

Nuviala, A.; Grao-Cruces, A.; Teva-Villén, M.R.; Pérez-Ordás, R. y Blanco-Luengo, D. (2016) Validez de constructo de la escala motivos de abandono de centros deportivos / Construct validity of the scale attrition sport centres. Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte vol. 16 (61) pp. 1-15.
[Http://cdeporte.rediris.es/revista/revista61/artanalisis657.htm](http://cdeporte.rediris.es/revista/revista61/artanalisis657.htm)
DOI: <http://dx.doi.org/10.15366/rimcafd2016.61.001>

ORIGINAL

VALIDEZ DE CONSTRUCTO DE LA ESCALA MOTIVOS DE ABANDONO DE CENTROS DEPORTIVOS

CONSTRUCT VALIDITY OF THE SCALE ATTRITION SPORT CENTRES

Nuviala, A.¹; Grao-Cruces, A.²; Teva-Villén, M.R.³; Pérez-Ordás, R.⁴ y Blanco-Luengo, D.⁵

1. Profesor Titular Universidad. Departamento Deporte e Informática. Universidad Pablo de Olavide. España, anuvnuv@upo.es
2. Profesor Ayudante Doctor, Departamento de Didáctica de la Educación Física, Plástica y Musical, Universidad de Cádiz. España, alberto.grao@uca.es
3. Profesora Asociada. Departamento Deporte e Informática. Universidad Pablo de Olavide. España, rteva@upo.es
4. Profesora Contratada Doctora. Departamento Deporte e Informática. Universidad Pablo de Olavide. España, rperord@upo.es
5. Coordinador del Máster en Dirección Técnica de Actividades e Instalaciones Deportivas. Universidad Pablo de Olavide. España, dblalue@upo.es

Código UNESCO / UNESCO Code: 5311 Marketing; 5899 Educación Física y Deportes / Physical Education and Sport

Clasificación del Consejo de Europa / Council of Europe classification: 1. Administración organización y gestión del deporte / Management organization and management of sport

Recibido 29 de octubre de 2012 **Received** October 29, 2012

Aceptado 7 junio de 2013 **Accepted** June 7, 2013

RESUMEN

El abandono de los centros deportivos es un problema social y económico. Disponer de instrumentos válidos y fiables permite la realización de investigaciones rigurosas. El objetivo del estudio fue constatar la validez de la escala de abandono de centros deportivos. Se ha realizado un análisis factorial confirmatorio con el programa AMOS. 20. Posteriormente se ha constatado la validez discriminante mediante tres procedimientos diferentes con los programas SPSS. 20 y AMOS. 20: cálculo de correlaciones entre factores, construcción de

intervalos de confianza de la correlación de factores al 95% de confianza y estimación de modelos alternativos. El resultado final ha sido una escala de cinco factores y doce ítems que cumple con los requisitos de validez y fiabilidad exigibles en un instrumento de investigación.

PALABRAS CLAVE: Abandono, centro deportivo, fidelidad, marketing, motivación, validación.

ABSTRACT

Withdrawal from sport centers is a social and economic problem. Having valid and reliable tools allows rigorous research. The aim of this study was to confirm the validity of the withdrawal rate from sport centers. A confirmatory factor analysis was carried out using AMOS. 20 software. Later the discriminant validity was verified by means of three different procedures with SPSS. 20 and AMOS. 20 software programs: calculating correlation between factors, constructing confidence intervals of the factor correlation at 95% confidence level and estimating alternative models. The final result consists of twelve questions (items) and answers. The answers are rated on five levels (factors) that meet the validity and reliability requirements needed in a research tool.

KEY WORDS: Attrition, loyalty, sport centre, marketing, motivation, validity.

INTRODUCCIÓN

La alta prevalencia de la inactividad física es actualmente uno de los principales problemas de salud pública en los países industrializados (Guthold, Ono, Strong, Chatterji, y Morabia, 2008). Éstos han realizado esfuerzos económicos para promover la práctica de actividad física (AF) entre los ciudadanos (Limstrand y Rehrer, 2008). Diversos programas se han diseñado y llevado a la práctica con dicho objetivo. Pero las altas tasas de abandono de estos programas indican que los planes de promoción no están resultando eficaces (Haase y Kinnafick, 2007). De hecho, el abandono deportivo supone la principal preocupación en la práctica físico-deportiva (Gonçalves, Figueiredo, y Silva, 2007).

El abandono deportivo preocupa de manera especial a los gestores de los centros deportivos, cuyos clientes son cada vez más exigentes (Martins y O'Neill, 2010) y evitar su baja es uno de los logros más importantes para cualquier empresa (Bodet, 2012), máxime en un sector emergente y competitivo como el deportivo (Langvieniene y Sekliuckiene, 2008). En él resulta clave establecer estrategias para conseguir clientes satisfechos que no abandonen la organización (Morales, Hernández-Mendo, y Blanco, 2005).

El conocimiento de las causas que llevan al abandono del servicio deportivo resulta fundamental para mejorar la gestión de un problema complejo

como es la fidelidad del cliente en los centros deportivos (Martínez y Martínez, 2009; Nuviala, Grao-Cruces, Pérez-Turpin, y Nuviala, 2012a). Escuchar las experiencias de los clientes es esencial en la implementación de cualquier tipo de servicio que pretenda mejorar la eficiencia y eficacia de su gestión y conseguir la fidelidad de los usuarios (Martínez y Martínez, 2008). Por lo que no es de extrañar que en los últimos años hayan aparecido estudios interesados en conocer las actitudes y comportamientos de los clientes de los centros deportivos (Martínez y Martínez, 2009; Muyor, Águila, Sicilia, y Orta, 2009).

Revisando la literatura se pueden encontrar estudios sobre el abandono de la práctica deportiva en los que se muestran diversas razones que influyen en la misma (Bara y Guillén, 2008; Ruiz, García, y Díaz, 2007). La barrera que supone para la práctica físico-deportiva la falta de tiempo es el motivo de abandono más argumentado en los estudios precedentes (Gómez-López, Granero-Gallegos, Baena-Extremera, y Ruiz-Juan, 2011; Macarro, Romero, y Torres, 2010; Ruiz et al., 2007). Escasez de tiempo que comparte protagonismo con los estudios cuando se analizan los motivos de abandono entre los escolares de menor edad (Bara y Guillén, 2008; Palou, Ponseti, Gili, Borrás, y Vidal, 2005). Otro de los principales motivos de abandono es la preferencia de actividades de ocio diferentes (Bara y Guillén, 2008; Macarro et al., 2010; Palou et al., 2005; Ruiz et al., 2007). La pereza y desgana también es señalada como uno de los motivos con más repercusión en el abandono de la práctica físico-deportiva (Macarro et al., 2010; Ruiz et al., 2007).

Junto a estos motivos principales coexisten otros de segundo orden. Los motivos de salud son uno de ellos (Macarro et al., 2007; Ruiz et al., 2007), con más repercusión conforme incrementa la edad del individuo (Ruiz et al., 2007). Así como los relacionados con la insatisfacción en el desarrollo de la práctica y con los diferentes recursos que la rodean (Evans, 2008; Macarro et al., 2010; Ruiz et al., 2007). Aspectos vinculados con el coste económico de la práctica físico-deportiva también resultan relevantes (Ruiz et al., 2007). Mientras que la ausencia de disfrute (Evans, 2008; Macarro et al., 2010; Palou et al., 2005) y la influencia de familiares, amigos o pareja (Macarro et al., 2010; Ruiz et al., 2007) son asimismo motivos a considerar.

Estos estudios, en su mayoría, se han centrado en el abandono de la práctica de AF competitiva (Almagro et al., 2010; Jõesaar y Hein, 2011a), primando los trabajos en los que la población objeto de estudio es la adolescencia (Cervelló, Escartí, y Guzmán, 2007; Jõesaar, Hein, y Hagger 2011b). Sin embargo, son escasos los estudios sobre las razones que llevan a los usuarios a causar baja en centros y organizaciones deportivas, sin que ello suponga el abandono de la AF. Por tal motivo, Nuviala, Teva-Villén, Grao-Cruces, Pérez-Ordás, García-Fernández y Nuviala (2012b) diseñaron y validaron una escala para conocer las razones por las que los usuarios de centros deportivos causan baja. Sin embargo, a pesar de las bondades del instrumento es necesario seguir constatando la validez del mismo. Dado que el instrumento sólo fue sometido a proceso factorial de tipo exploratorio, su validez de constructo es susceptible de ratificación. La validez de constructo es, según

Messick (1980), el principal tipo de validez. Entre los procedimientos o técnicas estadísticas utilizadas para mejorar esta validez destaca el análisis factorial confirmatorio (Messick, 1995; Pérez-Gil, Chacón y Moreno, 2000). Este tipo de análisis permite una verificación del modelo estudiado, más una posible reducción de ítems (Nuviala, Pérez-Turpin, Tamayo y Fernández-Martínez, 2011). Además de esta técnica estadística, la validez de constructo se puede precisar con métodos correlacionales. En este sentido Campbell y Fiske (1959) proponen la posibilidad de calcular mediante correlaciones la validez discriminante, reflejada a través de una baja correlación entre los elementos, lo que demuestra que se trata de constructos similares pero conceptualmente diferentes (Nuviala, Tamayo, Nuviala, González y Fernández, 2010). En base a lo expuesto anteriormente, el objetivo de este trabajo fue verificar la validez de constructo de la escala de motivos de abandono de centros deportivos.

MATERIAL Y MÉTODOS

Participantes

La muestra se compuso de 642 personas que habían abandonado un centro deportivo de una gran ciudad española. De ellas el 55,4% fueron varones y el 44,6% fueron mujeres, con una edad media $30,1 \pm 9,8$. El 79,2% tenía estudios universitarios y solamente el 1,3% manifestó poseer estudios primarios. La frecuencia semanal de práctica era para el 59,8% de ellos de entre dos y tres veces por semana, y un 25,8 afirmó realizar práctica deportiva 4 o más veces por semana. Finalmente, el tiempo de práctica más habitual era entre 60 y 90 minutos para el 44,4%, seguido por entre 30 y 60 minutos para el 25,2%. El 85,2% de los sujetos formaron parte de la muestra de Nuviala et al. (2012b).

Instrumento

El instrumento utilizado fue la escala de motivos de abandono de centros deportivos (Nuviala et al. 2012b). En su diseño se siguieron tres fases diferentes 1) Búsqueda bibliográfica sobre abandono deportivo; 2) Realización de un grupo de discusión con profesionales del sector y con expertos en la construcción de instrumentos de investigación; 3) La realización de un estudio piloto con 50 clientes de servicios deportivos que habían abandonado la práctica deportiva.

La escala tipo Likert de 1 (totalmente en desacuerdo) a 5 (totalmente de acuerdo) resultante estaba compuesta por 7 factores y 51 ítems que podían originar el abandono deportivo. Se realizó un análisis estadístico de los ítems del cuestionario de abandono de centros deportivos (Media, Desviación Típica, Asimetría, Curtosis y Coeficiente de correlación corregido ítem-total), procediéndose a una primera selección de ítems atendiendo en función de los siguientes criterios: 1) eliminación de aquellos ítems cuya media se situase a una distancia superior a más/menos una desviación típica de la media de la escala; 2) supresión de aquellos ítems con una desviación típica reducida ($DT < 0,5$); 3) exclusión de aquellos elementos con una asimetría y curtosis superior al valor

+/-1,96; 4) descarte de aquellos ítems con una correlación ítem-total menor que 0,35. El resultado fue una escala de 22 ítems con una fiabilidad de 0,89, que el análisis factorial exploratorio agrupó en 5 dimensiones con una varianza explicada del 65,55%.

Procedimiento

El trabajo de campo se realizó mediante un cuestionario administrado por un grupo de encuestadores que previamente habían sido formados. Se solicitó a los participantes su colaboración y que consultaran cualquier duda que tuvieran con los ítems. El tiempo invertido en la realización fue de unos 10 minutos. Antes de proceder a la recogida de datos se pidió permiso a los responsables de la organización que participó en el estudio. De la misma forma todos los usuarios aceptaron participar voluntariamente en el estudio.

Análisis de datos

Previamente al análisis de estimación de los modelos, se calculó el coeficiente de Mardia para asegurar la presencia de normalidad multivariada en los datos obtenidos. No se precisó de un Análisis Factorial Exploratorio, al poseer resultados anteriores sobre la estructura del constructo (Nuviala et al., 2012b).

Se efectuó un Análisis Factorial Confirmatorio con el programa AMOS 20.0, para probar si la estructura factorial exploratoria presenta unos índices de ajuste correctos y de no ser así, proceder a la modificación del modelo con el objeto de obtener el mejor modelo posible. Se utilizó el procedimiento de ajuste del modelo de máxima verosimilitud, para evaluar los modelos. Durante los procedimientos, se valoró el ajuste del modelo a través de la significación de los coeficientes estimados, y por el grado de coincidencia entre la matriz de varianzas-covarianzas original y la matriz representada respecto a los indicadores de bondad de ajuste. Para evaluar la bondad del ajuste, revisamos diez indicadores: estadístico ji-cuadrado (χ^2); la razón entre χ^2 y el número de grados de libertad (χ^2/gl); otros índices de ajuste de carácter absoluto: índice de bondad de ajuste (GFI), raíz del residuo cuadrático promedio (RMR) y raíz del residuo cuadrático promedio de aproximación (RMSEA); así como los índices de ajuste incremental: índice de bondad de ajuste corregido (AGFI), índice de ajuste normalizado (NFI), Índice de Tucker-Lewis (TLI), índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) e índice de ajuste incremental (IFI). Además con el objetivo de seguir las indicaciones de Byrne (2001) adjuntamos el criterio de información de Aiken (AIC) y el índice de validación cruzada esperada (ECVI).

Finalmente se calculó la fiabilidad del instrumento resultante mediante el coeficiente alfa de Cronbach, así como la validez discriminante. Este tipo de validez evalúa que el grado en una medida no se correlaciona con las medidas con las que se supone que tiene que diferir (Churchill, 1979). Para ello se han aplicado tres procedimientos diferentes: cálculo de correlaciones entre factores,

estimación de modelos alternativos y construcción de los intervalos de confianza de la correlación de factores al 95% de confianza.

RESULTADOS

Existió normalidad multivariada en los datos obtenidos, ya que el coeficiente resultante de Mardia fue de 227,23 que, de acuerdo con Bollen (1989), es inferior a $p(p+2)$, siendo p el número de variables observadas.

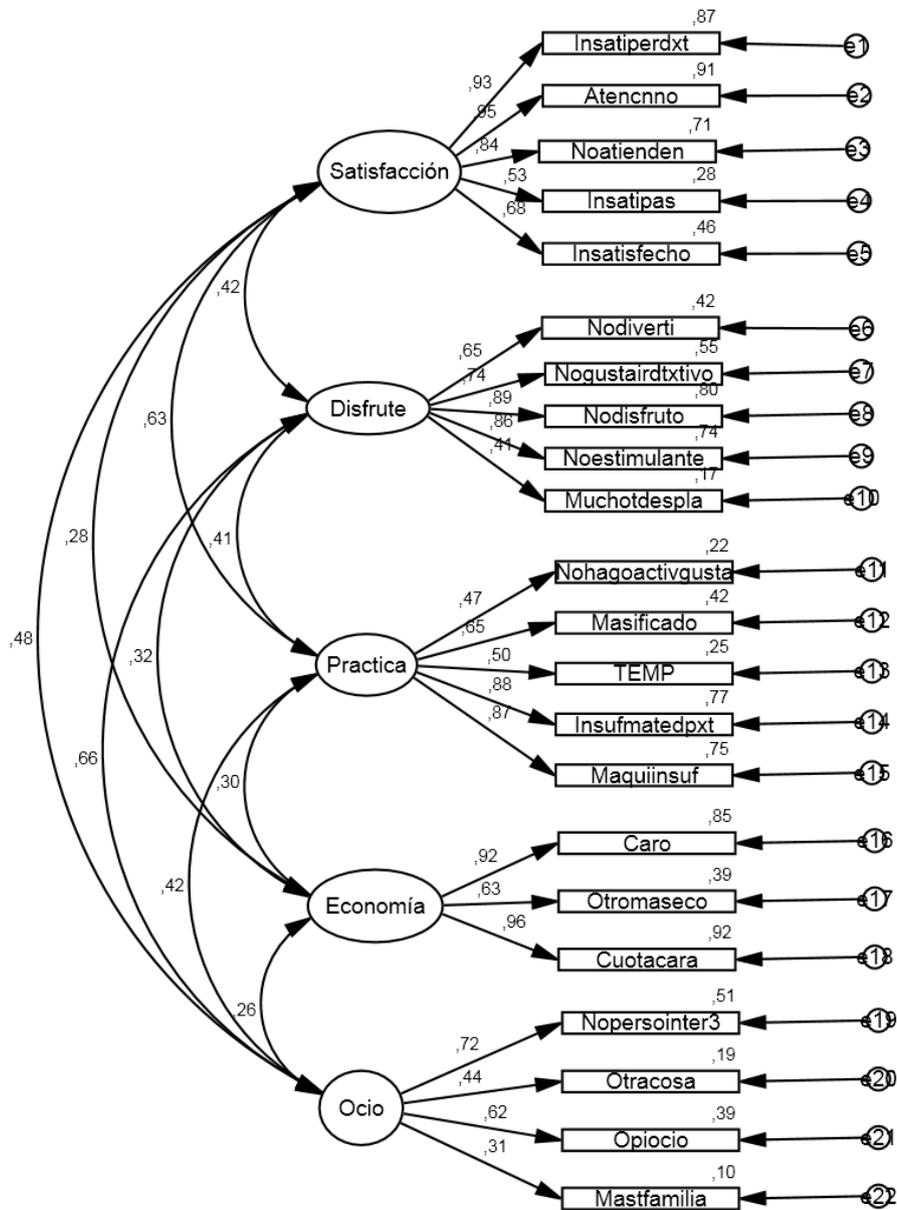


Figura 1. Modelo teórico resultando del Análisis Factorial Exploratorio

El modelo teórico hipotetizado resultante del Análisis Factorial Exploratorio realizado por Nuviala et al. (2012b) en una muestra menos numerosa (Figura 1), compuesto por 5 factores y 22 ítems, obtuvo resultados dispares. Los índices de ajuste incremental ofrecieron valores excelentes (AGFI=0,85; NFI=0,88; TLI=0,89; CFI=0,91; IFI=0,91). Por su parte, los índices de ajuste de carácter absoluto presentaron valores diferentes puesto que RMR dio un valor inaceptable (0,11) y por el contrario RMSEA y GFI ofrecieron buenos valores (0,07 y 0,89 respectivamente). Finalmente AIC, ECVI y el cociente χ^2/df presentaron valores óptimos: 987,11; 1,54 y 4,41 respectivamente.

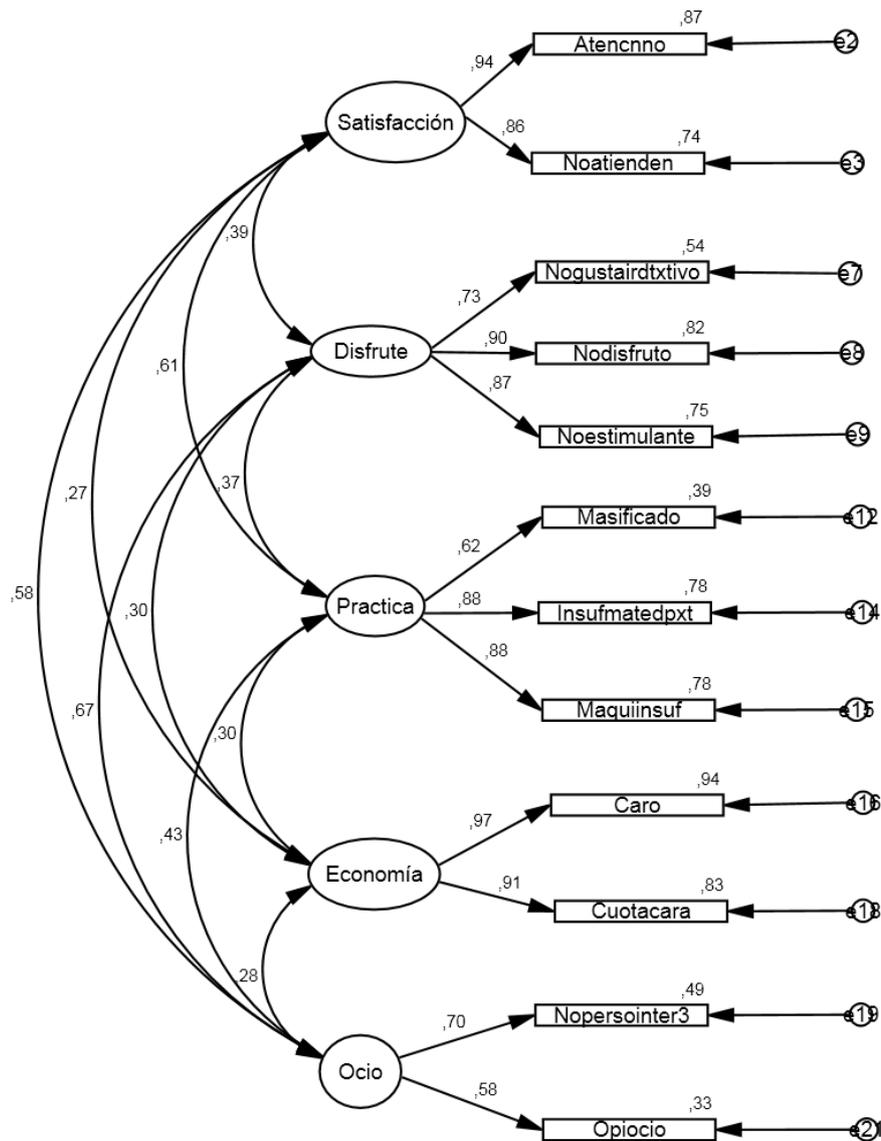


Figura 2. Modelo resultante del Análisis Factorial Confirmatorio

Por tanto fue necesario modificar el modelo anterior para intentar conseguir un modelo que responda a los criterios establecidos para una buena

bondad del ajuste. Dicha re-especificación se efectuó en base a los siguientes criterios: (1) la significatividad de las cargas factoriales, (2) la información proporcionada por la matriz residual y (3) los índices de modificación ofrecidos por el programa. El resultado fue la eliminación de los ítems e1, e4, e5, e6, e10, e11, e13, e17, e20 y e22.

Las modificaciones se realizaron en pasos sucesivos atendiendo, tras cada una de las modificaciones, tanto a los índices de fiabilidad como a las saturaciones cruzadas. Se llegó a un modelo reespecificado compuesto por 12 ítems agrupados en 5 factores (Figura 2). Todos los índices de ajuste propuestos para este nuevo modelo fueron correctos: GFI=0,97; AGFI=0,95; NFI=0,97; TLI=0,96; CFI=0,98; IFI=0,97; RMR=0,06; RMSEA=0,04; AIC=171,56; ECVI=0,26; $\chi^2=103,56$; $\chi^2/gl=2,35$.

La fiabilidad del instrumento final se midió con el coeficiente alfa de Cronbach dando un valor de 0,86.

La validez discriminante de la escala se ha contrastando por tres vías diferentes. La forma tradicional de hacerlo es calcular la matriz de correlaciones entre los ítems de la escala. Como puede observarse en la Tabla 1, existió correlación significativa, positiva y moderada entre todos los factores que componen la escala, lo que demostró este tipo de validez.

Tabla 1. Correlación entre los factores resultantes. Fiabilidad en la diagonal. ** Denota que la correlación es significativa al nivel ,01 (bilateral)

	Satisfacción	Disfrute	Práctica	Economía	Ocio
Satisfacción	(0,904)	0,352**	0,575**	0,254**	0,414**
Disfrute		(0,881)	0,360**	0,285**	0,493**
Práctica			(0,832)	0,295**	0,340**
Economía				(0,945)	0,226**
Ocio					(0,585)

Actualmente se utiliza una versión modificada del procedimiento anterior, recomendada por Burnkrant y Page (1982). Se trata de estimar modelos alternativos de tal forma que en cada uno de ellos se introduce como restricción que la correlación entre cada par de dimensiones es igual a 1, y realizar con cada uno un test de diferencias de ji-cuadrado para comparar los modelos con el fin de evaluar si eran significativamente diferentes. En la Tabla 2 se comprueba como la diferencia entre los ji-cuadrado fue siempre significativa, por lo que las dimensiones de la escala de abandono de centros deportivos fueron significativamente diferentes entre sí, corroborando la validez discriminante.

Como tercera vía para garantizar este tipo de validez se han calculado todas las correlaciones posibles entre los factores, lo que ha permitido construir el intervalo de confianza de las correlaciones entre todas las dimensiones. Como se muestra en la Tabla 2, se puede confirmar la validez discriminante de la

escala, ya que ninguno de los intervalos de confianza de esas correlaciones contiene el valor 1 al 95% de confianza.

Tabla 2. Validez discriminante. Test de diferencias de χ^2 . Intervalos de confianza de las correlaciones entre las dimensiones

	Diferencial de χ^2 (g.l.)	P	Intervalo de confianza
Satisfacción/Disfrute	201,47(45)-103,56(44) = 97,90(1)	p<0,001	(0,26 - 0,44)
Satisfacción/Práctica	127,14(45)-103,56(44) = 23,57(1)	p<0,001	(0,51 - 0,65)
Satisfacción/Economía	144,96(45)-103,56(44) = 41,40(1)	p<0,001	(0,16 - 0,33)
Satisfacción/Ocio	175,91(45)-103,56(44) = 71,53(1)	p<0,001	(0,32 - 0,49)
Disfrute/Práctica	239,26(45)-103,56(44) = 135,69(1)	p<0,001	(0,27 - 0,45)
Disfrute/Economía	190,15(45)-103,56(44) = 86,58(1)	p<0,001	(0,20 - 0,37)
Disfrute/Ocio	235,77(45)-103,56(44) = 132,20(1)	p<0,001	(0,39 - 0,57)
Práctica/Economía	161,23(45)-103,56(44) = 57,66(1)	p<0,001	(0,27 - 0,38)
Práctica/Ocio	243,42(45)-103,56(44) = 139,86(1)	p<0,001	(0,25 - 0,42)
Economía/Ocio	210,33(45)-103,56(44) = 106,76(1)	p<0,001	(0,14 - 0,30)

DISCUSIÓN

La principal aportación de los resultados de este trabajo radica en mejorar la escala de motivos de abandono de centros deportivos (Nuviala et al., 2012b), al obtener un instrumento con similares propiedades psicométricas al original, pero con una reducción de ítems. Esta reducción podría repercutir en una aplicación más rápida y asequible para los centros deportivos, sin que haya supuesto una pérdida de validez ni de fiabilidad en ninguno de sus constructos.

Para comprobar la estructura factorial de la escala conformada por 5 factores y 22 ítems, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio. El modelo inicial propuesto cumple con los requisitos de establecidos por Bollen (1989), según los cuales lo ideal para este tipo de análisis es la existencia de al menos tres ítems por factor. De la misma forma, el tamaño de la muestra supera los requisitos establecidos por diversos autores según los cuales el número mínimo estaría en 200 sujetos cuando el número de ítems es de 3 por factor o variable latente (Anderson y Gerbing, 1984) e incluso superior si el número de ítems decrece por variable latente (Marsh, Balla, y McDonald, 1988).

Los parámetros fueron estimados mediante el método de máxima verosimilitud, al cumplirse los dos supuestos de normalidad. En el caso de la univariada se puede afirmar que los índices de asimetría y curtosis de los ítems estuvieron próximos al valor cero y por debajo del valor dos (Nuviala et al, 2012b), tal y como recomiendan Bollen y Long (1993), lo que denota semejanza con la curva normal en los datos univariados. Según Bollen (1989) existe normalidad multivariada si el coeficiente de Mardia es inferior a $p(p+2)$, donde p es el número de variables observadas. Teniendo en cuenta que en este estudio

existían 22 variables observadas y el coeficiente de Mardia provisto por el programa AMOS fue igual a 227,23, se puede afirmar la existencia de normalidad multivariada ya que el valor aportado por el programa es menor que el producto $22(22+2) = 528$. La presencia de normalidad en los datos confirma la conveniencia la elección de este método.

Para evaluar la adecuación del modelo sometido a prueba se optó por la valoración conjunta de un grupo de índices. Fueron seleccionados los índices de ajuste propuestos por Byrne (2001), considerándose aceptables valores del GFI, AGFI, NFI, IFI, TLI y CFI, por encima de ,90; de RMR y RMSEA, entre ,05 y ,08; en el cociente entre χ^2/gf , un modelo considerado perfecto su valor sería de 1.00 y las ratios por debajo de 2,00 se considerarán como indicadores de un muy buen ajuste del modelo, mientras que valores por debajo de 5,00 son considerados como aceptables (Hu y Bentler, 1999). De igual forma se añadieron al conjunto de índices el AIC que informa de una mayor parsimonia del modelo a medida que decrece su valor (Akaike, 1987) y ECVI que constituye una aproximación a la bondad de ajuste que el modelo conseguiría en una muestra diferente. Un menor valor en este índice determina un mejor ajuste (Weston y Gore, 2006).

Los resultados obtenidos en el modelo inicial, el extraído del análisis factorial exploratorio, no aportan resultados óptimos en algunos de los índices (GFI, AGFI, NFI, TLI y RMR), así como para el cociente χ^2/gf . Por su parte el índice AIC mostró un valor muy alto y el ECVI fue superior a 1. Fue necesario corregir el modelo hasta obtener resultados aceptables. Dicha reespecificación se efectuó en base a los criterios propuestos Rial, Varela, Abalo y Lévy (2006). El modelo final estuvo compuesto igualmente por 5 dimensiones y tan sólo 12 ítems, presentado unos índices de ajuste correctos. Así RMSEA y RMR exhibieron valores por debajo del criterio de ,08 y los índices de bondad de ajuste del modelo GFI, AGFI, NFI, TLI, CFI e IFI exhibieron valores por encima de ,90. Por tanto, los índices de ajuste del modelo llevaron a la decisión de aceptar el modelo siguiendo los criterios de Arbuckle (2007). De igual manera, los índices AIC y ECVI, así como el cociente χ^2/gf , mostraron valores menores, lo que significa un mejor ajuste del modelo (Jöreskog y Sörbom, 1993; Weston y Gore 2006).

La validez discriminante de la escala viene expresada por el contraste entre los diferentes factores que la componen. Si son realmente distintos los conceptos que la conforman y al mismo tiempo están relacionados, es entonces cuando se puede hablar de este tipo de validez (Lehmann, Gupta, y Steckel, 1999). Para garantizarla se han calculado de diversas formas. La primera y tradicional, consiste en correlacionar los factores que componen la escala y comprobar que su relación sea significativa, positiva y moderada. Los resultados obtenidos dan pie a afirmar este tipo de validez. Sin embargo, en la actualidad se comprueba a través de otras dos vías. La primera es la propuesta por Burnkrant y Page (1982), que trata de estimar modelos alternativos de tal forma que en cada uno de ellos se introduce como restricción que la correlación entre cada par de dimensiones es igual a 1, y realizar con cada uno un test de

diferencias de ji-cuadrado para comparar los modelos con el fin de evaluar si eran significativamente diferentes. Los resultados han probado como la diferencia entre los ji-cuadrado fueron siempre significativas, por lo que las dimensiones de la escala de abandono de centros deportivos fueron diferentes entre sí, corroborando la validez discriminante.

La tercera y última de las vías consiste en calcular las correlaciones posibles entre los factores y construir los intervalos de confianza de las correlaciones entre todas las dimensiones. Los resultados, también han mostrado este tipo de validez, ya que ninguno de los intervalos de confianza de esas correlaciones contiene el valor 1 al 95% de confianza (Anderson y Gerbing, 1984).

La principal limitación del estudio fue que la muestra estuvo compuesta por los clientes que causaron baja en un único centro deportivo de una sola ciudad (escogido a conveniencia). Otra limitación deriva de que el perfeccionamiento de la escala viene dado por una confirmación de su validez y fiabilidad, acompañada de una reducción de ítems que la hace más práctica, pero no ha supuesto una mejora sustancial de sus propiedades psicométricas. Por otro lado, si bien el número de participantes no llega al millar, no es menos cierto que el trabajo tiene como punto fuerte el contar con una muestra considerable de sujetos que han abandonado el centro deportivo, sujetos a los que es difícil acceder y cuyos datos no suelen proporcionar los centros deportivos.

La aplicación práctica del trabajo se halla en presentar una herramienta que posibilita a los gestores de los centros deportivos conocer los motivos que derivan en el abandono de sus usuarios. Mejora la posibilidad de aplicación de la herramienta precedente (Nuviala et al., 2012b) sin mermar sus propiedades psicométricas. Futuros estudios podrían contrastar la validez cruzada de la escala de motivos de abandono de centros deportivos en otras organizaciones deportivas, públicas y privadas, con diferentes estrategias de mercado, en distintos lugares y culturas.

En conclusión, tras el análisis factorial confirmatorio de la escala de motivos de abandono de centros deportivos se ha obtenido un cuestionario reducido que cumple con los criterios de validez y fiabilidad. El instrumento final está compuesto por cinco dimensiones y doce ítems, lo que supone una reducción de un 45,45% de los ítems sin alterar las propiedades psicométricas de la escala.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, 52, 317–332.
<http://dx.doi.org/10.1007/BF02294359>
- Almagro, B. J., Sáenz-López, P., y Moreno, J. A. (2010). Prediction of sport adherence through the influence of autonomy-supportive coaching

- among Spanish adolescent athletes. *Journal of Sports Science and Medicine*, 9, 8-14.
- Anderson, J. C., y Gerbing, D. W. (1984). The effect of sampling error on convergence, improper solutions, and goodness-of-fit indices for maximum likelihood confirmatory factor analysis. *Psychometrika*, 49, 155-173. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02294170>
- Arbuckle, J. L. (2007). *Amos16.0 User's Guide*. Chicago, IL: SPSS Inc.
- Bara, M. G., y Guillén, F. (2008). Motivos do abandono no esporte competitivo: um estudo retrospectivo. *Revista Brasileira de Educação Física e Esporte*, 22(4), 293-300.
- Bodet, G. (2012). Loyalty in sport participation service: An examination of the mediating role of psychological commitment. *Journal of Sport Management*, 36, 30-42.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley y Sons. <http://dx.doi.org/10.1002/9781118619179>
- Bollen, K. A., y Long, J. S. (1993). *Testing Structural Equation Models*. Sage: Newbury Park, CA.
- Burnkrant, R. E., y Page, T. J. (1982). An examination of the convergent, discriminant and predictive validity of Fishbein's behavioral intention model. *Journal of Marketing Research*, 19 (4), 526-550. <http://dx.doi.org/10.2307/3151726>
- Byrne, B. M. (2001). *Structural Equation Modeling with AMOS. Basic Concepts, Applications, and Programmin*. Londres: LEA
- Campbell, D. T., y Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitreat-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105. <http://dx.doi.org/10.1037/h0046016>
- Cervelló, E. M., Escartí, A., y Guzmán, J. F. (2007). El abandono del deporte en jóvenes desde la Teoría de las metas de logro. *Psicothema*, 19, 65-71.
- Churchill, G. A. (1979). A Paradigm for Developing Better Measures of Marketing Constructs. *Journal of Marketing Research*, 16 (1), 64-73. <http://dx.doi.org/10.2307/3150876>
- Evans, K. (2008). Dropping out and hanging out: Girls and organised sports participation. *Australasian Parks and Leisure*, 11(2), 44-48.
- Gómez-López, M., Granero-Gallegos, A., Baena-Extremera, A., y Ruiz-Juan, F. (2011). The abandonment of an active lifestyle within university students: Reasons for abandonment and expectations of re-engagement. *Psychologica Belgica*, 51(2), 155-175. <http://dx.doi.org/10.5334/pb-51-2-155>
- Gonçalves, C. E., Figueiredo, A., y Silva, M. J. C. (2007). Multidimensional analysis of dropout in youth basketball: 2-Year follow-up among Portuguese initiates. *Acta Kinesiologiae Universitatis Tartuensis*, 12, 90-91.
- Guthold, R., Ono, T., Strong, K. L., Chatterji, S., y Morabia, A. (2008) World-wide variability in physical inactivity: A 51-country survey. *American Journal of Preventive Medicine*, 11(2), 44-48.

- Haase, A. M., y Kinnafick, F. E. (2007). What factors drive regular exercise behaviour?: Exploring the concept and maintenance of habitual exercise. *Journal of Sport Exercise Psychology*, 29, S165.
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1-55. <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jõesaar, H. y Hein, V. (2011a). Psychosocial determinants of young athletes' continued participation over time. *Perceptual Motor Skills*, 113, 51-66. <http://dx.doi.org/10.2466/05.06.13.PMS.113.4.51-66>
- Jõesaar, H., Hein, V., y Hagger, M.S. (2011b). Peer influence on young athletes' need satisfaction, intrinsic motivation and persistence in sport: A 12-month prospective study. *Psychology of Sport and Exercise*, 12, 500-508. <http://dx.doi.org/10.1016/j.psychsport.2011.04.005>
- Jöreskog, K., y Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: User's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Langviniene, N., y Sekliuckiene, J. (2008). Assessment of SPA services quality in Lithuania: Customer's viewpoint. *Amfiteatru Economic*, 10(SUPPL. 2), 230-241.
- Lehmann, D. R., Gupta, S., y Steckel, J. H. (1999). *Marketing Research*. New York: Addison-Wesley.
- Limstrand, T., y Rehrer, N. J. (2008). Young people's use of sports facilities: a Norwegian study on physical activity. *Scandinavian Journal of Public Health*, 36(5), 452-459. <http://dx.doi.org/10.1177/1403494807088455>
- Macarro, J., Romero, C., y Torres, J. (2010). Reasons why higher secondary school students in the province of Granada dropout of sports and organized physical activities. *Revista de Educación*, 353, 495-519.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., y McDonald, R. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103, 391-410. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.103.3.391>
- Martin, D. S., y O'Neill, M. (2010). Scale development and testing: A new measure of cognitive satisfaction in sports tourism. *Event Management*, 14, 1-15. <http://dx.doi.org/10.3727/152599510X12724735767471>
- Martínez, J. A., y Martínez, L. (2008). Measuring perceived service quality in sports services; a first person approach. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y del Deporte*, 8(31), 244-255.
- Martínez, J. A., y Martínez, L. (2009). A customer management model in sports services; a system dynamics approach. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y del Deporte*, 9(36), 431-453.
- Messick, S. (1980). Test validity and ethics of assessment. *American Psychologist*, 35, 1012-1027. <http://dx.doi.org/10.1037/0003-066X.35.11.1012>
- Messick, S. (1995). Standards of validity and the validity of standards in performance assessment. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 15, 5-12.
- Morales, V., Hernández-Mendo, A., y Blanco, A. (2005). Evaluación de la calidad de los programas de Actividad Física. *Psicothema*, 17, 311-317.

- Muyor, J. M., Águila, C., Sicilia, A., y Orta, A. (2009). Assessing user's motivation in sport centers. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y del Deporte*, 9(33): 67-80.
- Nuviala, A., Grao-Cruces, A., Pérez-Turpin, J.A. y Nuviala, R. (2012a). Quality, satisfaction and perceived value in groups of users of sports organisations in Spain. *Kinesiology* 44(1), 94-103.
- Nuviala, A., Pérez-Turpin, J. A., Tamayo, J. A., y Fernández-Martínez, A. (2011). School-Age Involvement in Sport and Perceived Quality of Sport Services. *Collegium Antropologicum*, 35(4), 1023-1029
- Nuviala, A., Tamayo, J.A., Nuviala, R., González, J.A., 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, 82-87.
- Nuviala, A., Teva-Villén, M. R., Grao-Cruces, A., Pérez-Ordás, R., García-Fernández, J., y Nuviala, R. (2012b). Validity, reliability and exploratory factor analysis of the dropout scale in sport centres. *Journal of Human Sport and Exercise*, 7(1), 275-286.
<http://dx.doi.org/10.4100/jhse.2012.71.06>
- Palou, P., Ponseti, X., Gili, M., Borrás, P. A., y Vidal, J. (2005). Motivos para el inicio, mantenimiento y abandono de la práctica deportiva de los preadolescentes de la isla de Mallorca. *Apunts. Educación Física y Deportes*, 81, 5-11.
- Pérez-Gil, J.A., Chacón, S. y Moreno, R. (2000). Validez de Constructo: el Uso de Análisis Factorial Exploratorio-Confirmatorio para Obtener Evidencias de Validez. *Psicothema*, 12 (2), 442-446
- Rial, A., Varela, J., Abalo, J., y Lévy, J.P. (2006). El Análisis Factorial Confirmatorio. En J.P. Lévy y J. Varela (coord.). *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales. Temas Esenciales, Avanzados y Aportaciones Especiales* (pp.119-154) A Coruña: Netbiblo.
- Ruiz, F., García, M. E., y Díaz, A. (2007). Análisis de las motivaciones de práctica de actividad física y de abandono deportivo en la Ciudad de La Habana (Cuba). *Anales de Psicología*, 23, 152-166.
- Weston, R., y Gore, P. A. (2006). A brief guide to structural equation modeling. *The Counseling Psychologist*, 34(5), 719-751.
<http://dx.doi.org/10.1177/0011000006286345>

Número de citas totales / Total referentes: 43 (100%)

Número de citas propias de la revista / Journal's own referentes: 3 (6,97%)

Anexo 1. Ítems de la escala sobre motivo de abandono tras el Análisis Factorial Confirmatorio y factores a los que pertenecen

Factor	Ítem
Satisfacción	Porque el personal deportivo no presta atención adecuada a los usuarios Porque no me atienden bien en las clases y/o salas de fitness
Disfrute	Porque no me gusta acudir al centro deportivo Porque no disfruto viniendo al centro deportivo Porque no encuentro estimulante venir al centro deportivo
Práctica	Porque está muy masificado Porque no se dispone de suficiente material deportivo Porque la maquinaria de entrenamiento de fuerza o cardiovascular es insuficiente
Economía	Porque el precio me resulta caro Porque la cuota me parece cara
Ocio	Porque no he conocido a otras personas interesantes Porque tengo otras opciones más interesantes de ocio