



Cuadernos de Psicología del Deporte

ISSN: 1578-8423

ISSN: 1989-5879

Universidad de Murcia

Reyes-Robles, M.; Ceballos-Gurrola, O.; Medina-Rodríguez, R. E.; Rojo-Villa, J. A.; López-Esquerro, L. E.
Propiedades psicométricas de la escala de calidad percibida y satisfacción del deporte municipal
Cuadernos de Psicología del Deporte, vol. 22, núm. 1, 2022, Enero-Abril, pp. 215-229
Universidad de Murcia

DOI: <https://doi.org/10.6018/cpd.473731>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=227072105016>

- ▶ [Cómo citar el artículo](#)
- ▶ [Número completo](#)
- ▶ [Más información del artículo](#)
- ▶ [Página de la revista en redalyc.org](#)

 redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Cita: Reyes-Robles, M.; Ceballos-Gurrola, O; Medina-Rodríguez, R. E.; Rojo-Villa, J. A.; López-Esquerro, L. E. (2022). Propiedades psicométricas de la escala de calidad percibida y satisfacción del deporte municipal. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 22(1), 125-229

Propiedades psicométricas de la escala de calidad percibida y satisfacción del deporte municipal

Psychometric properties of the perceived quality and satisfaction scale of municipal sport

Propriedades psicométricas da escala de satisfação e qualidade percebida do esporte municipal.

Reyes-Robles, M.¹, Ceballos-Gurrola, O², Medina-Rodríguez, R. E.², Rojo-Villa, J. A.¹, López-Esquerro, L. E.³

¹ *Universidad Estatal de Sonora. México;* ² *Universidad Autónoma de Nuevo León. México;* ³ *Instituto Tecnológico de Sonora. México.*

RESUMEN

El objetivo de este estudio fue determinar la validez y fiabilidad del instrumento de calidad percibida y satisfacción del servicio deportivo (EPOD2) en el contexto mexicano, así como invarianza de medición en función del sexo y de institutos del deporte. Participaron 1510 usuarios de servicios deportivos ($M_{\text{edad}} = 20.40$, $DT = 7.47$). El valor de la medida de adecuación muestral del Análisis Factorial Exploratorio (AFE) fue óptimo, la prueba de Bartlett resultó estadísticamente significativa, por lo que el AFE es pertinente. El Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) corroboró la estructura factorial de las escalas, el ajuste de los índices fue adecuado. La invarianza factorial indicó que la estructura es estable tanto para sexo como por instituto del deporte. Se concluye que el instrumento EPOD2 es válido y fiable para el estudio de la calidad percibida y satisfacción de servicios deportivos en población mexicana, además de ser un instrumento de fácil aplicación e interpretación.

Palabras clave: Calidad percibida, satisfacción, deporte municipal, servicios deportivos, invarianza factorial.

ABSTRACT

The aim of this study was to determine the validity and reliability of the perceived quality and satisfaction of sports service instrument (EPOD2) in the Mexican context, as well as the measurement invariance regarding sex and sports institutes. Participants 1510 users of sports services ($M_{\text{age}} = 20.40$, $SD = 7.47$). The value of the measure for sample adequacy of the Exploratory Factor Analysis (EFA) was optimal, the Bartlett test result was statistically significant, which means the EFA is pertinent. The Confirmatory Factor Analysis (CFA) corroborated the scale's factorial structure, the adjustment of the indexes was adequate. The factorial invariance indicated that the structure is stable for sex as for sports institute. It is concluded that the EPOD2 instrument is valid and reliable for the study of the perceived quality and satisfaction of sports services within the Mexican population, besides being an instrument easy to interpret and to apply

Keywords: Perceived quality, satisfaction, municipal sports, sports services, factorial invariance.

RESUMO

O objetivo deste estudo foi determinar a validade e a confiabilidade do instrumento para percepção da qualidade e satisfação do serviço esportivo (EPOD2) no contexto mexicano, bem como a invariância de medição com base em institutos de sexo e esportes. Participaram 1.510 usuários de serviços esportivos ($M_{edad} = 20.40$, $DT = 7.47$). O valor da medida de adequação da amostra da Análise Fatorial Exploratória (AFE) foi ótimo, o teste de Bartlett foi estatisticamente significativo, portanto, a AFE é relevante. A Análise Fatorial Confirmatória (AFC) corroborou a estrutura fatorial das escalas, o ajuste dos índices foi adequado. A invariância fatorial indicou que a estrutura é estável tanto para sexo quanto para institutos esportivos. Conclui-se que o instrumento EPOD2 é válido e confiável para o estudo da qualidade percebida e satisfação dos serviços esportivos na população mexicana, além de ser um instrumento de fácil aplicação e interpretação.

Palavras chave: Qualidade percebida, satisfação, esportes municipais, serviços esportivos, invariância fatorial.

INTRODUCCIÓN

En la actualidad, ha aumentado la preocupación por el conocimiento y valoración de la percepción que tienen los usuarios de los distintos servicios, por lo que todo ello no es ajeno al ámbito de las organizaciones deportivas, puesto que la mayor información que se obtenga de sus usuarios va a resultar de gran utilidad para mejorar la gestión de estos servicios (García-Fernández, Fernández-Gavira, Durán-Muñoz, y Vélez-Colón, 2015). Por ello, es imprescindible conocer la opinión de los usuarios respecto al servicio deportivo que reciben ya que es un aspecto clave en el proceso de consecución de la calidad y mejorar la prestación de los servicios deportivos municipales deportivos (Morales y Gálvez, 2011).

La misión del deporte municipal es promover, fomentar y organizar la participación masiva de la población en actividades físicas, deportivas y recreativas, ampliando los programas de servicio que normalmente se brindan a la comunidad, de tal forma, que existe la necesidad de proporcionar un servicio de calidad a través de la gestión eficaz de los recursos, creando y manteniendo tanto la infraestructura necesaria, programas, actividades, eventos deportivos e instalaciones, para satisfacer los intereses de la comunidad (Gallardo y Jiménez, 2021; Morales-Sánchez, Hernández-

Mendo y Blanco, 2005). Según Mañas, Giménez, Muyor, Martínez-Tur, y Moliner (2008), cuando un usuario acude a una instalación deportiva, además de interactuar con los empleados, también utiliza áreas como la recepción, los vestidores y los propios espacios deportivos, lo que conlleva a trabajar sobre las necesidades para mejorar la infraestructura, el recurso humano y la oferta de actividades (Baier-Fuentes, González-Serrano, Alonso-Santos, Inzunza-Mendoza y Pozo-Estrada, 2020; Ros-Castello, Calabuig y Gómez, 2019).

En definitiva, las instalaciones deportivas municipales que utilizan estrategias dirigidas hacia una gestión eficaz de la calidad del servicio, profundizan en el conocimiento de la práctica deportiva y trabajan para identificar las opiniones y necesidades de los usuarios, lo que les permite dar una orientación adecuada para optimizar la gestión y planificación basadas en la mejora de la calidad y satisfacción del servicio deportivo (Gálvez y Morales, 2011; Magaz-González, Sahelices-Pinto, Mendaña-Cuervo y García-Tascón, 2020; Morales-Sánchez, Hernández-Mendo y Blanco, 2009; Nicolás-López y Escravajal-Rodríguez, 2020; Vila, Sánchez y Manassero 2009).

Con el paso del tiempo los usuarios de este tipo de centros, se han vuelto más exigentes ya que

Escala de calidad percibida y satisfacción del deporte municipal

disponen de referencias sobre las características que ha de reunir la prestación del servicio y que espera recibir los mismos beneficios que exige en otros ámbitos; es decir, el aumento de la oferta ha ido formando a los usuarios dentro de una cultura deportiva más crítica, por lo que disponen cada vez de más elementos de referencia (Bodet, 2006; Vila et al., 2009). Por lo que son cada vez más exigentes (Martin y O'Neill, 2010), y como tal, su lealtad se ha convertido en uno de los logros más importantes para cualquier organización (Bodet, 2012). De tal forma que las exigencias del sector deportivo y los cambios a los que se ve sometido han provocado que la calidad sea un factor clave para el logro de resultados en las organizaciones (Arias-Ramos, Serrano-Gómez y García-García, 2016).

Cada vez son más los estudios que tienen por objeto el análisis de las actividades y programas deportivos y de las organizaciones que los producen (Camino y García, 2014; Nuviala, Grao-Cruces, Nuviala y Fernández-Ozcorta, 2015; Nuviala, Tamayo, Fernández, Pérez-Turpin y Nuviala, 2011; Sánchez, González, López y Díaz, 2017). La importancia de conocer cómo perciben los usuarios la calidad del servicio y otros atributos es una cuestión clave para las organizaciones, de esta forma las investigaciones relacionadas respecto a la calidad con los servicios deportivos constituye un área que ha dado lugar a una gran cantidad de literatura en los últimos años, en diferentes sectores y de diferentes perspectivas (Calabuig, Molina y Núñez, 2012; García, Cepeda y Ruíz, 2012; Granero, Ruíz, García, Baena y Gómez, 2008; Larson y Steinman, 2009).

Por lo anterior, se ha visto adecuada la realización de estudios que han diseñado herramientas y técnicas para evaluar la calidad percibida, la satisfacción y otros constructos en diferentes usuarios de servicios deportivos de carácter público y privado; como el estudio de Gálvez, Boleto y Romero (2015), quienes validaron la versión reducida del cuestionario de Evaluación

de la Calidad Percibida en Servicios Deportivos (CECASDEP). En otro estudio, Nuviala, Tamayo, Nuviala, González y Fernández (2010) diseñaron la escala de Percepción de los Servicios de Organizaciones Deportivas (EPOD). Así como otros autores que crearon instrumentos más específicos para adaptarse a las necesidades de los servicios deportivos como la escala de Calidad Percibida del Servicio (QSPORT-14) utilizada en centros deportivos fitness, piscina y buceo (Yildiz y Kara, 2012); otro estudio de Serrano-Gómez, Rial, García-García y Gambau (2013), que utilizaron la Escala para evaluar la Calidad Percibida en los clubes de golf (QGOLF-9); así también, el cuestionario para evaluar Servicios Náuticos (NEPTUNO) diseñado por Calabuig, Quintanilla y Mundina (2008). En México (Morquecho-Sánchez, Morales-Sánchez, Ceballos-Gurrola y Medina-Rodríguez, 2016) se tiene evidencia de la validación y aplicación del cuestionario de Evaluación de la Calidad Percibida en Organizaciones de Servicios Deportivos Universitarios (QUNISPORT V.MX). Por otro lado, se han Evaluado la Calidad Percibida en Programas de Voluntariado Deportivo (QVOLSPORT) en España (García-González, Chica-Merino, Hernández-Mendo y Morales-Sánchez, 2011; García-González, Morales-Sánchez, Hernández-Mendo y Chica-Merino, 2011) y la adaptación al contexto mexicano QVOLSPORT mx, (Morquecho-Sánchez, Morales-Sánchez, Ceballos-Gurrola, Pineda-Espejel y Zamarripa, 2021).

Para la selección del instrumento se consultaron varias escalas en el campo de los servicios deportivos analizando las características de los mismos, así como también descartando ciertas limitaciones que pudiesen afectar el desarrollo y cumplimiento de los resultados como la falta de factores necesarios para valorar los atributos del servicio deportivo, un excesivo número de ítems, que al ser un instrumento específico no permitiera la generalización de los resultados. En este sentido, la escala EPOD2 fue la que mejor se adaptó al contexto del deporte municipal, es una

herramienta con buenas propiedades psicométricas y validada en el contexto español, compuesta por 24 ítems distribuidos en siete factores que evalúa la calidad percibida y satisfacción de los servicios deportivos en organizaciones deportivas de forma válida, fiable, sencilla y de fácil aplicación (Nuviala, Grao-Cruces, Tamayo, Nuviala, Álvarez y Fernández-Martínez, 2013). Una vez expuesto lo anterior, el objetivo de este estudio fue determinar la validez y fiabilidad del instrumento de calidad percibida y satisfacción del servicio deportivo (EPOD2) al contexto mexicano, así como invarianza de medición en función del sexo e institutos del deporte.

MATERIAL Y MÉTODOS

Diseño de Investigación

Se presenta un estudio no experimental de cohorte transversal, comparativo y correlacional, que analiza la calidad percibida y satisfacción del servicio deportivo (Ato, López y Benavente, 2013).

Participantes

La muestra fue de 1510 usuarios (hombres = 62.5%; mujeres = 37.5%), se obtuvo mediante un muestreo por conveniencia, tratando de abarcar la representatividad en dos Institutos Deportivos Municipales de Sonora, México. Con una media de edad de 20.40 años ($DT = 7.47$), el 0.6% de participantes tenía estudios de educación primaria, el 13.7% secundaria, el 32.5% bachillerato, el 14.8% estudios de nivel técnico y el 38.4% de nivel superior. En términos de frecuencia de la práctica deportiva, el 43.3% entrenaba de cuatro a más días por semana, el 39.7% tres días por semana, el 13.0% dos días a la semana y el 4.0% una vez por semana. El 23.8% dedicaba a los entrenamientos 60 minutos por sesión, el 49.3% le dedicaba 120 minutos y el restante 26.9% más de 120 minutos.

La muestra total se dividió en dos submuestras de manera aleatoria con el fin de realizar estudios secuenciales. La muestra 1, que sirvió para llevar a cabo el análisis factorial exploratorio, se conformó de 774 usuarios con una edad promedio de 20.41 años ($DT = 7.40$). La muestra 2, que sirvió para llevar a cabo el análisis factorial confirmatorio, se conformó de 736 usuarios con una edad promedio de 20.40 años ($DT = 7.55$).

Instrumento

Se utilizó el instrumento de medición de la calidad percibida y satisfacción de usuarios de organizaciones que prestan servicios deportivos EPOD2 (Nuviala et al., 2013) compuesto por 24 ítems de respuesta alternativa tipo Likert, que oscilan de 1 (muy en desacuerdo) a 5 (muy de acuerdo), distribuidos en Calidad percibida (20 ítems, 6 factores: Entrenador, Instalaciones, Material, Actividad, Comunicación y Personal) y Satisfacción (4 ítems, un solo factor). Un ejemplo de las preguntas es: “*Estoy contento/a con el trato recibido por el entrenador*”.

Procedimiento

En primer lugar, se procedió a la aplicación de un estudio piloto con el fin de adecuar, en alguna medida, el cuestionario original, permitiendo comprobar si los encuestados entienden la comprensión de cada una de las preguntas e instrucciones del cuestionario. Una vez aplicado el cuestionario a 50 usuarios, se hicieron mínimas adecuaciones lingüísticas. Posteriormente, se consideró oportuno hacer una evaluación de los ítems con la ayuda de expertos en la materia, concluyendo que la redacción de las preguntas del cuestionario fueron adecuadas y fáciles de entender, procediendo con su aplicación definitiva.

Antes de proceder a la recogida de datos, se solicitaron los permisos previos para realizar el estudio a los institutos del deporte municipal de Sonora. El trabajo de campo se realizó mediante

Escala de calidad percibida y satisfacción del deporte municipal

un cuestionario autoadministrado con presencia de personal capacitado para su aplicación. Además, se dio a conocer a los usuarios un consentimiento informado donde se explicó sobre los objetivos de la investigación y se garantizó a los participantes, que el uso y manejo de los datos se mantendrían de forma confidencial. El tiempo promedio en la administración fue de 15 minutos.

Análisis estadístico

Para el tratamiento de los datos se utilizó el programa estadístico SPSS v.24. En un primer momento, se llevó a cabo la depuración y calidad de los datos. Segundo, se obtuvieron parámetros descriptivos (la media, desviación típica, correlación ítem-total y el alfa de Cronbach si se elimina el elemento). Tercero, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) utilizando la matriz de correlaciones Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y prueba de esfericidad de Bartlett, mediante el método de componentes principales, utilizando un criterio de rotación Varimax. Se correlacionaron los factores mediante el coeficiente de Pearson, previo a ello, se comprobó la normalidad de los datos (Kolmogorov-Smirnov) y se estimó la consistencia interna mediante el coeficiente alfa de Cronbach.

Cuarto, para fortalecer la validez y confirmar su estructura factorial, se llevó a cabo el análisis factorial confirmatorio (AFC) con el programa AMOS v.20.0 siguiendo el método de Máxima Verosimilitud, en este análisis se verifica el ajuste analizando los índices básicos recomendados por la literatura (Schweizer, 2010), el valor de chi-cuadrado dividido por los grados de libertad (χ^2/df) inferiores a 3.0 representan un buen ajuste del modelo (Kline, 2016). El índice de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker-Lewis (TLI), índice de bondad de ajuste (GFI) y el índice normativo incremental (IFI) con valores en el rango de 0.90 a 0.95 indican un ajuste aceptable y satisfactorio para valores de 0.95 a 1.00 (Hu y Bentler, 1999), el error de aproximación

cuadrático medio (RMSEA) se consideran valores satisfactorios menores a .05 y aceptables valores inferiores a .08 (Llorent-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco, 2014). Posteriormente, se calculó el coeficiente de fiabilidad compuesta (CR) considerando valores superiores a .70 (Bagozzi y Yi, 1988; Hair, Black, Babin y Anderson, 2010) y varianza media extraída (AVE), el mismo que se satisface si es $> .50$ (Fornell y Larcker, 1981); sin embargo, este criterio puede considerarse muy conservador y se pueden aceptar valores levemente menores (Hair et al., 2010). Para finalizar, se revisó la invarianza de medida, evaluándose la invarianza configural, métrica, escalar y estricta (Byrne, 2016) tomando como criterio que la variación del CFI ($\Delta CFI \leq 0.01$; Cheung y Rensvold, 2002).

RESULTADOS

Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

Se llevó a cabo el análisis descriptivo de los ítems, tanto de la escala de calidad percibida como de satisfacción, arrojando que todos los ítems contribuyen de forma adecuada al conjunto de cada escala, en ningún caso se tuvo que eliminar un ítem para mejorar dicho valor. La fiabilidad global de la escala de calidad percibida fue de $\alpha = .90$, mientras que la consistencia interna de la escala satisfacción es de $\alpha = .91$. Sin embargo, el coeficiente alfa de Cronbach de los factores de la escala calidad percibida oscilan entre .79 y .89, estos valores se pueden observar en la Tabla 1.

Para comprobar la adecuación de la escala de calidad percibida, se realizó un análisis factorial exploratorio en la mitad de la muestra ($n = 774$), comprobando que el valor de la medida de adecuación muestral fue óptimo, con un índice de KMO de .88 y la prueba de Bartlett resultó estadísticamente significativo con un valor de 8751.99 ($p < .001$), lo que lleva a concluir que la

Tabla 1

Media, desviación típica, correlación entre factores y alfa de Cronbach sobre la diagonal

Factores	M (DT)	1	2	3	4	5	6	7
1 Entrenador/Instructor	3.90 ± 1.10	(.89)						
2 Instalación/espacio	3.05 ± 1.35	.29**	(.88)					
3 Material	3.37 ± 1.22	.44**	.53**	(.89)				
4 Actividad	4.00 ± 0.82	.32**	.20**	.33**	(.79)			
5 Comunicación	3.23 ± 1.24	.29**	.44**	.42**	.40**	(.83)		
6 Personal	3.98 ± 1.01	.46**	.34**	.45**	.29**	.38**	(.86)	
7 Satisfacción	3.94 ± 1.04	.49**	.33**	.48**	.36**	.39**	.68**	(.91)

Nota. ** $p < 0,01$

aplicación del análisis factorial resulta pertinente. A partir de estos análisis se extrajeron seis factores con valores eigen de 1 o mayores, que conjuntamente explican un 74.76% de la varianza total. El primer factor (Entrenador) compuesto por cuatro ítems explica el 35.68% de la varianza, el segundo (Actividad) por cinco ítems explica el 11.33%, el tercer (Instalaciones) con tres ítems explica el 10.52%, el cuarto (Material) con tres ítems explica el 6.52%, el quinto (Comunicación) con tres ítems explica el 5.62% y el sexto (Personal) con dos ítems explica el 5.09% de la varianza. Las cargas factoriales oscilan entre un mínimo de .62 para el ítem 12 y un máximo de .87 para el ítem 19, tomando como criterio aquellos ítems de cada factor que tuvieran saturaciones con valores igual o superiores a .30.

Se realizó el mismo procedimiento para los cuatro ítems de la escala de satisfacción. El valor de la medida de adecuación muestral fue óptimo, con un índice de KMO de .83 y la prueba de Bartlett resultó estadísticamente significativo con un valor de 2152.77 ($p < .001$). La estructura resultante que está conformada por un solo factor explica un 79.19% de la varianza total, con cargas factoriales que oscilan entre .86 y .91.

Previo al análisis factorial confirmatorio, se realizó una correlación a través del coeficiente de Pearson entre los factores. Como puede observarse en la Tabla 1, se muestran correlaciones significativas, positivas y

moderadas entre todos los factores que componen la escala de calidad percibida y satisfacción.

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

Para comprobar que las escalas siguen la estructura factorial, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio siguiendo el criterio de máxima verosimilitud, para ello se seleccionó la otra mitad de la muestra ($n = 736$). Obteniendo para la escala de calidad percibida resultados adecuados a los índices de ajuste respecto al modelo inicial. No obstante, para mejorar el ajuste, se llevó a cabo la revisión de la estructura factorial tomando como base la magnitud de las cargas factoriales, seleccionando aquellos ítems cuya carga factorial estandarizada con valores igual o superior a .50, eliminándose del modelo original el ítem 12. Esta modificación produjo una mejoría en las cargas factoriales oscilando entre (λ) .60 - .93, así como una mejora en los índices de ajuste, en este caso sobre 19 ítems, mostrando los valores recomendados como se muestra en la Tabla 2.

Por otra parte, en lo que respecta a la escala de satisfacción, los resultados de los índices de ajuste incremental presentaron valores excelentes (IFI = .99, TLI = .99, CFI = .99), así como los índices de ajuste absoluto presentaron valores buenos (RMSEA = .06, GFI = .99). Finalmente, el coeficiente χ^2/gl presentó un valor superior a lo recomendado ($\chi^2/gl = 3.9$). Por otra parte, la estructura de los ítems mostró cargas factoriales de (λ) .87, .87, .87 y .83.

Escala de calidad percibida y satisfacción del deporte municipal

Tabla 2

Medidas de bondad de índices de ajuste de calidad percibida

Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	Índices de ajuste absoluto		Índices de ajuste incremental		
				RMSEA	GFI	TLI	CFI	IFI
Modelo inicial	392.23	155	2.5	.04	.95	.96	.97	.97
Modelo modificado	320.12	137	2.3	.03	.96	.97	.98	.98

Validez Convergente y Discriminante

Una vez llevado el análisis factorial confirmatorio, fueron tomados los valores resultantes de la escala de calidad percibida y satisfacción, para llevar a cabo la validez convergente, cumpliendo así, este tipo de validez ya que todas las saturaciones de las cargas factoriales estandarizadas arrojaron valores por encima del punto de criterio .50. Por otra parte, la Tabla 3 muestra la fiabilidad compuesta (CR) con valores superiores a .70. Así también, la varianza media extraída (AVE) recomienda que los valores sean superiores a .50. En este sentido, se evaluó la validez discriminante de la escala calidad percibida, donde la comparación de la raíz cuadrada de AVE es mayor con la correlación interfactorial. De igual forma, la escala de satisfacción mostró valores adecuados de CR obteniendo índices que oscilan entre .80 y .89 y los índices de AVE oscilan entre .50 y .81 como se muestra en la tabla 3.

Invarianza factorial de acuerdo con el sexo e institutos del deporte municipal

Debido a que el modelo de seis factores de la escala de calidad del servicio presentó un buen ajuste, se empleó un AFC multigrupo para comprobar su invarianza factorial en función del sexo y de institutos del deporte. En primer lugar, se establece el modelo configural (M1), y a partir de este se ha probado una serie de modelos anidados (M2, M3 y M4). Como se observa en la Tabla 4, el primer modelo (M1 modelo base) no presenta restricciones en función de los grupos, presentando índices de ajuste aceptables, lo que

permite examinar la invarianza configural entre los grupos; la existencia de diferencias no significativas entre los modelos significa que las restricciones pueden someterse y asumir la invarianza en función de los grupos. En el M2, las cargas factoriales se restringen a ser iguales en ambos grupos, los índices de ajuste fueron adecuados. Por ello, puede asumirse el criterio de invarianza métrica. Los hallazgos sugieren que las cargas factoriales son invariantes entre los grupos. En el M3, los interceptos se restringen a ser iguales entre los grupos, los índices de ajuste del modelo fueron adecuados, asumiendo el criterio de invarianza escalar en los grupos. Finalmente, se analizó el M4, referida a la igualdad estadística de residuos, reportando con ello, índices de ajuste favorables, cumpliendo, así, con el criterio de invarianza estricta.

Por otra parte, en lo que respecta a la escala de satisfacción, se empleó el mismo procedimiento para comprobar su invarianza factorial, presentando índices de ajuste satisfactorios. Como se observa en la Tabla 5, tanto para sexo e institutos del deporte, el M1 no presenta restricciones en función de los grupos con índices de ajuste aceptables, lo que permite examinar la invarianza configural entre los grupos. En el M2, las cargas factoriales se restringen a ser iguales en ambos grupos, los índices de ajuste fueron adecuados, asumiendo el criterio de invarianza métrica. En el M3, los interceptos se restringen a ser iguales entre los grupos, mostrando índices de ajuste adecuados, asumiendo con ello, el criterio de invarianza escalar. Finalmente, se analizó el M4, referida a la igualdad estadística de residuos, reportando con ello, índices de ajuste favorables, cumpliendo con el criterio de invarianza estricta.

Tabla 3

Validez discriminante de la escala de calidad del servicio

Factores	CR	AVE	1	2	3	4	5	6
1 Entrenador	.88	.64	(.80)					
2 Instalación	.87	.70	.30	(.83)				
3 Material	.89	.74	.51	.55	(.86)			
4 Actividad	.80	.50	.49	.22	.43	(.70)		
5 Comunicación	.85	.66	.32	.51	.50	.39	(.81)	
6 Personal	.89	.81	.46	.34	.47	.50	.46	(.90)

Nota: CR = fiabilidad compuesta, AVE = Varianza media extraída, sobre la diagonal la raíz cuadrada de AVE

Tabla 4

Invarianza de medición de la escala calidad del servicio por sexo e institutos del deporte

Modelo	χ^2	(gl)	$\Delta\chi^2$	$\Delta(gl)$	CFI	RMSEA	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Sexo								
Hombre	262.66	137	-	-	.97	.04	-	-
Mujer	211.48	137	-	-	.97	.04	-	-
M1	474.19	274	-	-	.97	.03	-	-
M2	487.82	287	13.63	13	.97	.03	0.00	0.00
M3	507.69	308	19.87	21	.97	.03	0.00	0.00
M4	594.86	327	87.19	19	.96	.03	0.01	0.00
Instituto								
Cajeme	346.64	137	-	-	.95	.06	-	-
Navojoa	196.82	137	-	-	.98	.03	-	-
M1	543.46	274	-	-	.96	.03	-	-
M2	571.84	287	28.38	13	.96	.03	0.00	0.00
M3	636.06	308	64.22	21	.96	.03	0.00	0.00
M4	725.09	327	89.00	19	.95	.04	0.01	0.01

Nota. M1 = Configural, M2 = Métrica, M3 = Escalar, M4 = Estricta

Tabla 5

Invarianza de medición de la escala satisfacción por sexo e institutos del deporte

Modelo	χ^2	(gl)	$\Delta\chi^2$	$\Delta(gl)$	CFI	RMSEA	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
sexo								
Hombre	2.69	1	-	-	.99	.06	-	-
Mujer	2.30	1	-	-	.99	.06	-	-
M1	5.00	2	-	-	.99	.04	-	-
M2	11.57	5	6.57	3	.99	.04	0.00	0.00
M3	14.35	6	2.78	1	.99	.04	0.00	0.00
M4	20.29	11	5.94	5	.99	.03	0.00	0.01
Instituto								
Cajeme	8.34	1	-	-	.98	.09	-	-
Navojoa	2.50	1	-	-	.99	.06	-	-
M1	14.47	2	-	-	.99	.07	-	-
M2	19.24	5	4.77	3	.99	.06	0.00	0.01
M3	19.74	6	0.50	1	.99	.06	0.00	0.00
M4	52.59	11	32.85	5	.98	.07	0.01	0.01

Nota. M1 = Configural, M2 = Métrica, M3 = Escalar, M4 = Estricta

Escala de calidad percibida y satisfacción del deporte municipal

DISCUSIÓN

El objetivo del presente estudio fue determinar la validez y fiabilidad del instrumento de calidad percibida y satisfacción del servicio deportivo (EPOD2) en el contexto mexicano, así como invarianza de medición en función del sexo y de institutos del deporte. Los resultados de este trabajo confirman la validez y fiabilidad del instrumento, obteniendo valores satisfactorios que resultan apropiados, llevándose en primer lugar un análisis estadístico de cada uno de los ítems, tomando como criterio para conservar un ítem fuera mayor o igual a .30 en el coeficiente correlación ítem-total, arrojando valores superiores a lo establecido (Lloret-Segura et al. 2014, Nunnally y Bernstein, 1995; Nuviala et al., 2010). Este criterio, no varía mucho con el estudio de Nuviala et al. (2013) tomando como razón un valor mayor o igual a .35.

Como segundo paso, los resultados del análisis factorial exploratorio (AFE) para determinar las propiedades psicométricas, utilizando el índice de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1974) y la prueba esfericidad de Bartlett (Bartlett, 1950) arrojaron índices apropiados para las dos escalas, resultados similares a otros estudios (Nuviala et al., 2013; Nuviala, Tamayo-Fajardo, Ruiz-Alejos, Nuviala, y Dalmau 2017). Lo que lleva a concluir que la aplicación del análisis factorial resulta pertinente, se extrajeron factores con autovalores superiores a 1 y que estos aportaran una explicación de la varianza como mínimos del 3.5%. Así como también, tomado como criterio aquellos ítems de cada factor que tuvieran una saturación como mínimo de .30 (Bandalos y Finney, 2010; Kline, 1994). Por otro lado, los seis factores extraídos de la escala de calidad percibida explican conjuntamente un 74.76% y la de satisfacción un 79.19% de la varianza total, mostrando un resultado superior al estudio de Nuviala et al. (2013). En este sentido, Gorsuch (1997) señala que una solución factorial es satisfactoria si explica por lo menos el 50% de

la varianza total y generalmente se espera que el primer factor reúna los aspectos más relevantes y acumule el mayor porcentaje de la varianza; por otro lado, hay autores que consideran como satisfactoria una solución que represente como mínimo el 60% de la varianza total (Hair, Anderson, Tatham y Black, 1999).

La fiabilidad del instrumento mediante el análisis de consistencia interna a través del coeficiente alfa de Cronbach (Cronbach, 1951) resultó con valores buenos para todos los factores, considerando que existe homogeneidad entre los ítems de cada factor, teniendo en cuenta el rango establecido por Oviedo y Campos-Arías (2005). Además, los factores correlacionan entre sí de forma positiva y estadísticamente significativa.

Para comprobar la estructura factorial, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio, que de acuerdo a los resultados y mejorar el ajuste, se hizo la revisión de la magnitud de las cargas factoriales, seleccionando aquellos ítems cuya carga factorial estandarizada tuvieran valores $\geq .50$, eliminándose del modelo original el ítem 12. Esta modificación produjo una mejoría en las cargas factoriales, siguiendo con ello algunas recomendaciones de Kline (2016), por lo que todas las saturaciones factoriales (λ) presentaron valores superiores a .60. Además, el valor de chi-cuadrado dividido por los grados de libertad ($\chi^2/g.l$) menor a tres indican un buen ajuste del modelo (Carmines y McIver, 1983), aunque Hu y Bentler (1999) señalan que en el cociente entre chi-cuadrado y los grados de libertad, un modelo considerado perfecto su valor sería de 1.0 y las ratios por debajo de 2.0 se considerarán como indicadores de un muy buen ajuste del modelo, mientras que valores por debajo de 5.0 son considerados como aceptables. Por otro lado, el índice de ajuste de Tucker-Lewis (TLI), el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de ajuste incremental (IFI) y el índice de bondad de ajuste (GFI) obtenidos están por encima de .90 indicando un ajuste satisfactorio (Hu y Bentler,

1999) y el error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) inferior a .06 a un valor máximo de .08 son considerados satisfactorios (Cole y Maxwell, 1985; Llorent-Segura et al., 2014; Nuviala et al., 2010). Por lo anterior, de acuerdo a las recomendaciones los índices de bondad de ajuste del modelo resultaron apropiados tanto para la escala calidad percibida y satisfacción. En este sentido, los resultados obtenidos confirman la estructura de seis factores en la escala calidad percibida y un factor para la escala de satisfacción propuesta en el estudio de Nuviala et al. (2013).

Para fortalecer más el estudio se calculó la consistencia interna a través del coeficiente de fiabilidad compuesta (CR) que resulta más adecuado que el valor alfa de Cronbach (Lévy-Mangin y Varela, 2006) considerándose apropiados índices superiores a .70 (Bagozzi y Yi, 1988; Hair et al., 2010), obteniendo, así, valores superiores a lo recomendado. De igual forma, se estimó la varianza media extraída (AVE) indicando que cuanto mayor sea su valor, más representativos son los indicadores de la dimensión crítica en la que cargan, considerándose por lo general un buen ajuste superior a .50 (Bagozzi y Yi, 1988; Hair et al., 2010). En este sentido, se evaluó la validez discriminante de la escala calidad percibida, donde la comparación de la raíz cuadrada de AVE es mayor con la correlación interfactorial (Fornell y Larcker, 1981). Los resultados de FC y AVE en este estudio presentaron valores más altos en la mayoría de los factores respecto al estudio de Nuviala et al. (2017).

Los hallazgos respecto a la invarianza de medición, basándose en el enfoque estadístico para el AFC Multigrupo (Byrne, 2016), confirman que puede asumirse el criterio de invarianza factorial respecto al sexo e institutos del deporte. Estos datos sugieren, que la estructura y la relación entre las variables observadas con cada factor latente es equivalente para cada uno de los grupos, tomando, así, como indicador que los parámetros restringidos fuesen

invariantes, considerando que el cambio de CFI sea igual o inferior a .01 entre los sucesivos niveles de invarianza (Cheung y Rensvold, 2002). En este sentido, reportar la invarianza de medición brinda información sobre cómo diferentes grupos conciben el constructo que está siendo medido (Putnick y Bornstein, 2016). De acuerdo a lo anterior, en un estudio por Nuviala et al. (2017) en usuarios que realizaban actividad física no dirigida en servicios deportivos públicos reportan resultados satisfactorios respecto al análisis de invarianza factorial entre los grupos.

CONCLUSIONES

Por lo tanto, los resultados arrojados en este estudio pueden considerarse importantes para el análisis de la calidad percibida y satisfacción en el contexto deportivo mexicano, su fácil aplicación e interpretación hacen posible su utilización, corroborando con ello una herramienta que dispone de propiedades psicométricas sólidas. Los resultados del análisis de invarianza factorial resultaron igualmente satisfactorios, asentando que la equivalencia psicométrica permite extraer información relevante sobre cada uno de los parámetros del modelo de medida, asegurando y permitiendo las comparaciones entre grupos. Por lo que queda añadir que la calidad percibida y satisfacción son constructos complejos que deben seguir estudiándose y que resulta conveniente seguir investigando en otros campos de estudio, considerando el uso de pruebas de invarianza que establezcan comparaciones en diferentes contextos geográficos y culturales.

En cuanto a las limitaciones consideradas en la investigación, podría ser la propia muestra estudiada ya que se ubica en el norte de México y que hacen uso de instalaciones deportivas públicas municipales. Por otro lado, el estudio tiene un enfoque cuantitativo por lo que resultaría de interés utilizar otros métodos de carácter cualitativo.

Escala de calidad percibida y satisfacción del deporte municipal

APLICACIONES PRÁCTICAS

Finalmente, esta investigación proporciona un aporte para el quehacer de los gestores del deporte, donde la escala puede aplicarse en organizaciones deportivas tanto públicas como privadas y empresas de servicios deportivos ayudando en la contribución de acciones evaluativas para comprender mejor aquellos aspectos claves en la prestación de servicios deportivos, buscando la satisfacción, fidelidad y permanencia de los usuarios/deportistas, aumentando los niveles de práctica deportiva, el compromiso, emociones y motivación, proporcionando con ello un referente para futuros trabajos de investigación en colaboración con el campo de la psicología del deporte.

AGRADECIMIENTOS

El trabajo de investigación fue financiado por una beca de gobierno mexicano por parte de PROMEP con número de folio (CESUES-EXB-071).

REFERENCIAS

1. Arias-Ramos, M., Serrano-Gómez, V., y García-García, O. (2016). ¿Existen diferencias en la calidad percibida y satisfacción del usuario que asiste a un centro deportivo de titularidad privada o pública? Un estudio piloto. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 16(2), 99-110. Recuperado de <https://revistas.um.es/cpd/article/view/264471>
2. 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>
3. Baier-Fuentes, H., González-Serrano, M. H., Alonso-Santos, A., Inzunza-Mendoza, W., & Pozo-Estrada, V. (2020). Emotions and sport management: a bibliometric overview. *Frontiers in psychology*, 11, 1512. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01512>
4. Bagozzi, R. P., y Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1), 74-94. <https://doi.org/10.1007/BF02723327>
5. Bandalos, D. L., y Finney, S. J. (2010). Factor Analysis: Exploratory and confirmatory. En G. R. Hancock, L. M. Stapleton y R. O. Mueller (Eds), *The reviewer's guide to quantitative methods in the social sciences*, (2ª ed., pp. 93-132). New York: Routledge.
6. Bartlett, M. S. (1950). Test of significance in factor analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 3(2), 77-85. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1950.tb00285.x>
7. Bodet, G. (2006). Investigating customer satisfaction in a health club context by an application of the tetraclasse model. *European Sport Management Quarterly*, 6(2), 149-165. <https://doi.org/10.1080/16184740600954148>
8. Bodet, G. (2012). Loyalty in sport participation service: An examination of the mediating role of psychological commitment. *Journal of Sport Management*, 26(1), 30-42. <https://doi.org/10.1123/jsm.26.1.30>
9. Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: Basic Concepts, applications, and programming* (3th ed.). New York: Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315757421>
10. Calabuig, F., Molina, N., y Núñez, J. (2012). Una aplicación inicial del modelo tridimensional de calidad de servicio en centros deportivos privados. *E-balonmano. Com: Revista de Ciencias del*

- Deporte*, 8(1), 67-81. Recuperado de <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=86524173006>
11. Calabuig, F., Quintanilla, I. y Mundina, J. (2008). La calidad percibida de los servicios deportivos: diferencias según instalación, género, edad y tipo de usuario en servicios náuticos. *Revista Internacional de Ciencias del Deporte*, 4(10), 25-43. <https://doi.org/10.5232/ricyde2008.01003>
 12. Camino, M., y García, J. (2014). La percepción de calidad, valor y satisfacción de un club deportivo. La perspectiva de padres y deportistas adultos. *E-balonmano. com: Revista de Ciencias del Deporte*, 10(2), 99-112.
 13. Carmines, E., y McIver, J. (1983). An Introduction to the Analysis of Models with Unobserved Variables. *Political methodology*, 9(1), 51-102.
 14. Cheung, G. W., y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
 15. Cole, D. A., y Maxwell, S. E. (1985). Multitrait-Multimethod Comparisons Across Populations: A Confirmatory Factor Analytic Approach. *Multivariate Behavioral Research*, 20(4), 389-417. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2004_3
 16. Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
 17. Fornell C., y Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural model with unobserved variables and measurement errors. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
 18. Gallardo, L., y Jiménez, A. (2021). *La gestión de los servicios deportivos municipales: vías para la excelencia*. España: INDE.
 19. Gálvez, P., Boleto, A., y Romero, R. P. (2015). Validación de la versión reducida del CECASDEP en usuarios de servicios deportivos. *Suma Psicológica*, 22(2), 78-85. <https://doi.org/10.1016/j.sumpsi.2015.08.001>
 20. García, J., Cepeda, G. y Ruíz, D. (2012). La satisfacción de clientes y su relación con la percepción de calidad en Centro de Fitness: utilización de la escala CALIDFIT. *Revista de Psicología del Deporte*, 21(2), 309-319. Recuperado de <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=235126897011>
 21. García-Fernández, J., Fernández-Gavira, J., Durán-Muñoz, J., y Vélez-Colón, L. (2015). The activity on social networks: A case study in the fitness industry. *Retos. Nuevas-Tendencias en Educación Física Deporte y Recreación*, 28, 44-49. <https://doi.org/10.47197/retos.v0i28.34839>.
 22. García González, R., Chica Merino, E., Hernández Mendo, A. y Morales Sánchez, V. (2011). Evaluación de la calidad percibida en programas de voluntariado deportivo: un estudio piloto. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 11(2, suple),163-170.
 23. García González, R., Morales Sánchez, V., Hernández Mendo, A. y Chica Merino, E. (2011). Una herramienta para evaluar la Calidad y la permanencia en el Voluntariado deportivo. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 11(2, suple),171-178.
 24. Gorsuch, R. L. (1997). Exploratory factor analysis: its role in item analysis. *Journal of Personality Assessment*, 68(3), 532-560.

Escala de calidad percibida y satisfacción del deporte municipal

- https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6803_5
25. Granero, A., Ruíz, F., García, M., Baena, A., y Gómez, M. (2008). Análisis del perfil sociodemográfico de senderistas y ciclistas que recorren el camino de Santiago. *Retos-Nuevas Tendencias de Educación Física, Deporte y Recreación*, 13, 56-59. <https://doi.org/10.47197/retos.v0i13.35029>
26. Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., y Anderson, R. E. (2010). *Multivariate Data Analysis: A Global Perspective* (7th ed.). London: Pearson Education.
27. Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., y Black, W. C. (1999). *Análisis Multivariante* (5ta ed.). Madrid: Pearson Prentice Hall.
28. Hu, L. y 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>
29. Kaiser H. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
30. Kline, P. (1994). *An easy guide to factor analysis*. London: Routledge.
31. Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of Structural Equation Modeling* (4th ed.). New York: The Guilford Press.
32. Larson, B., y Steinman, R. (2009). Driving NFL fan satisfaction and return intentions with concession service quality. *Services Marketing Quarterly*, 30(4), 418-428. <https://doi.org/10.1080/15332960903199430>
33. Lévy-Mangin, J. P., y Varela, J. (2006). *Modelización con estructuras decovarianzas en Ciencias Sociales: Temas Esenciales, Avanzados y Aportaciones Especiales*. España: Netbiblo.
34. Llorent-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>
35. Magaz-González, A. M., Sahelices-Pinto, C., Mendaña-Cuervo, C., & García-Tascón, M. (2020). Overall Quality of Sporting Events and Emotions as Predictors of Future Intentions of Duathlon Participants. *Frontiers in Psychology*, 11, 1432. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01432>
36. Mañas, M., Giménez, G., Muyor, J., Martínez-Tur, V., y Moliner C. (2008). Los tangibles como predictores de la satisfacción del usuario en servicios deportivos. *Psicothema*, 20(2), 243-248.
37. Martin, D. y O'Neill, M. (2010). Scale development and testing: A new measure of cognitive satisfaction in sports tourism. *Event Management*, 14(1), 1-15. <https://doi.org/10.3727/152599510X12724735767471>
38. Morales-Sánchez, V., Hernández-Mendo, A. y Blanco, A. (2005). Evaluación de la calidad en los programas de actividad física. *Psicothema*, 17(2), 292-298.
39. Morales-Sánchez, V., Hernández-Mendo, A. y Blanco, A. (2009). Evaluación de la calidad en organizaciones deportivas: adaptación del modelo Servqual. *Revista de Psicología del Deporte*, 18(2), 137-150.
40. Morales. V., y Gálvez. A. (2011). La percepción del usuario en la evaluación de la calidad de los servicios municipales deportivos. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 11(2), 147-154.
41. Morquecho-Sánchez, R., Morales-Sánchez, V., Ceballos-Gurrola, O. y

- Medina-Rodríguez, R. E. (2016). Cuestionario de evaluación de la calidad percibida en organizaciones de servicios deportivos universitarios (QUNISPORT V.MX): programa factor. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 11(2), 271-277.
42. Morquecho-Sánchez, R., Morales-Sánchez, V., Ceballos-Gurrola, O., Pineda-Espejel, A., Zamarripa, J. (2021). Evaluación de la calidad percibida de los programas de voluntariado deportivo universitario al contexto mexicano: Universiada Nacional. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 21(2), 174-182. <https://doi.org/10.6018/cpd.469711>
43. Nicolás-López, J., y Escaravajal-Rodríguez, J. C. (2020). Satisfacción con los servicios deportivos del Campus Universitario de Espinardo. *SPORT TK-Revista EuroAmericana de Ciencias del Deporte*, 9(1), 105-112 <https://doi.org/10.6018/sportk.412571>
44. Nunnally, J. C. y Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill.
45. Nuviala, A., Grao-Cruces, A., Nuviala, R. y Fernández-Ozcorta, E. (2015). Asociación entre calidad del servicio deportivo, valor y satisfacción de usuarios en España. *Universitas Psychologica*, 14(2), 589-598. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy14-2.abss>
46. Nuviala, A., Grao-Cruces, A., Tamayo, J. A., Nuviala, R., Álvarez, J., y Fernández-Martínez, A. (2013). Diseño y validación del cuestionario de valoración de servicios deportivos (EPOD2). *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, 13(51), 419-436. Recuperado de <http://cdeporte.rediris.es/revista/revista51/artdiseno388.htm>
47. Nuviala, A., Tamayo, J. A., Fernández, A., Pérez-Turpin, J. A. y Nuviala, R. (2011). Calidad del servicio deportivo en la edad escolar desde una doble perspectiva. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, 11(42), 220-235. Recuperado de <http://cdeporte.rediris.es/revista/revista42/artcalidad210.htm>
48. Nuviala, A., Tamayo, J. A., Nuviala, R., González, J. y Fernández, A. (2010). Propiedades psicométricas de la escala de valoración de organizaciones deportivas EPOD. *Retos: Nuevas Tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 18, 83-87. Recuperado de <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=345732284016>
49. Nuviala, A., Tamayo-Fajardo, J. A., Ruiz-Alejos, C., Nuviala, R., y Dalmau, J. (2017). Adaptación y validación del cuestionario Epod 2.1 a usuarios libres de centros. *Retos-Nuevas Tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 31, 40-45 <https://doi.org/10.47197/retos.v0i31.41928>
50. Oviedo, H. C., y Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580.
51. Putnick, D. L., y Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental review*, 41(1), 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
52. Ros-Castello, P., Calabuig, F. M., y Gómez, A. T. (2019). Perfil del usuario de la fundación deportiva municipal de valencia y sus hábitos de práctica deportiva. *SPORT TK-Revista EuroAmericana de Ciencias del Deporte*, 8(1), 17-22. <https://doi.org/10.6018/sportk.362271>
53. Sánchez, C., González, C., López, G., y Díaz. (2017). Satisfacción de clientes

Escala de calidad percibida y satisfacción del deporte municipal

- externos. Estudio de caso de una piscina cubierta. *SPORT TK-Revista Euroamericana de Ciencias del Deporte*, 6(2), 81-88. <https://doi.org/10.6018/300421>
54. Schweizer, K. (2010). Some guidelines concerning the modeling of traits and abilities in test construction. *European Journal of Psychological Assessment*, 26(1), 1-2. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000001>
55. Serrano-Gómez, V., Rial, A., García-García, O. y Gambau, V. (2013). QGOLF-9: Escala para la evaluación de la calidad percibida en los clubes de golf. *Revista de Psicología del Deporte*, 22(1), 111-121.
56. Vila, I., Sánchez, C., y Manassero, M. A. (2009). Satisfacción percibida de los usuarios de las instalaciones deportivas municipales de Palma de Mallorca. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 4(1), 59-74.
57. Yildiz, S., y Kara, A. (2012). A re-examination and extension of measuring perceived service quality in Physical Activity and Sports Centres (PSC): QSport-14 Scale. *International Journal of Sports Marketing & Sponsorship*, 13(3), 27-50. <https://doi.org/10.1108/IJSMS-13-03-2012-B004>