

APORTACIONES PSICOMÉTRICAS EN EL DESARROLLO DE UN CUESTIONARIO PARA EVALUAR LA CALIDAD PERCIBIDA DE SERVICIOS DEPORTIVOS

Verónica Morales-Sánchez, Pablo Gálvez-Ruiz y Raúl Ruiz-Alba
Universidad de Málaga, España

RESUMEN: El objetivo del estudio consistió en analizar las propiedades psicométricas (fiabilidad y estructura factorial) del Cuestionario de Evaluación de la Calidad Percibida en Servicios Deportivos (CECASDEP) en una muestra de usuarios/as de los servicios deportivos de Alcalá la Real (Jaén), averiguando también si existían diferencias en función del género en la percepción de la calidad. Se administró el cuestionario a 220 participantes ($M = 40.64$; $DT = 15.17$), cuyo rango de edad fue de 81 años. Se obtuvo una consistencia interna adecuada ($\alpha > .70$) y el análisis factorial confirmatorio ajustó mejor en la estructura obtenida en el presente estudio.

PALABRAS CLAVE: calidad percibida, servicios deportivos, gestión del deporte

CONTRIBUTIONS PSYCHOMETRIC IN THE DEVELOPMENT OF A QUESTIONNAIRE TO EVALUATE THE PERCEIVED QUALITY OF SPORTS SERVICES

ABSTRACT: The objective of the study was to analyse the psychometric properties (reliability and factor structure) of the Questionnaire of Evaluation of the Quality Perceived in Sports Services (CECASDEP) in a sample of users of sport services in Alcalá la Real (Jaén), knowing the difference based on gender in the perception of quality. The questionnaire was distributed to 220 participants ($M = 40.64$; $DT = 15.17$), with an age range of 14 to 81 years. The internal consistency shown by the instrument was acceptable ($\alpha > .70$) and the confirmatory factor analysis adjusted better to the structure obtained in the present study.

KEYWORDS: perceived quality, sports services, sport management.

CONTRIBUIÇÕES PSICOMÉTRICAS A O DESENVOLVIMENTO DE UM QUESTIONÁRIO PARA AVALIAR A PERCEPÇÃO DA QUALIDADE DE SERVIÇOS DE DESPORTO

RESUMO: O objectivo do estudo foi analisar as propriedades psicométricas (fiabilidade e estrutura factorial) do Questionário de Avaliação da Qualidade Percebida de Serviços de Esportes (CECASDEP), verificando se haviam diferenças em função do género na percepção de qualidade. O questionário foi aplicado a 220 participantes ($M = 40.64$; $DT = 15.17$), com uma variedade entre os 14 e os 81 anos. Se obteve uma adequada consistência interna ($\alpha > .70$) e análise factorial confirmatória melhor ajustado à estrutura obtida no presente estudo.

PALAVRAS-CHAVE: qualidade percebida, serviços de esporte, gestão desportiva.

Las investigaciones dentro del área de la gestión deportiva han aumentado durante la última década, debido entre otros aspectos, al desarrollo experimentado por la industria del deporte, a la necesidad de profundizar en las necesidades y demandas de los/as usuarios/as, así como a la importancia de contar con adecuadas herramientas de evaluación. De esta forma, la gestión del deporte se articula como un concepto que puede resultar confuso debido a la gran variedad de tareas o acciones que integra, así como de elementos (Molina-García y Castillo, 2009), siendo necesaria la implantación de adecuados planes de calidad buscando la evaluación y por lo tanto la mejora (García, Cepeda y Martín, 2012).

Es una vivencia generalizada que la excelente calidad de servicio hace a los clientes fieles a un suministrador pasando otras consideraciones, frecuentemente y dentro de un orden de magnitud, a un segundo nivel (Pérez, 1994), por lo que buscar en la calidad del servicio prestado una ventaja competitiva sostenible a largo plazo respecto de la competencia, es algo que debería ser considerado en la elaboración de todas las estrategias globales de negocio. En este sentido, Morales-Sánchez (2003), cuyas investigaciones en el ámbito de la calidad de servicios aportan una importante visión desde la psicología del consumidor, considera que un servicio deportivo de calidad es aquel que satisface una necesidad expresada y cumple con las expectativas de sus clientes.

No obstante, resulta necesaria la concepción de calidad como un valor que abarca a toda la organización, produciéndose una interacción constante de todos los factores y/o elementos que intervienen en el proceso de prestación de un servicio. De esta forma, para la consecución de un servicio deportivo de calidad habrá que disponer de herramientas adecuadas que, una vez aplicadas, sirvan para mejorar, por lo que resulta fundamental una evaluación adecuada de la percepción de los/as usuarios/as sobre todos esos procesos que engloban el servicio deportivo que reciben, pues las evaluaciones sobre la calidad del servicio no se efectúan sólo sobre el resultado del propio servicio, sino que también incluyen una evaluación sobre el proceso (Cottrell y Bricker, 2003).

Aún así, y pese al aumento en el interés por la calidad como objetivo empresarial, son muy escasas las referencias sobre el desarrollo de planes de calidad (Morales-Sánchez, 2003), donde tanto la evaluación como el tratamiento de la calidad del servicio se convierten en aspectos esenciales al resultar necesario conocer y analizar cómo se prestan los servicios y la gestión llevada a cabo con el fin de obtener unos buenos resultados y prestar una buena oferta de programas de actividad física (Gálvez, 2011).

Llevar a cabo una evaluación periódica, válida y fiable, de la calidad percibida del servicio no es tarea fácil, ya que implica establecer con anterioridad un modelo en el que se recojan las dimensiones y elementos relevantes del propio servicio (Brady y Cronin,

2001; Brady, Cronin y Brand, 2002). En los últimos años, la preocupación por evaluar la calidad de servicio ha dado lugar a diferentes investigaciones, basadas en gran medida en los estudios realizados en la década de los ochenta por Grönroos (1984) y Parasuraman, Zeithaml y Berry (1985, 1988), cuyas investigaciones dieron lugar a dos grandes modelos a la hora de entender la calidad de servicio (Martínez-Tur, Peiró y Ramos, 2001; Morales-Sánchez, 2003): Escuela de Marketing de Servicios (corriente europea) y el Instituto de Ciencias del Marketing (corriente norteamericana).

En esta línea, el desarrollo de la corriente norteamericana asociada a los trabajos de Parasuraman, Zeithaml y Berry, pese a ser posterior a la europea ha conseguido afianzarse como punto de referencia obligado en el estudio y la gestión de la calidad de servicio mediante el instrumento de medida denominado *Servqual*, estructurado en dos bloques (expectativas y percepciones) y compuesto por cinco grandes dimensiones (seguridad, tangibles, capacidad de respuesta, fiabilidad y empatía), convirtiéndose en el modelo generalizado para el estudio de la calidad del servicio deportivo ya sea con la propia escala o con alguna adaptación de la misma (Calabuig y Crespo, 2009; Calabuig, Mundina y Crespo, 2010; Costa, Tsitskari, Tzetzis y Goudas, 2004; Morales-Sánchez, Blanco y Hernández-Mendo, 2004; O'Neill, Getz y Carlsen, 1999; Theodorakis, Kambitsis, Laios y Koustelios, 2001; Yoshida y James, 2011).

De igual forma, también existen investigaciones que utilizan herramientas de evaluación específicas para determinados servicios, como los centros de fitness (Afthinos, Theodorakis y Nassis, 2005; García et al., 2012; Lam, Zhang y Jensen, 2005; Yildiz, 2011), los espectadores deportivos (Kelly y Turley, 2001; Rosa, Castellanos y Palacios, 2012), los servicios náuticos (Calabuig, Quintanilla y Mundina, 2008), los servicios de golf (Serrano, Rial, García y Hernández-Mendo, 2010), los servicios de spinning (Sanz, Redondo, Gutiérrez y Cuadrado, 2005), o los programas de actividad física (Hernández-Mendo, 2001) o la evaluación de la temporalidad (Hernández Mendo y Anguera, 2001; Morales Sánchez, Hernández Mendo, Pedro Sánchez, Blanco Villaseñor y Anguera, 2009), entre otros.

Partiendo de los planteamientos de Grönroos (1984) y Parasuraman et al. (1988), Morales-Sánchez y Gálvez (2011) elaboraron el Cuestionario de Evaluación de la Calidad Percibida en Servicios Deportivos (CECASDEP) teniendo en consideración tanto los aspectos tangibles como intangibles del servicio, integrando de esta forma en la herramienta la complementariedad existente en los servicios deportivos, y por tanto en su evaluación, a través de seis dimensiones esenciales en la prestación del servicio: instalación deportiva, atención al usuario, espacio de actividad, vestuario, programa de actividades y profesor-monitor. El estudio realizado mostró valores alfa de Cronbach muy elevados para las diferentes subescalas, así como una pertinencia adecuada para la realización del análisis factorial ($KMO > .70$; $p < .001$ en la prueba de Bartlett), con una estructura compuesta por diecisiete factores que explican una varianza explicada mayor al 50%.

De esta forma, en función de las buenas propiedades psicométricas mostradas en el citado estudio, se utilizó para la presente investigación la herramienta CECASDEP, en una muestra de usuarios/as pertenecientes a otra provincia y cuyos participantes formaban parte de programas de actividad física diferentes, comprobando, en primer lugar si la estructura factorial se correspondía con la investigación original, y en segundo lugar si el ajuste del modelo propuesto resultaba satisfactorio mediante análisis factorial confirmatorio. Por último, se comprobó la percepción de la calidad en función del género.

MÉTODODO

Participantes

Para el desarrollo del estudio se ha contado con 220 participantes con una edad media de 40.64 años ($DT = 15.17$), utilizando para ello los servicios municipales deportivos de Alcalá la Real (Jaén), siendo usuarios/as de alguno de los programas de actividad física ofertados por la organización. La distribución por género fue de 69 hombres (31.4%) y 151 mujeres (68.6%), con edades comprendidas entre los 14 y 81 años. En la tabla 1 se muestra la distribución de los participantes por género, edad, nivel de estudios y programa de actividad física practicado.

Tabla 1

Distribución de la muestra

Distribución por género	Distribución por edad		Distribución por nivel de estudios		Distribución por programa de actividad	
Hombre	16-24	15.0 %	Sin estudios	4.1 %	Natación	23.6%
69 (31.4%)	25-34	25.5 %	Ed. Primaria	19.5 %	Gimnasio	21.8%
M=34.65 años	35-44	22.8 %	Ed. secundaria	17.7 %	Ciclo	20.0%
DT= 14.84	45-54	17.2 %	Ciclo formativo	23.6 %	Pilates	13.2%
	55-65	12.3 %	Est. universitarios	33.6 %	Gimnasia suave	10.5%
	>65	7.2 %	Doctorado	1.4 %	Step	4.5%
Mujer					Pádel	2.7%
151 (68.6%)					Yoga	1.8%
M=43.38 años					Full contact	1.4%
DT=14.57					Flamenco	.5%

Instrumentos

Se empleó el *Cuestionario de Evaluación de la Calidad Percibida en Servicios Deportivos* (CECASDEP; Gálvez, 2011), formado por 71 ítems repartidos en seis subescalas: instalación deportiva (ID: 16 ítems), atención al usuario (AU: 9 ítems), espacios deportivos (ED: 11 ítems), vestuarios (V: 14 ítems), programa de actividades (PA: 9 ítems) y profesor-monitor (PM: 12 ítems). La respuesta de los participantes se produjo sobre un continuo de cinco puntos (1 *totalmente en desacuerdo*; 5 *totalmente de acuerdo*). Tras la última subescala, se incluyó un apartado con preguntas sociodemográficas, así como un apartado que permite la opción de realizar observaciones o sugerencias mediante una respuesta abierta para cada una de las subescalas de la herramienta.

Procedimiento

Los cuestionarios fueron cumplimentados por los participantes en el estudio tras ser informados de la participación voluntaria y confidencial en el mismo, solicitando su colaboración e instándoles a que respondiesen con la máxima honestidad y sinceridad a cada una de las preguntas. Para la administración del cuestionario se contó con el consentimiento de la organización, recogiendo los datos de forma individual en los espacios en los que se impartían los diferentes programas de actividad física, con presencia de los investigadores para proporcionar la ayuda necesaria cuando fue requerida para cumplimentar los cuestionarios correctamente.

Análisis de datos

Se analizaron los estadísticos descriptivos de los ítems, concretamente la media y la desviación típica, así como los índices de asimetría y curtosis, comprobando la normalidad de los ítems para poder testar diferentes modelos a través del AFC con una estimación de máxima verosimilitud. La consistencia interna se estudió mediante el coeficiente alfa de Cronbach para cada una de las dimensiones de la herramienta. La estructura factorial se obtuvo a través de un análisis factorial exploratorio utilizando un método de componentes principales con rotación varimax, que simplifica la interpretación de los factores optimizando la solución de los factores emergentes (Tabachnick y Fidell, 2001). Previamente se calculó la pertinencia de dicho análisis a través de la medida de adecuación muestral (KMO) y el test de esfericidad de Bartlett. Se realizó un análisis factorial confirmatorio con la siguiente combinación de índices y valores de referencia para evaluar el ajuste del modelo: $c^2/gl < 3$ (Bollen y Long, 1993); CFI, GFI y TLI $> .90$ (Hair et al., 2005; Tanaka y Huba, 1985); RMSEA .06-.08 (Jöreskog y Sörbom, 1993); y RMR $\leq .06$ (Batista y Coenders, 2000; Hu y Bentler, 1999). Por último, se utilizó la prueba *t* para la diferencia en función

del género en cuanto a la percepción de la calidad del servicio, midiendo el tamaño del efecto mediante el índice d de Cohen (Cohen, 1988).

Los datos fueron analizados con los paquetes estadísticos SPSS 18.0 y Lisrel 8.8.

Resultados

La tabla 2 muestra los estadísticos descriptivos y los coeficientes de fiabilidad de las subescalas utilizadas en la herramienta. La valoración de la percepción sobre la calidad del servicio se situó por encima del punto medio, siendo las mujeres las que realizaron una valoración más elevada en términos generales. La prueba t mostró diferencias significativas en todas las subescalas salvo en instalación deportiva ($< .05$), siendo el tamaño del efecto mediante la prueba d de Cohen pequeño en todos los casos. Respecto al análisis de fiabilidad, los coeficientes alfa de Cronbach proporcionados por las distintas subescalas de la herramienta, basados en la consistencia interna de los ítems, fueron satisfactorios situándose los valores por encima del criterio .70 recomendado (Nunnally, 1976), oscilando entre .77 para instalación deportiva y .96 para profesor-monitor.

Tabla 2

Descriptivos, diferencia por género y consistencia interna de las subescalas

Subescalas	Media Total	H	M	DT_{Total}	H	M	t	p	d Cohen	α
ID	4.16	4.06	4.21	.93	.95	.92	-1.798	.07	.015	.86
AU	4.07	3.94	4.13	1.04	1.11	1.00	-1.959	.05	.017	.77
ED	3.94	3.71	4.04	.98	1.07	.91	-3.279	.001	.047	.89
V	3.72	3.57	3.79	1.05	1.13	1.01	-2.220	.02	.022	.89
PA	3.89	3.67	3.99	1.06	1.13	1.01	-2.865	.005	.036	.90
PM	4.55	4.34	4.65	.76	.94	.64	-3.223	.001	.045	.96

Para comprobar la dimensionalidad de la herramienta, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE), cuyo análisis de pertinencia previo verificó si los datos eran adecuados para la realización de este análisis (tabla 3). La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) mostró índices elevados ($KMO > .70$) en cinco de las seis subescalas, y el test de esfericidad de Bartlett resultó significativo ($p < .001$), lo que indica correlaciones significativas entre los ítems y la idoneidad de analizar factores subyacentes mediante dicho análisis (Kaiser, 1974; Tabachnick y Fidell, 2001; Visauta, Martori y Cañas, 2005).

Tabla 3

Criterios de pertinencia del AFE

Subescalas	KMO	Test de Bartlett
ID	.85	χ^2 (120) = 1183.409 (p < .001)
AU	.74	χ^2 (36) = 673.705 (p < .001)
ED	.90	χ^2 (55) = 1092.936 (p < .001)
V	.91	χ^2 (91) = 1292.774 (p < .001)
PA	.93	χ^2 (36) = 1044.848 (p < .001)
PM	.94	χ^2 (66) = 2785.997 (p < .001)

El análisis de componentes principales de las seis subescalas de la herramienta ofreció una solución compuesta por doce factores con autovalores mayores que la unidad (criterio de Kaiser), como puede apreciarse en la tabla 4, con una varianza total superior al 50% en cada subescala. Para la subescala instalación deportiva (51.36%), el primer factor (34.93%) se denominó “atención al usuario” (ítems 7 y 11 a 16), el segundo factor (9.13%) formado por los ítems 1 a 2 se denominó “exterior instalación”, y el tercer factor lo integran los ítems 8 a 10 denominándose “recepción e información” (7.30%). En la subescala atención al usuario se obtuvieron igualmente tres factores que explican un 66.55% de la varianza. Al primer factor, compuesto por los ítems 17, 18, 19 y 22 (38.66%) se le denominó “sala de espera”, el segundo (“cafetería”) se compone de los ítems 20 y 21 (15.76%) y el tercero se denominó “apoyo externo” (12.12%) integrando los ítems 23, 24 y 25. La subescala espacio de actividad, que explica el 58,41% de la varianza, muestra dos factores denominados “pistas cubiertas” (49.22%) que integra los ítems 28 a 35 y “pista y material” (9.19%), formado por los ítems 26, 27 y 36. La subescala vestuario (52.99%) cuenta con dos factores, el primero (44.43%) denominado “seguridad, limpieza” lo forman los ítems 39 a 43 y 46 a 50, mientras que el segundo (“confort”) lo forman los ítems 37, 38, 44 y 45 con una varianza de 8.55%.

En la subescalas programa de actividades (58.41%) y profesor-monitor (73.55%), los ítems se agruparon en el factor “programa” y “técnico”, respectivamente.

Tabla 4

Análisis de componentes principales con rotación Varimax del CECASDEP

Subescalas	Factor	Denominación	Ítems	Autovalor	% varianza	T. varianza
ID	1	Atención al usuario	7, 11-16	5.58	34.93%	
	2	Exterior instalación	1-6	1.46	9.13%	
	3	Recepción e inf.	8-10	1.16	7.30%	51.36%
AU	4	Sala espera	17-19, 22	3.48	38.66%	
	5	Cafetería	20, 21	1.41	15.76%	
	6	Apoyo externo	23-25	1.09	12.12%	66.55%
ED	7	Pistas cubiertas	28-35	5.41	49.22%	
	8	Pista y material	26, 27, 36	1.01	9.19%	58.41%
V	9	Seguridad, limpieza	39-43, 46-50	6.22	44.43%	
	10	Confort	37, 38, 44, 45	1.19	8.55%	52.99%
PA	11	Programa	51-59	5.25	58.41%	58.41%
PM	12	Técnico	60-71	8.82	73.55%	73.55%

En el análisis factorial confirmatorio se utilizó un procedimiento de cálculo de máxima verosimilitud, dada la normalidad de los datos (asimetría < 2; curtosis < 7) (Curran, West y Finch, 1996), mostrándose los resultados de los dos modelos estructurales en la tabla 5. En primer lugar, siguiendo la estructura obtenida por Morales-Sánchez y Gálvez (2011) se realizó el análisis con diecisiete factores, testando a continuación el modelo de doce factores obtenidos en AFE de la presente investigación. Los resultados indicaron que el modelo compuesto por doce factores fue el que mejores índices de ajuste presentó. El valor χ^2 fue bajo, los índices CFI, IFI y TLI se acercaron a la unidad, el índice RMR fue adecuado siendo los valores inferiores a .06 en todas las subescalas y el índice RMSEA mostró valores entre .06 y .08 situándose próximos al punto crítico .10 (Byrne, 2000) para las subescalas espacio de actividad y profesor-monitor.

Tabla 5

Índices de bondad de ajuste de las subescalas del CECASDEP

Subescalas	Modelo	χ^2 (p < .001)	χ^2 /gl	RMSEA	RMR	CFI	IFI	TLI
ID	17 factores	492.80 (94)	5.24	.14	.078	.90	.90	.87
	12 factores	184.53 (101)	1.82	.061	.056	.97	.97	.96
AU	17 factores	119.44 (24)	4.97	.13	.078	.92	.92	.88
	12 factores	59.24 (24)	2.46	.082	.062	.96	.96	.93
ED	17 factores	226.83 (40)	5.67	.15	.059	.95	.95	.93
	12 factores	176.60 (43)	4.10	.12	.059	.95	.95	.94
V	17 factores	1075.79 (74)	14.53	.25	.20	.86	.86	.82
	12 factores	471.34 (74)	6.20	.072	.051	.97	.95	.96
PA	17 factores	71.88 (26)	2.76	.090	.028	.98	.99	.98
	12 factores	52.20 (27)	1.93	.065	.030	.99	.99	.99
PM	17 factores	562.03 (54)	10.40	.21	.036	.93	.93	.91
	12 factores	266.28 (54)	4.93	.13	.044	.97	.97	.96

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

El objetivo del presente estudio ha sido analizar algunas propiedades psicométricas del Cuestionario de Evaluación de la Calidad Percibida en Servicios Deportivos, desarrollado por Morales-Sánchez y Gálvez (2011), comprobando si se replican los resultados originales tanto para la consistencia interna de las subescalas como para la estructura factorial, lo que proporcionaría mayor confianza en la calidad de los análisis de cara a una adecuada optimización de la herramienta.

La consistencia interna de la herramienta ha mostrado unos índices de fiabilidad adecuados y muy similares a los obtenidos en el estudio original, aunque en nuestro caso, para todas las subescalas los valores han sido ligeramente superiores y de la misma forma el valor más alto (.96) se obtuvo en la subescala PM y el más bajo (.77) en la subescala AT. Todas las subescalas superaron el criterio .70 recomendado (Nunnally, 1976).

La estructura factorial mostrada se corresponde moderadamente con la obtenida en la versión original, donde en ambos estudios la mayor parte de los ítems se han agrupado constituyendo factores homólogos a los del estudio mencionado. Sin embargo, la diferencia existente hace necesaria la utilización de una muestra de mayor tamaño que permita hipotetizar con una estructura más estable, que permita utilizar la herramienta sin necesidad de realizar modificaciones.

Los principales cambios se producen en la subescala ID, donde en este estudio se obtienen tres factores, pero muestran una solución más clara e interpretable que el estudio original con un reparto más homogéneo de los ítems por factor. Tanto la subescala ED como V presentan un factor menos, pero en ambos casos el factor que se mantiene cuenta con los mismos ítems y claras saturaciones. Por último, la subescala PA agrupa sus nueve ítems en un solo factor.

El análisis factorial confirmatorio se realizó sobre dos modelos teóricos, el de doce factores obtenido en la presente investigación y el de diecisiete que mostró el estudio original. Los resultados pusieron de manifiesto que el modelo compuesto por doce factores presenta mejor ajuste a los datos, cuyos indicadores se mostraron satisfactorios teniendo en cuenta los criterios de exigencia considerados.

En el análisis diferencial por género de la percepción de la calidad, la diferencia de medias ha revelado que las mujeres puntuaron más alto que los hombres en términos generales, siendo la subescala PM la que recibe la valoración más alta, confirmando así los resultados encontrados en otros estudios donde concluyen que los elementos vinculados al personal son los mejor valorados (Afthinos et al., 2005; Keegan, Harwood, Spray y Lavalle, 2009; Murray y Howat, 2002), lo que indica que el factor humano resulta determinante para la satisfacción de los/as usuarios/as (Bodet, 2008).

En resumen, los resultados encontrados indican que el Cuestionario de Evaluación de la Calidad Percibida en Servicios Deportivos muestra propiedades psicométricas satisfactorias, siendo además una herramienta fiable para su utilización en contextos municipales deportivos. Desde un punto de vista práctico, el instrumento puede favorecer la identificación de los aspectos del servicio que los/as usuarios/as valoran de forma positiva y negativa, lo que facilita las posibilidades de intervención por parte de las organizaciones de cara a la mejora, la satisfacción y la fidelización.

Finalmente, a pesar de los resultados obtenidos, consideramos conveniente ampliar el tamaño de la muestra y extenderla a distintos servicios municipales deportivos, con programas de actividad física distintos con el fin de confirmar la estructura del instrumento y conseguir una herramienta más óptima y pragmática.

REFERENCIAS

- Afthinos, Y., Theodorakis, N. y Nassis, P. (2005). Customer's expectations of service in Greek fitness centres. Gender, age, type of sport center and motivation differences. *Managing Service Quality*, 15(3), 245-258.
- Batista, J. M. y Coenders, G. (2000). *Modelos de ecuaciones estructurales*. Madrid: La Muralla.

- 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.
- Bollen, K. A. y Long, J. S. (1993). *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Brady, M. K. y Cronin, J. J. (2001). Some new thoughts on conceptualizing perceived service quality: a hierarchical approach. *Journal of Marketing*, 65(3), 34-49.
- Brady, M. K., Cronin, J. J. y Brand, R. R. (2002). Performance-only measurement of service quality: a replication and extension. *Journal of Business Research*, 55(1), 17-31.
- Byrne, B. M. (2000). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- 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., Mundina, J. y Crespo, J. (2010). Eventqual: una medida de la calidad percibida por los espectadores de eventos deportivos. *Retos: nuevas tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 18, 66-70.
- 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 Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, 4(10), 25-43.
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2ª ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Costa, G., Tsitskari, E., Tzetzis, G. y Goudas, M. (2004). The factors for evaluating service quality in athletics camps: A case study. *European Sport Management Quarterly*, 4(1), 22-35.
- Cottrell, S. y Bricker, K. S. (2003). Calidad en el servicio y su repercusión en la fidelidad de los clientes entre los relectores de viajes incentivos a Islas Fiji y Kenia. En A. Apraiz y M. S.Iribar (Eds.), *Experiencias y Técnicas en la Gestión del Ocio. Documentos de Estudio del Ocio*, 25 (143-159). Bilbao: Universidad de Deusto.
- Curran, P., West, S. y Finch, J. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29.
- Gálvez, P. (2011). *Cuestionario para evaluar la calidad de servicios deportivos: estudio inicial de las propiedades psicométricas*. Málaga: Spicum.

- 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.
- Grönroos, C. (1984). A service quality model and its marketing implications. *European Journal of Marketing*, 18(4), 36-44.
- Hair, J., Black, W. C., Babin, B., Anderson, R. E. y Tatham, R. (2005). *Multivariate data analyses* (6ª ed.) New York, NY: Prentice-Hall.
- Hernández-Mendo, A. (2001). Un cuestionario para evaluar la calidad en programas de actividad física. *Revista de Psicología del Deporte*, 10(2), 179-196.
- Hernández-Mendo, A. y Anguera, M. T. (2001). Análisis psicosocial de los programas de actividad física: Evaluación de la temporalidad. *Psicothema*, 13(2), 263-270.
- Hu, L. y Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6, 1-55.
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modelling with the SIMPLIS command language*. Chicago IL: Scientific Software International.
- Kaiser, H. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-36.
- Keegan, R. J., Harwood, C. G., Spray, C. M. y Lavalle, D. E. (2009). A qualitative investigation exploring the motivational climate in early career sports participants: Coach, parent and peer influences on sport motivation. *Psychological of Sport and Exercise*, 10(3), 361-372.
- Kelly, S. W. y Turley, L. W. (2001). Consumer perceptions of service quality attributes at sporting events. *Journal of Business Research*, 54, 161-166.
- Lam, E. T. C., Zhang, J. J. y Jensen, B. E. (2005). Service Quality Assessment Scale (SQAS): An Instrument for Evaluating Service Quality of Health Fitness Clubs. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 9(2), 79-111.
- Martínez-Tur, V., Peiró, J.M. y Ramos, J. (2001). *Calidad de servicio y satisfacción del cliente: una perspectiva psicosocial*. Madrid: Síntesis Psicología.
- Molina-García, J. y Castillo, I. (2009). Pensamiento sobre la gestión deportiva pública: un estudio cualitativo con universitarios valencianos. *Actividad Física y Deporte: Ciencia y Profesión*, 10, 13-24.
- Morales-Sánchez, V. (2003). *Evaluación psicosocial de la calidad en servicios municipales deportivos: aportaciones desde el análisis de variabilidad*. Málaga: Spicum.
- Morales-Sánchez, V. y Correal, J. (2003). La calidad en la gestión de los servicios deportivos. En A. Hernández Mendo (Coord.), *Psicología del Deporte (vol. III): Aplicaciones 2* (81-101). Buenos Aires: Tulio Guterman.

- Morales-Sánchez, 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. Junio, 147-154.
- Morales-Sánchez, V., Blanco-Villaseñor, Á. y Hernández-Mendo, A. (2004). Optimización de modelos de medida en la evaluación de programas de actividad física. *Metodología de las Ciencias del Comportamiento, Supl. 2004*, 427-433.
- Morales-Sánchez, V., Hernández-Mendo, A., Sánchez, P., Blanco-Villaseñor, A. y Anguera, M. T. (2009). Random PERT: Application To Physical Activity/Sports Programs. *Quality & Quantity*, 43(2), 225-236
- Murray, D. y Howat, G. (2002). The relationships among service quality, value, satisfaction, and future intentions of customers at an Australian sports and leisure centre. *Sport Management Review*, 5, 25-43.
- Nunnally, J. C. (1976). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- O'Neill, M., Getz, D. y Carlsen, J. (1999). Evaluation of service quality at events: the 1998 – Coca Cola Masters Surfing event at Margaret River, Wertern Australia. *Managing Service Quality*, 9(3), 158-166.
- Parasuraman, A., Zeithaml, V. y Berry, L. (1985). A conceptual model of service quality and its implications for future research. *Journal of Marketing*, 49, 41-50.
- Parasuraman, A., Zeithaml, V. y Berry, L. (1988). SERVQUAL: A multiple-item scale for measuring consumer perceptions of service quality. *Journal of Retailing*, 64(1), 12-40.
- Pérez, J. A. (1994). *Gestión de la calidad empresarial. Calidad en los servicios y atención al cliente. Calidad total*. Madrid: ESIC.
- Rosa, I. M., Castellanos, M. y Palacios, B. (2012). Calidad percibida por el espectador de fútbol. *Revista de Psicología del Deporte*, 21(1), 25-33.
- Sanz, I., Redondo, J., Gutiérrez, P. y Cuadrado, G. (2005). La satisfacción en los practicantes de spinning: elaboración de una escala para su medición. *Motricidad: European Journal of Human Movement*, 71(13), 17-36.
- Serrano, V., Rial, A., García, Ó. y Hernández-Mendo, A. (2010). La evaluación de la calidad percibida del servicio como elemento clave para la gestión de los clubs de golf en España. *Apunts*, 102(4), 95-105.
- Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*. Boston: Ally and Bacon.
- Tanaka, J. S. y Huba, G. J. (1985). A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 197-201.

- 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(6), 431-438.
- Visauta, B., Martori, I. y Cañas, J. C. (2005). *Análisis estadístico con SPSS para Windows*. México: McGraw-Hill.
- Yildiz, S. M. (2011). An importance-performance analysis of fitness center service quality: Empirical results from fitness centers in Turkey. *African Journal of Business Management*, 5(16), 7031-7041.
- Yoshida, M. y James, J. (2011). Service quality at sporting events: Is aesthetic quality a missing dimension? *Sport Management Review*, 14, 13-24.

Manuscrito recibido: 21/08/2012

Manuscrito aceptado: 19/12/2012