Boussayala, G., Azaiez, C., Snani, H., y Azaiez, F. (2023). Adaptation and Validation of the Arabic Version of the University Student Engagement Inventory (A-USEI) among Sport and Physical Education Students. *Psych*, 5, 320–335. <https://doi.org/10.3390/psych5020022>
66. Thorne, S., y Bruner, G. C. (2006). An exploratory investigation of the characteristics of consumer fanaticism. *Qualitative Market Research: An International Journal*, 9(1), 51–72. <https://doi.org/10.1108/13522750610640558>
67. Urrea-Cuéllar, A. y Londoño Vásquez, D. (2022). Revisión de las tendencias teóricas e investigativas en el campo de la Psicología de la Actividad Física y del Deporte en Iberoamérica. *Psicogente*, 25(47), 1-23. <https://doi.org/10.17081/psico.25.47.4836>
68. van Zyl, L. E., y Ten Klooster, P. M. (2022). Exploratory Structural Equation Modeling: Practical Guidelines and Tutorial With a Convenient Online Tool for Mplus. *Frontiers in psychiatry*, 12, 795672. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2021.795672>
69. Ventura-León, J., Caycho-Rodríguez, T., Barboza-Palomino, M., y Salas, G. (2018). Evidencias psicométricas de la escala de autoestima de Rosenberg en adolescentes limeños. *Revista Interamericana De Psicología/Interamerican Journal of Psychology*, 52(1). <https://doi.org/10.30849/rip/ijp.v52i1.363>
70. Wann, D. L. (1995). Preliminary validation of the sport fan motivation scale. *Journal of Sport and Social Issues*, 19(4), 377-396. <https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/019372395019004004>
71. Yilmaz, T. (2023). Football fanaticism levels of Turkish university students in terms of sports literacy and different variables. *International Journal of Education and Literacy Studies*, 11(4), 318-324. <https://doi.org/10.7575/aiac.ijels.v.11n.4p.318>
72. Zambaglione, D. (2008). Sobre las identidades: ¿Qué es una "hinchada"? *Revista Educación Física y Ciencia*, 10, 101-111. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=439942652007>