



Validación de la versión reducida del CEGASDEP en usuarios de servicios deportivos



Pablo Gálvez Ruiz^{a,*}, Antonio Fernando Boletto Rosado^b y Rita Pilar Romero Galisteo^c

^a Facultad de Educación, Universidad Internacional de La Rioja, Logroño, España

^b Faculdade de Motricidade Humana, Universidad de Lisboa, Lisboa, Portugal

^c Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad de Málaga, Málaga, España

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 29 de abril de 2015

Aceptado el 5 de agosto de 2015

On-line el 30 de septiembre de 2015

Palabras clave:

Servicios deportivos

Calidad percibida

Calidad de servicio

Gestión deportiva

R E S U M E N

El objetivo planteado consistió en desarrollar una versión reducida del CEGASDEP y obtener evidencias de su validez y fiabilidad en 2 muestras diferentes. Participaron 882 personas con un rango de edad que oscilaba entre 14 y 81 años ($M = 34.89$; $DT = 12.57$), de los que 432 eran hombres y 440 mujeres. Se examinó la estructura interna mediante análisis factorial confirmatorio y la validez cruzada mediante análisis multigrupo, obteniendo un buen ajuste en los distintos índices. El modelo resultante está compuesto por 25 ítems y 5 dimensiones, con propiedades psicométricas que mostraron buena consistencia interna, validez convergente y discriminante. El análisis factorial confirmatorio mostró buen ajuste en los distintos índices y el análisis multigrupo ofreció una estructura estable en 2 muestras independientes. Los resultados indican que el modelo propuesto supone una herramienta válida para evaluar la calidad percibida en servicios deportivos.

© 2015 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Validation of a short version of CEGASDEP in sports services users

A B S T R A C T

The aim of this study was to develop a short version of CEGASDEP and to obtain evidence of its validity and reliability in two different samples. A total of 882 individuals, 432 male and 440 female aged 14 to 81 ($M = 34.89$; $DT = 12.57$) were included in the study. Internal structure was examined, using confirmatory factor analysis, and a good adjustment of the model to the data was obtained. Besides, cross-validity was evaluated through multi-group analysis. The resulting model is composed of 25 items and 5 dimensions, with psychometric properties reflecting good internal consistency, convergent validity and discriminant validity. Confirmatory factor analysis showed an acceptable adjustment of the model to the data

Keywords:

Sports services

Perceived quality

Service quality

Sport management

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: pablo.galvez@unir.net (P. Gálvez Ruiz).

<http://dx.doi.org/10.1016/j.sumpsi.2015.08.001>

0121-4381/© 2015 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

and multi-group analysis reflected that the structure factor is stable in two independent samples. The results confirm that the proposed model is a valid tool to assess the perceived quality in sports services.

© 2015 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Published by Elsevier España, S.L.U.

This is an open access article under the CC BY-NC-ND license

(<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

La industria del *fitness* está creciendo rápidamente en todo el mundo (Macintosh & Doherty, 2007) y su importancia ha sido muy reseñable durante las últimas décadas, fundamentalmente como promotor de salud y de una actividad física saludable. Además, el aumento del tiempo libre y la creciente preocupación por el envejecimiento saludable ha favorecido la participación deportiva. Según la *International Health, Racquet y Sportsclub Association* (2014), el aumento global de centros *fitness* fue del 4.7% en el último año, situándose España dentro del top 10. Esta situación genera la necesidad de una orientación hacia el usuario que exige un conocimiento preciso de sus características, motivaciones, intereses y necesidades. No obstante, en un sector donde la heterogeneidad es tan evidente, alcanzar estos objetivos se convierte en un elemento decisivo (Alonso, Rial, & Rial, 2013) al ser la empresa la que debe identificar lo reclamado y adaptarse (Valls, 2010).

No obstante, pese a que la expansión progresiva de los centros de *fitness*, donde a nivel europeo España se sitúa en cuarto lugar en cuanto a número de clubs y en tercer lugar en cuanto a número de clientes (IHRSA, 2014), y con un aumento en España del 27% en el último año solo para el segmento *low cost* (Valcarce, López, & García, 2015), el abandono de los centros deportivos representa un problema social y económico (Nuviala, Grao-Cruces, Teva-Villén, Pérez-Ordás, & Blanco-Luengo, en prensa), por lo que evitar bajas de socios es uno de los logros más importantes para los gestores de centros deportivos (Bodet, 2012). Así, tanto la elevada rotación de socios como el incremento de la práctica deportiva autoorganizada suponen una gran preocupación a la hora de conseguir adecuados niveles de fidelización, la oferta de un servicio mejor ajustado a las necesidades y de mayor calidad, así como la búsqueda de los motivos que han dificultado la disposición a participar de clientes potenciales. De esta manera, la creación de una base de clientes leales supone uno de los mayores desafíos para los gestores de centros *fitness* (Theodorakis, 2014). El diseño de estrategias de fidelización que fomenten la adherencia de los usuarios (Martín & Estrada, 2002) conduce al estudio de la calidad del servicio prestado como factor estratégico en el desarrollo de las organizaciones, al representar una variable determinante en la fidelidad (García, Bernal, Lara, & Galán, 2013). Así pues, teniendo en cuenta que cada organización deportiva tiene unas necesidades (Giese & Cote, 2002), el análisis de la importancia que los usuarios conceden a la prestación del servicio supone un área de interés, con un alto protagonismo para la medición de la calidad percibida dentro de los sistemas y de las estrategias de gestión, además de considerarse fundamental para garantizar la buena salud empresarial, con el objetivo de aumentar la capacidad competitiva y el crecimiento económico (Colmenares & Saavedra, 2007).

Numerosos modelos de evaluación de servicios existentes en la literatura demuestran que hay diferentes atributos que tienen directa o indirectamente relación con la lealtad del cliente (Theodorakis, 2014). Dentro de estos modelos, Grönroos (1984, 1988) desarrolló un modelo tridimensional que sirvió de base para el modelo SERVQUAL propuesto por Parasuraman, Zeithaml y Berry (1988), que ha sido el predominante en las últimas décadas a través de sus 5 dimensiones, pese a ser criticado fundamentalmente por Cronin y Taylor (1992) que propusieron el modelo SERVPERF, así como en varias investigaciones que advirtieron de diferentes limitaciones (Alexandris, Zahariadis, Tzorbatzoudis, & Grouios, 2004; Calabuig, Quintanilla, & Mundina, 2008; Kim & Kim, 1995; Kouthouris & Alexandris, 2005; Nuviala, Tamayo, Iranzo, & Falcón, 2008). Posteriormente, Dabholkar, Thorpe, y Rentz (1996) propusieron un modelo multinivel de calidad de servicio mientras que el modelo de Brady y Cronin (2001) concibe la calidad del servicio a través de 3 dimensiones principales.

De esta manera, los juicios de calidad del servicio son conceptos específicos y su evaluación correspondiente se centra específicamente en las dimensiones de dicha calidad (Pedragosa & Correia, 2009), si bien estas dimensiones no son generalizables y difieren en función del servicio o incluso del entorno geográfico (Batista & Coenders, 2012), motivo por el que han aparecido diversas investigaciones que ponen de manifiesto el escaso consenso a la hora de determinar las dimensiones de la calidad en el sector deportivo (Avourdiadou & García, 2014; Calabuig, Molina, & Núñez, 2012; García, Fernández, & Bernal, 2014; Hsueh & Su, 2013; Theodorakis, Howat, Ko, & Avourdiadou, 2014). La importancia, por tanto, de conocer los aspectos que los consumidores consideran relevantes en la percepción de la calidad del servicio deportivo no solo representa el predictor más importante de la fidelidad (Baker & Crompton, 2000; Yacout, 2010), sino que dará lugar al adecuado diseño e implementación de estrategias de gestión según las necesidades del público objetivo, lo que facilitará estrategias de marketing apropiadas (Teixeira & Correia, 2009).

Así, partiendo de la herramienta CECASDEP (Gálvez, 2011), cuya versión final fue utilizada por Gálvez y Morales (2015), compuesta por 5 dimensiones, el objetivo planteado en la presente investigación fue el desarrollo de una versión reducida y el obtener evidencias acerca de su validez y de su fiabilidad en una muestra amplia de participantes, además de contribuir a un conocimiento más profundo de los aspectos relevantes dentro del sector de los servicios deportivos. En este sentido, dado el creciente interés social y la demanda existente, se facilita así su utilización al resultar una herramienta de sencilla y rápida aplicación con adecuadas propiedades psicométricas, por lo que el desarrollo de investigaciones en este entorno

proporcionarán señales importantes para la gestión profesional en una amplia variedad de aspectos.

Método

Participantes

Se utilizaron 3 instalaciones deportivas para la recogida de datos, con un total de 882 participantes que respondieron al cuestionario. La edad estuvo comprendida entre los 14 y los 81 años ($M = 34.89$; $DT = 12.57$), registrándose 44 (5.0%) datos perdidos. La distribución fue similar en cuanto a hombres (432; 49.0%) y mujeres (440; 49.9%), aunque no contestaron este apartado 10 (1.1%) participantes. Se trató de un muestreo no probabilístico, concretamente por conveniencia o accidental (Coolican, 2005) al obtener la muestra de aquellas organizaciones cuyos responsables accedieron formalmente a colaborar con la presente investigación.

Instrumento

Cuestionario de Evaluación de la Calidad Percibida en Servicios Deportivos (CECASDEP-v.2.0; Gálvez, 2011). Esta herramienta consta de 51 ítems repartidos en 5 subescalas: instalación municipal deportiva (IMD, 10 ítems); espacios de actividad (ED, 10 ítems); vestuarios (V, 12 ítems); programa de actividades (PA, 9 ítems) y profesor-monitor (PM, 10 ítems). Las respuestas se distribuyen en una escala tipo likert cuyo rango oscila desde 1 (*nada de acuerdo*) hasta 5 (*muy de acuerdo*). Se incluyeron datos de carácter sociodemográfico (género, edad, nivel de estudios, situación profesional y antigüedad). La estructura obtenida en el estudio original mostró 11 factores, siendo la fiabilidad (α) para las diferentes subescalas de .76, .86, .86, .78 y .92, respectivamente. El análisis factorial confirmatorio (AFC), realizado de manera independiente para cada subescala, mostró un ajuste adecuado para el modelo propuesto ($\chi^2/df < 3$; CFI, GFI y TLI $> .90$; RMSEA $< .08$; RMR $< .05$), si bien no se llevaron a cabo medidas complementarias de validez interna del modelo (fiabilidad compuesta [FC], varianza media extractada [AVE], validez convergente y discriminante).

Procedimiento

Para conseguir los objetivos propuestos de obtener evidencias de fiabilidad y validez del CECASDEP, el desarrollo de la presente investigación se realizó en 4 pasos. En primer lugar, respondieron al cuestionario 515 participantes con edades comprendidas entre 14 y 69 años ($M = 32.04$; $DT = 11.06$), con 222 mujeres (43.1%) y 283 hombres (55.0%); dejaron sin responder a la edad 28 personas y al género 10 personas. La fidelización con la organización se ve representada con una media de 3.62 años ($DT = 3.20$) y 86 participantes afirmaron practicar otra actividad en un centro privado. Se examinó la estructura original de la herramienta mediante un AFC. La validez interna se testó mediante la FC, la validez convergente y discriminante. A continuación, se refinó la escala en función de los resultados obtenidos. Se utilizó en tercer lugar una nueva muestra ($n = 367$) para realizar un AFC y se repitieron las medidas de validez interna con el objetivo de comprobar

el modelo de medida tras el refinamiento de la escala. El rango de edad osciló entre 14 y 81 años ($M = 38.84$; $DT = 13.45$); 16 personas no respondieron a esta cuestión. Por género, 218 (59.4%) fueron mujeres y 149 (40.6%) hombres. Por último, se procedió a evaluar la validez cruzada mediante análisis multigrupo con el objetivo de comprobar la estabilidad de la estructura factorial en los diferentes grupos.

La recogida de datos se realizó en los distintos espacios de actividad en los que se desarrollaban los programas de actividad física, bien antes de comenzar o después de finalizar la propia actividad. Fueron los propios investigadores los que aplicaron el cuestionario, supervisando el proceso para aclarar cualquier duda y verificando que estuviera correctamente cumplimentado. Los usuarios fueron informados del anonimato en las respuestas, de la confidencialidad de los resultados y de la voluntariedad de participación en el estudio; dispusieron de 15 min para completar el cuestionario.

Análisis de datos

El AFC se realizó mediante el software Amos (v.20.0, IBM company), con un método de estimación de máxima verosimilitud. La normalidad de los datos se llevó a cabo examinando los valores univariados de asimetría y curtosis. Se utilizó una variedad de índices de ajuste para evaluar el modelo (Boomsma, 2000), asumiendo un buen ajuste cuando el ratio entre el valor chi-cuadrado (χ^2) y los grados de libertad era menor a 3 (Kline, 2005), el índice *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) era inferior a .06 o asumía un valor máximo de .08 (Byrne, 2000), los índices *Comparative Fit Index* (CFI), *Goodness of Fit Index* (GFI), *Tucker-Lewis Index* (TLI) e *Incremental Fit Index* (IFI) eran mayores que .90 (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006). La consistencia interna se calculó a través del coeficiente de FC, que resulta más adecuado que el valor alfa de Cronbach al no depender del número de atributos asociados a cada concepto (Lévy-Mangin & Varela, 2006), considerándose apropiados índices superiores a .70 (Hair et al., 2006). La validez convergente se estimó mediante la AVE. Indicaban un buen ajuste los valores superiores a .50 (Hair et al., 2006). La validez discriminante fue asumida en la medida en que la AVE de cada variable latente fuera superior al cuadrado de la correlación entre ellas (Hair et al., 2006).

La evidencia de validez de constructo en un grupo no garantiza que el constructo sea válido para otras muestras, por lo que se analizó si existía equivalencia en la estructura factorial de varios grupos mediante la contrastación de la invarianza factorial (Abalo, Lévy, Rial & Varela, 2006). Para ello, se realizó un análisis multigrupos comparando la diferencia de modelos de invarianza (Brown, 2006) sin tener en cuenta el test chi-cuadrado, al ser demasiado restrictivo, por lo que se tuvieron en cuenta los cambios en el valor de CFI (Byrne, 2009) el cual debe ser inferior a .01 (Cheung & Rensvold, 2002).

Resultados

Los valores de asimetría oscilaron entre $-.022$ (ítem 35) y -1.36 (ítem 49), mientras que la curtosis varió entre $-.015$ (ítem 24) y 1,60 (ítem 49), cumpliendo así el criterio de normalidad univariada (Kline, 2005). El AFC no mostró un buen ajuste

para la estructura de 11 factores: χ^2 (1072, $n=515$)=3724,24 ($p < .001$), $\chi^2/gl=3,47$; RMSEA = .068 (CI = .066, .070); CFI = .79; GFI = .77; TLI = .77; IFI = .79. Pese a que el índice RMSEA indicó un buen ajuste, los valores de CFI, GFI, TLI e IFI fueron inferiores al umbral .90 (Hair et al., 2006). Además, los factores del modelo no mostraron buenas propiedades psicométricas, apoyando así la necesidad de refinamiento de la escala. Los valores de la FC para ubicación (.65), equipamiento (.29) y programas (.63) indicaron falta de consistencia interna. La validez convergente fue adecuada únicamente en los factores de la subescala profesor-monitor (contenido = .69; interacción = .75) mientras que con excepción de los factores ubicación, funcionalidad e interacción, todos mostraron falta de validez discriminante.

Para mejorar el ajuste, se llevó a cabo una revisión de la estructura factorial tomando como base los pesos factoriales y los índices de modificación. De esta forma, se seleccionaron aquellos ítems cuya carga factorial estandarizada (λ) superó el punto de corte .5, eliminándose del modelo original los ítems imd3, imd4, imd5, imd6, imd7, imd8, ed11, ed12, ed13, ed14, v23, v24, v26, v25, v27, v28, pa33, pa34, pa35, pa36, pa38, pm42, pm47 y pm51. La consideración de los índices de modificación de ajuste sugirió la introducción de una covarianza entre los errores de los ítems ed17 y ed19 (IM = 17.216) al estar relacionado el estado del material con la seguridad. Adicionalmente, el ítem ed15 mostró una alta covarianza con el factor funcionalidad (IM = 4.36), y el ítem ed16 tanto con el factor ambiente (IM = 25.11) como con el ítem v32 (IM = 113.50), en ambos casos se procedió a su eliminación.

Estas modificaciones produjeron una mejora considerable del ajuste del modelo, en este caso con 25 ítems, situándose todos los índices dentro de los valores recomendados [χ^2 (246) = 705.84 ($p < .001$); $\chi^2/gl=2.86$; RMSEA = .060 (CI = .055-.066); CFI = .93; GFI = .90; TLI = .91; IFI = .93]. El estadístico χ^2 fue significativo ($p < .001$) y la ratio entre los grados de libertad se situó dentro del rango aceptable. Los valores de los índices CFI, GFI, TLI e IFI se encontraron dentro del criterio recomendado para un buen ajuste y el índice RMSEA indicó un ajuste satisfactorio. En general, el modelo de medida final mostró un adecuado ajuste, cuyos datos se situaron dentro de los criterios requeridos para unas buenas propiedades psicométricas.

Como se muestra en la tabla 1, todos los ítems mostraron altos pesos factoriales en un rango entre .56 y .89, y los valores Z fueron adecuados, lo que indica que cada ítem carga significativamente dentro de su respectivo factor. Con excepción del factor ubicación (FC = .65), todos los coeficientes de FC fueron superiores al criterio .70 con valores comprendidos entre .75 y .92, indicando así buena consistencia interna en cada constructo. Adicionalmente, todos los valores de la AVE fueron adecuados a la norma recomendada de .50.

La validez discriminante fue aceptada en la medida en que la AVE de cada variable latente fue superior al cuadrado de la correlación entre ellas (tabla 2).

Con el objetivo de confirmar el modelo de medida, se utilizó una nueva muestra ($n=367$) para realizar un AFC, cuyos resultados mostraron un buen ajuste del modelo de medida [χ^2 (246, $n=367$) = 578.222 ($p < .001$); $\chi^2/gl=2.35$; RMSEA = .062 (CI = .055-.069); CFI = .94; GFI = .88; TLI = .93; IFI = .94], con todos los índices considerados dentro del rango aceptable. El valor χ^2/gl fue inferior al criterio 3, los valores de CFI, TLI e IFI superaron el criterio .90 recomendado y el índice GFI se situó muy próximo

al punto de ajuste. El índice RMSEA sugirió un buen ajuste con un valor entre .60 y .80. Adicionalmente, los valores de FC superaron el índice .70, en un rango de .71 a .94, y la AVE fue superior al criterio .50 recomendado. Por último, los valores de las correlaciones al cuadrado oscilaron entre .04 y .71, aceptando la validez discriminante para todos los factores (tabla 3). De esta forma, los resultados mostraron buenas propiedades psicométricas, confirmando así la validez del modelo de medida.

Por último, para comprobar la validez cruzada se realizó un análisis multigrupo con la muestra de ensayo ($n=515$) y la muestra de validación ($n=367$). El modelo libre (asume la igualdad sin restricciones) mostró un buen ajuste (modelo 1: χ^2 [492] = 1299.48 [$p < .001$]; $\chi^2/gl=2.64$; RMSEA = .04; CFI = .93; GFI = .89; TLI = .92; IFI = .93), así como también el modelo con pesos factoriales restringidos (modelo 2: χ^2 [509] = 1325.06 [$p < .001$]; $\chi^2/gl=2.60$; RMSEA = .04; CFI = .93; GFI = .89; TLI = .92; IFI = .93) y el modelo con varianzas y covarianzas restringidas (modelo 3: χ^2 [545] = 1406.69 [$p < .001$]; $\chi^2/gl=2.58$; RMSEA = .04; CFI = .92; GFI = .88; TLI = .92; IFI = .93). El estadístico χ^2 no mostró diferencias significativas entre los modelos 1 y 2 ($\chi^2 dif$ [17] = 25.58; $p = .082$) pero sí entre los modelos 1 y 3 ($\chi^2 dif$ [53] = 107.21; $p = .00$), aunque se tuvo en cuenta la diferencia del índice CFI, en este caso inferior a .01 (Cheung & Rensvold, 2002) para los distintos modelos de invarianza, indicando así que la estructura factorial para el modelo propuesto es estable en 2 muestras independientes (Loehlin, 2003; Marôco, 2010).

Discusión

Este trabajo se realizó con el objetivo de mejorar el modelo de medida planteado en la herramienta CECASDEP (Gálvez, 2011) a través de una reducción del número de ítems, manteniendo sus dimensiones y obteniendo adecuadas propiedades psicométricas que permitan evidenciar su validez y fiabilidad, de manera que su utilización en los centros deportivos sea rápida y facilite a los gestores una información relevante para la toma de decisiones.

La estructura interna del cuestionario consta de 5 dimensiones siguiendo así la línea de otros trabajos (Calabuig & Crespo, 2009; Camino & García, 2014; García, Cepeda, & Martín, 2012; Nuviala et al., 2013; Theodorakis, Kambitsis, Laios, & Koustelios, 2001). Además, el número de ítems resultantes (25) es inferior a los que utilizan otras herramientas para la evaluación del servicio en centros deportivos como EPOD con 29 ítems (Nuviala et al., 2008), EPOD2 con 28 ítems (Nuviala et al., 2013), CALIDFIT con 33 ítems (García et al., 2012), o la escala propuesta por Brady y Cronin (2001) con 35 ítems, la cual ha sido adaptada para diferentes estudios recientes (Calabuig et al., 2012; García et al., 2013). Teniendo en cuenta el diferente número de ítems que compone cada factor, los indicadores de ajuste individual y global del modelo fueron razonables. Se obtuvo adecuada consistencia interna (FC > .70) obtenida mediante el análisis de la FC, salvo para el factor ubicación (FC = .65), si bien se considera aceptable para su reducido número de ítems (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1998). De igual manera, la AVE y la validez discriminante también fueron adecuadas.

Tabla 1 – Cargas factoriales, puntuaciones Z, fiabilidad compuesta y varianza media extractada

Subescala/variable latente/ítem	λ	Valores Z	FC	AVE
Instalación municipal deportiva (IMD)				
<i>Ubicación</i>			.65	.48
1. La instalación deportiva se encuentra bien ubicada	.66	7.67		
2. Le resulta fácil llegar a la instalación	.71	6.05		
<i>Atención</i>			.75	.60
9. Cuando tiene algún problema la disposición a ayudarle es buena	.79	7.94		
10. El trato que recibe es amable	.76	8.98		
Espacios deportivos (ED)				
<i>Funcionalidad</i>			.85	.59
17. El espacio deportivo le ofrece seguridad	.70	12.38		
18. El equipamiento es apropiado para realizar la actividad	.79	12.36		
19. El material está en buenas condiciones	.84	9.13		
20. Existe suficiente material para el desarrollo de la actividad	.74	13.33		
Vestuarios (V)				
<i>Comodidad</i>			.79	.66
21. Las dimensiones son adecuadas para su comodidad	.85	4.97		
22. La disponibilidad de bancos es suficiente para su comodidad	.77	7.75		
<i>Ambiente</i>			.81	.51
29. La ventilación es adecuada	.73	12.43		
30. La iluminación le parece correcta	.78	11.22		
31. La temperatura resulta confortable	.75	12.15		
32. La limpieza es correcta	.60	14.30		
Programa de actividades (PA)				
<i>Características</i>			.78	.49
37. La actividad en la que participa se ajusta a sus expectativas	.56	14.13		
39. La distribución semanal (frecuencia) de las actividades es adecuada	.71	12.16		
40. El horario de la actividad es apropiado	.77	1.35		
41. La duración de la actividad es adecuada	.67	12.87		
Profesor–monitor (PM)				
<i>Interacción</i>			.86	.75
43. Existe buena comunicación entre los usuarios y el monitor	.89	7.51		
44. El trato con el monitor resulta agradable	.85	1.02		
<i>Contenido</i>			.92	.69
45. Las clases están bien organizadas	.88	11.86		
46. Se preocupa por adaptar la actividad al nivel de los usuarios	.83	13.29		
48. Utiliza correctamente el material del que dispone	.78	14.03		
49. Su implicación durante la actividad es adecuada	.87	14.45		
50. Está capacitado para desempeñar la actividad	.74	12.00		

AVE: varianza media extractada; FC: fiabilidad compuesta.

Tras el análisis preliminar realizado como primer paso, las diferencias observadas con respecto a los resultados obtenidos por otras investigaciones en las que utilizaron una versión compuesta por 71 ítems con estructuras factoriales diferentes

(Morales & Gálvez, 2011; Morales, Gálvez, & Ruiz, 2013) muestran una considerable mejora de ajuste del modelo, al igual que ocurre respecto a los resultados obtenidos por Gálvez (2011) con una versión de 51 ítems, reforzando así la necesidad

Tabla 2 – Varianza media extractada y validez discriminante

Factores	FC		UBIC	ATENC	FUNC	CONF	AMB	CARAC	INTER	CONT
	FC	AVE								
			.48	.60	.59	.66	.51	.49	.75	.68
UBIC	.65	.48	1.00							
ATENC	.75	.60	.19	1.00						
FUNC	.85	.59	.07	.27	1.00					
CONF	.79	.66	.00	.08	.12	1.00				
AMB	.81	.51	.06	.24	.38	.33	1.00			
CARAC	.78	.49	.15	.22	.30	.06	.23	1.00		
INTER	.86	.75	.00	.14	.02	.04	.05	.13	1.00	
CONT	.92	.68	.05	.25	.08	.03	.09	.23	.67	1.00

AMB: ambiente; ATENC: atención; AVE: varianza media extractada; CARAC: características; CONF: comodidad; CONT: contenido; FUNC: funcionalidad; INTER: interacción; PROG: programas; UBIC: ubicación.

Tabla 3 – Fiabilidad compuesta, varianza media extractada y validez discriminante

Factores	FC	AVE	UBIC	ATENC	FUNC	CONF	AMB	CARAC	INTER	CONT
			.56	.63	.59	.63	.57	.59	.88	.77
UBIC	.71	.56	1.00							
ATENC	.77	.63	.27	1.00						
FUNC	.85	.59	.48	.42	1.00					
CONF	.77	.63	.16	.07	.26	1.00				
AMB	.84	.57	.26	.37	.54	.41	1.00			
CARAC	.85	.59	.20	.35	.37	.16	.41	1.00		
INTER	.94	.88	.06	.19	.16	.04	.16	.22	1.00	
CONT	.94	.77	.13	.29	.28	.07	.25	.33	.71	1.00

AMB: ambiente; ATENC: atención; AVE: varianza media extractada; CARAC: características; CONF: comodidad; CONT: contenido; FC: fiabilidad compuesta; FUNC: funcionalidad; INTER: interacción; PROG: programas; UBIC: ubicación.

de optimizar la herramienta. Así, el análisis factorial utilizado en el modelo final mostró un ajuste satisfactorio de los datos, confirmando la estructura propuesta para la medición de la calidad percibida. Por otro lado, se ha obtenido un resultado importante al confirmarse la invarianza del modelo en 2 muestras independientes, apoyando así la validez cruzada, paso crucial al evaluar escalas psicométricas y confirmando, por tanto, que se trata de un instrumento válido y fiable para medir la calidad percibida en servicios deportivos.

Comprender las características de los atributos del servicio es un aspecto importante tanto para los investigadores como para las empresas del sector deportivo, puesto que, sin saber cuáles son más influyentes, resulta complejo el diseño de una estrategia de marketing adecuada (Albayrak & Caber, 2014). De esta manera, los resultados del presente estudio proporcionan a los directivos una realidad detallada del servicio deportivo que favorecerá, a nivel estratégico, la toma de decisiones. En este sentido, no solo deben cuidarse los grupos de población que tienen mejores percepciones de calidad, sino que se debe dedicar un mayor esfuerzo e implementar estrategias específicas para aquellas personas que muestran mayor sensibilidad a una baja percepción de la calidad (García et al., 2012). El hecho de disponer de una herramienta de sencilla y rápida aplicación posibilita la evaluación continua de la percepción del servicio (Jiang & Wang, 2006), de manera que se puedan potenciar y establecer acciones de mejora en cada dimensión de la calidad, y mejorar así la percepción global (Parasuraman et al., 1988). Como conclusión, consideramos que los resultados de este estudio proporcionan implicaciones importantes en el aprovechamiento de la calidad percibida para los gestores deportivos, al facilitarles una herramienta que dispone de las suficientes garantías psicométricas y que puede ser utilizada por investigadores y profesionales del deporte para la evaluación de la calidad percibida en usuarios de servicios deportivos.

No obstante, investigaciones futuras podrían incluir otros constructos recogidos en la literatura científica y que giran en torno a la calidad del servicio más allá de la utilización de una única dimensión, ampliando de esta manera la comprensión del cliente acerca del servicio recibido, así como de sus necesidades. Consideramos importante, por tanto, la inclusión de dimensiones como el valor (Nuviala et al., 2012; Theodorakis et al., 2014), la satisfacción (Tsitskari, Antoniadis, & Costa, 2014; Avourdiadou & Theodorakis, 2014) y la intención futura de comportamiento (Avourdiadou & Theodorakis,

2014; Nuviala et al., 2014; Theodorakis et al., 2014), empleadas en estudios recientes. Por otro lado, y teniendo en cuenta la velocidad a la que avanza este sector, existen áreas potenciales de intervención que ayudarían en la toma de decisiones. Así, no solo resulta esencial conocer la percepción de la calidad y su relación con otras dimensiones, tal y como se propone, utilizando para ello instrumentos de reconocida fiabilidad y validez, sino también resulta esencial recoger cuál es la asistencia mensual a este tipo de centros, los motivos de abandono y la permanencia desde la inscripción. Esta información posibilitaría diseñar propuestas de intervención que tuvieran en cuenta el programa de actividades ofertado, las franjas horarias y el precio, e incluir, además, una estrategia de marketing eficaz. Sería interesante, por otro lado, la utilización de la herramienta en otros contextos que posibilitaran la comparación de diferentes modelos de gestión, y que incluyera, en este caso, un análisis de invarianza en función del género y de la edad, procurando así un acercamiento a las necesidades específicas de cada sector.

REFERENCIAS

- Abalo, J., Lévy, J. P., Rial, A., & Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. En J. P. Lévy-Mangin & J. Varela (Coord.), *Modelización con estructuras de covarianzas en Ciencias Sociales. Temas esenciales, avanzados y aportaciones especiales* (pp. 259-278). La Coruña, España: Netbiblo.
- Albayrak, T. y Caber, M. (2014). *Symmetric and asymmetric influences of service attributes: The case of fitness clubs. Managing Leisure, 19*(5), 307-320.
- Alexandris, K., Zahariadis, P., Tsozbatzoudis, C. y Grouios, G. (2004). *An empirical investigation of the relationships among service quality, customer satisfaction and psychological commitment in a health club context. European Sport Management Quarterly, 4*, 36-58.
- Alonso, D., Rial, J. y Rial, A. (2013). *Evaluación de la calidad percibida de los servicios deportivos en el ámbito universitario. Revista de Psicología del Deporte, 22*(1), 143-150.
- Avourdiadou, S. y García, J. (2014). *How relationships between service quality and satisfaction are formed among participants from nearby cultures. International Journal of Scientific Research, 3*, 326-328.
- Avourdiadou, S. y Theodorakis, N. D. (2014). The development of loyalty among novice and experienced customers of sport and fitness centres. *Sport Management Review, 17*(4), 419-431. <http://dx.doi.org/10.1016/j.smr.2014.02.001>

- Baker, D. A. y Crompton, J. L. (2000). Quality, satisfaction and behavioral intentions. *Annals of Tourism Research*, 27, 785–804.
- Batista, J. M. y Coenders, G. (2012). *Modelos de ecuaciones estructurales*. Madrid, España: La Muralla.
- Bodet, G. (2012). Loyalty in sport participation service: An examination of the mediating role of psychological commitment. *Journal of Sport Management*, 36, 30–42.
- Boomsma, A. (2000). Reporting analyses of covariance structures. *Structural Equation Modelling: A Multidisciplinary Journal*, 7(3), 461–483.
- Brady, M. K. y Cronin, J. (2001). Some new thoughts on conceptualizing perceived service quality: A hierarchical approach. *Journal of Marketing*, 65(3), 34–49.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: The Guilford Press.
- Byrne, B. (2000). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Byrne, B. (2009). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2.ª ed.). New York, NY: Routledge.
- Calabuig, F. y Crespo, J. (2009). Uso del método delphi para la elaboración de una medida de la calidad percibida de los espectadores de eventos deportivos. *Retos. Nuevas Tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 15, 18–24.
- Calabuig, F., Molina, N. y Núñez, J. (2012). Una aplicación inicial del modelo tridimensional de calidad de servicios deportivos privados. *Journal Sport of Science*, 8, 67–81.
- Calabuig, F., Quintanilla, I. y Mundina, J. 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.
- 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-Balónmano.com: Revista de Ciencias del Deporte*, 10(2), 99–102.
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255.
- Colmenares, O. A. y Saavedra, J. L. (2007). Aproximación teórica de los modelos conceptuales de la calidad del servicio. *Revista Técnica Administrativa*. Buenos Aires, 6, 138–175.
- Coolican, H. (2005). *Métodos de investigación y estadística en psicología* (3.ª ed.). México: El Manual Moderno.
- Cronin, J. J. y Taylor, S. A. (1992). Measuring service quality: A reexamination and extension. *Journal of Marketing*, 56, 55–68.
- Dabholkar, P., Thorpe, D. I. y Rentz, J. O. (1996). A measure of service quality in retail stores: Scale development and validation. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 24, 3–16.
- Gálvez, P. (2011). *Cuestionario para evaluar la calidad de servicios deportivos: estudio inicial de las propiedades psicométricas*. Málaga, España: Servicio de Publicaciones de la Universidad de Málaga.
- Gálvez, P. y Morales, V. (2015). Desarrollo y validación del cuestionario para la evaluación de la calidad percibida en servicios deportivos. *Revista Cultura, Ciencia y Deporte*, 10(28), 55–66. <http://dx.doi.org/10.12800/ccd.v10i28.515>
- García, J., Bernal, A., Lara, A. y Galán, P. (2013). La calidad percibida de servicio y su influencia en la fidelidad de usuarios mayores en centros de fitness públicos. *Escritos de Psicología*, 6, 26–34. <http://dx.doi.org/10.5231/psy.writ.2013.2206>
- García, J., Cepeda, G. y Martín, 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.
- García, J., Fernández, J. y Bernal, A. (2014). La percepción de calidad y fidelidad en clientes de centros de fitness low cost. *Suma Psicológica*, 21(2), 123–130. [http://dx.doi.org/10.1016/S0121-4381\(14\)70015-3](http://dx.doi.org/10.1016/S0121-4381(14)70015-3)
- Giese, J. y Cote, J. (2002). Defining customer satisfaction. *Academy of Marketing Science Review*, 2000(1), 1–24.
- Grönroos, C. (1984). A service quality model and its marketing implication. *European Journal of Marketing*, 18(4), 36–44.
- Grönroos, C. (1988). Service quality: The six criteria of good perceived service. *Review of Business*, 9(3), 10–13.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. y Black, W. C. (1998). *Multivariate Data Analysis* (5.ª ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B., Anderson, R. E. y Tatham, R. L. (2006). *Multivariate Data Analysis* (6.ª ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Hsueh, Y. S. y Su, J. M. (2013). The relationship among service quality and satisfaction of customers in fitness centers located in Southern Taiwan. *Life Science Journal*, 10, 2613–2618.
- International Health, Racquet & Sportsclub Association (2014). *The IHRSA Global Report 2013*. Boston, MA: IHRSA.
- Jiang, Y. y Wang, C. L. (2006). The impact of affect on service quality and satisfaction: The moderation of service contexts. *Journal of Services Marketing*, 20(4), 211–218.
- Kim, D. y Kim, S. Y. (1995). QUESC: An instrument for assessing the service quality of sport centers in Korea. *Journal of Sport Management*, 9(2), 208–220.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2.ª ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Kouthouris, C. y Alexandris, K. (2005). Can service quality predict customer satisfaction and behavioral intentions in the sport tourism industry? An application of the SERVQUAL model in an outdoors setting. *Journal of Sport & Tourism*, 10, 101–111.
- Lévy-Mangin, J. P. y Varela, J. (2006). *Modelización con estructuras de covarianzas en Ciencias Sociales*. La Coruña, España: Netbiblo.
- Loehlin, J. C. (2003). *Latent variable models: An introduction to factor, path, and structural equation analysis* (4.ª ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Macintosh, E. y Doherty, A. (2007). Reframing the service environment in the fitness industry. *Managing Leisure*, 12(4), 273–289.
- Maróco, J. (2010). *Análise de equações estruturais. Fundamentos teóricos, software & aplicações*. Pero Pinheiro, Portugal: Rolo y Filhos II, SA.
- Martín, C. T. y Estrada, A. M. (2002). *Los clubes deportivos como espacios educativos. Congreso nacional sobre atención a la diversidad y calidad educativa*. Granada, España: Universidad de Granada.
- Morales, V. y Gálvez, P. (2011). La percepción del usuario en la evaluación de la calidad de los servicios municipales deportivos. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 11(2, Supl.), 147–154.
- Morales, V., Gálvez, P. y Ruiz, A. (2013). Aportaciones psicométricas en el desarrollo de un cuestionario para evaluar la calidad percibida de servicios deportivos. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 8(1), 71–86.
- Nuviala, A., Grao-Cruces, A., Pérez-Ordás, R., Boceta, M., Nuviala, R. y González, J. A. (2012). Calidad, satisfacción y valor percibido de los usuarios de un servicio deportivo público. *Movimiento*, 18(4), 11–32.
- Nuviala, A., Grao-Cruces, A., Tamayo, J., Nuviala, R., Álvarez, J. y Fernández-Martínez, A. (2013). Diseño y análisis 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.
- Nuviala, A., Grao-Cruces, A., Teva-Villén, M. R., Pérez-Ordás, R., & Blanco-Luengo, D. (en prensa). Validez de constructo de la

- escala motivos de abandono en centros deportivos. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y Deporte*. Disponible en: <http://cdeporte.rediris.es/revista/inpress/artaceptados.htm>
- Nuviala, A., Grao-Cruces, A., Teva-Villén, M. R., Pérez-Ordás, R., García, J. y Bernal, A. (2014). Adaptación y validación de la Escala de Intenciones Futuras de Comportamiento en usuarios de servicios deportivos. *Universitas Psychologica*, 13(3), 15-25. <http://dx.doi.org/10.11144/Javeriana.UPSY13-3.avei>
- Nuviala, A., Tamayo, J. A., Iranzo, J. y Falcón, D. (2008). Creación, diseño, validación y puesta en práctica de un instrumento de medición de la satisfacción de usuarios de organizaciones que prestan servicios deportivos. *Retos. Nuevas Tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 14(2), 10-16.
- Parasuraman, A., Zeithaml, V. A. y Berry, L. L. (1988). SERVQUAL: A multiple-item scale for measuring consumer perceptions of service quality. *Journal of Retailing*, 64(1), 12-40.
- Pedragosa, V. y Correia, A. (2009). Expectations, satisfaction and loyalty in health and fitness clubs. *International Journal of Sport Management and Marketing*, 5, 450-464.
- Teixeira, M. y Correia, A. (2009). Segmenting fitness centre clients. *International Journal of Sport Management and Marketing*, 5(4), 396-416.
- Theodorakis, N. D. (2014). A cross-validation study of the other customers perceptions scale in the context of sport and fitness centres. *RICYDE. Revista Internacional de Ciencias del Deporte*, 35(10), 63-74.
- Theodorakis, N. D., Howat, G., Ko, Y. J. y Avourdiadou, S. (2014). A comparison of service evaluation models in the context of sport and fitness centres in Greece. *Managing Leisure*, 19, 18-35. <http://dx.doi.org/10.1080/13606719.2013.849505>
- Theodorakis, N., Kambitsis, C., Laios, A. y Koustelios, A. (2001). Relationship between measures of service quality and satisfaction of spectators in professional sports. *Managing Service Quality*, 11, 431-438.
- Tsitskari, E., Antoniadis, C. H. y Costa, G. (2014). Investigating the relationship among service quality, customer satisfaction and psychological commitment in Cyprian fitness centres. *Journal of Physical Education and Sport*, 14(4), 514-520. <http://dx.doi.org/10.7752/jpes.2014.04079>
- Valcarce, M., López, F., & García, J. (2015). 3th Gyms low-cost report in Spain [consultado 14 Feb 2015]. Disponible en: <http://www.valgo.es/recursos-valgo/articulos-tecnicos/43-3-informe-valgo-gimnasios-low-cost/file>.
- Valls, J. F. (2010). Reinventar el modelo de negocio para vender más barato. Aproximación al análisis comparado de las estrategias low cost. *Revista de Contabilidad y Gestión*, 11, 11-24.
- Yacout, O. (2010). Service quality relational benefits and customer loyalty in a non-Western context. *SAM Advanced Management Journal*, 75, 4-22.