

Validación y adaptación de la escala PACES de disfrute con la práctica de la actividad física para adolescentes españolas

Emilia Fernández García, Fernando Sánchez Bañuelos* y Juan José Salinero Martín**
Universidad Complutense de Madrid, * Universidad Castilla La Mancha y ** Universidad Camilo José Cela

El objetivo de este trabajo es la validación al castellano de la Escala de Disfrute con la Actividad Física - PACES (Physical Activity Enjoyment Scale), de Kendzierski y DeCarlo (1991), adaptándola a la población de chicas adolescentes españolas, así como la obtención de una versión reducida de la misma. Para ello se realizó un análisis de fiabilidad y, a continuación, la validez del constructo fue constatada en dos pasos, primero mediante un análisis factorial exploratorio y posteriormente aplicando el modelo de ecuaciones estructurales para la realización de un análisis factorial confirmatorio. La escala se administró a 2.777 chicas adolescentes de Educación Secundaria entre 12 y 18 años. Los resultados muestran la fiabilidad de la prueba y la validez del constructo, con un buen ajuste al modelo. La escala adaptada arrojó una reducción a seis ítems, lo que permite disponer de un instrumento breve y eficiente para la medición del disfrute con la actividad física.

Validation and adaptation of the PACES scale of enjoyment of the practice of physical activity for Spanish adolescent girls. The goal of this study is to validate a Spanish version of the Physical Activity Enjoyment Scale (PACES, Kendzierski & DeCarlo, 1991), in the population of Spanish adolescent girls, and also to obtain a reduced version of the scale. For this purpose, reliability analysis was conducted, and construct validity was assessed in two steps: exploratory factor analysis and structural equation model with confirmatory factor analysis. The scale was administered to a sample of 2777 adolescent girls of Secondary Education, ages between 12-18 years. The results show the reliability of the instrument and the construct validity with a good fit of the model. The adapted scale was reduced to six items, a shorter and efficient scale that allows us to measure the enjoyment of physical activity.

Aunque el disfrute constituye un factor particularmente relevante en el estudio del comportamiento ante la actividad física, puesto que se ha mostrado consistentemente asociado con la participación femenina (Biddle, Whitehead, O'Donovan y Nevill, 2005; Raedeke, 2007) revelándose concretamente en las chicas adolescentes como un predictor consistente de su actividad física (DiLorenzo, Stucky-Ropp, Vander y Gotham, 1998; Trost et al., 1997), en España no se encuentran muchos trabajos centrados en este tema. Si bien en los últimos años se han llevado a cabo diferentes estudios que validan y adaptan a la población española distintos instrumentos empleados en la literatura internacional (véase, por ejemplo, García, Rodríguez, Andrade y Arce, 2006), se detecta sin embargo una carencia en lo relacionado con la medición del disfrute en la población adolescente femenina.

Como constructo, y en el ámbito de la actividad física y el deporte, el disfrute (*enjoyment*) ha sido definido dentro del ámbito afectivo (Nahas, Goldfine y Collins, 2003), explicándose como una respuesta actitudinal positiva hacia la experiencia deportiva que refleja sensaciones tales como placer, gusto o diversión (Scan-

lan y Simons, 1992), relacionándose también con un óptimo estado psicológico que lleva a realizar una actividad principalmente por sí misma (Kimiecik y Harris, 1996). No obstante, los modelos teóricos que han integrado este constructo como uno de los componentes y factores de influencia en la actividad física lo han hecho desde distintas perspectivas. Si por una parte el disfrute se ha considerado uno de los diferentes procesos reguladores relevantes dentro del ámbito de la motivación intrínseca (Ryan y Deci, 2000), también se le ha situado como uno de los factores clave de influencia para el compromiso deportivo (Scanlan, Carpenter, Schmidt, Simons y Keeler, 1993), encontrándose igualmente incorporado como una dimensión de las actitudes (Subramanian y Silverman, 2000) y relacionándose también dentro de modelos que explican la autoestima (Harter, 1987) y la competencia percibida (Davison, Werder, Trost, Baker y Birch, 2007).

Consecuentemente, los instrumentos empleados para la medición del disfrute adoptan también distintos enfoques. En unos casos, éste queda integrado como parte de un constructo más amplio, relacionado bien con las «actitudes» o con la «motivación» hacia la práctica de la actividad física y el deporte (Subramanian y Silverman, 2000; Ryan, Frederick, Lepes, Rubio y Sheldon, 1997). En otros casos, instrumentos más específicos para la valoración del disfrute han sido desarrollados para dar respuesta a constructos que, aunque relacionados, pueden considerarse sustancialmente diferentes, como las «fuentes» del disfrute (Wiersma, 2001), o bien para su aplicación en contextos y ámbitos distintos al que per-

sigue esta adaptación, tales como la práctica del deporte dentro de un contexto convencional (Duda, Fox, Biddle y Armstrong, 1992; Duda y Nicholls, 1992) o la asignatura de Educación Física en el sistema educativo (Shropshire y Loumidis, 1996; Subramanian y Silverman, 2000).

El instrumento seleccionado en este trabajo para su validación es la Physical Activity Enjoyment Scale (PACES), de Kendzierski y DeCarlo (1991). Esta selección responde a dos criterios principales. Por un lado, la orientación específica de la escala hacia la actividad física general, ya que fue diseñada para examinar las sensaciones positivas relacionadas con el disfrute en la práctica de actividad física en distintos contextos o ámbitos de aplicación. Este enfoque del instrumento es coincidente con el adoptado en este trabajo, que parte de una consideración amplia de la actividad física (Caspersen, Powell y Christenson, 1985) vinculada principalmente con parámetros de salud-bienestar general, acogiendo por tanto una amplia diversidad de manifestaciones y prácticas físicas, tanto en contextos formales como informales. El segundo criterio se refiere a la difusión del instrumento, puesto que la PACES está siendo empleada frecuentemente en la literatura reciente para la medición del disfrute, si bien con distintas adaptaciones. Así, el trabajo de Motl et al. (2001) modifica y adapta la escala a chicas adolescentes en una versión de 16 ítems que ha sido empleada posteriormente en otros trabajos (Davison et al., 2007; Dishman, Motl, Saunders et al., 2005). No obstante, la conveniencia de disponer de un instrumento breve y disminuir el peso del cuestionario ha conducido al empleo de la versión de Motl et al. (2001) en un formato más reducido de 7 ítems (Barr-Anderson et al., 2007; Dishman, Motl, Sallis et al., 2005) que analiza el disfrute, relacionando un conjunto amplio de variables psicosociales, dentro del desarrollo de programas de intervención para la promoción de la actividad física de las chicas adolescentes.

En España, el instrumento de Kendzierski y DeCarlo (1991) ha sido escasamente empleado, pudiendo citarse como pioneros dos trabajos (De Gracia y Marcó, 2000; De Gracia, Marcó, Juan, Biorsta y Tort, 2000) con personas mayores inicialmente inactivas y con población adolescente, respectivamente, en ambos casos mostrando buenos valores de consistencia interna (alpha de Cronbach=.89). Por ello, la validación al castellano y la adaptación a la población adolescente femenina española de la referida escala, con la obtención de una versión reducida, permitiría disponer de un nuevo instrumento de interés, breve y asequible, para la medición del disfrute con la actividad física en una etapa evolutiva crítica de las chicas en su implicación con el ejercicio físico.

Método

Participantes

En el estudio piloto previo participaron 131 chicas adolescentes pertenecientes a tres institutos públicos seleccionados aleatoriamente entre las zonas geográficas de Madrid capital, zona norte y zona sur, y representantes de los cuatro niveles de Educación Secundaria Obligatoria (E.S.O.).

Posteriormente, el cuestionario se administró a 2.777 mujeres adolescentes, estudiantes de E.S.O. de 22 institutos públicos de la Comunidad de Madrid, siendo la muestra representativa de esta población. Los centros se seleccionaron mediante criterio aleatorio estratificado con asignación proporcional, siendo los estratos las cinco zonas geográficas de la Comunidad de Madrid. La edad

media del grupo es de 14.37 (DT= 1.48) años y la distribución de la participación por cursos fue de 685 chicas de 1º de E.S.O. (24,7%); 690 de 2º de E.S.O. (24,8 %); 674 de 3º de E.S.O. (24,3%) y 728 de 4º de E.S.O. (26,2%).

Instrumento

El instrumento empleado ha sido la mencionada Escala de Disfrute con la Actividad Física «Physical Activity Enjoyment Scale» (PACES), de Kendzierski y DeCarlo (1991). La escala está compuesta por 18 ítems en un formato de afirmaciones bipolares (ej.: me aburre *versus* me interesa) que se puntúan con un rango que oscila desde el valor mínimo (1) al valor máximo (7), y donde la posición central (4) se corresponde con una situación de la respuesta, dentro de la escala, en la que no existe inclinación hacia ninguno de los dos extremos. De la escala se obtiene una puntuación total, a través del sumatorio de todos sus ítems.

El estudio original se llevó a cabo con dos muestras de estudiantes universitarios (N= 30 y 33, respectivamente) y posteriormente con otras dos muestras de estudiantes universitarios (N= 44 y 37). Los resultados mostraron una alta consistencia interna del instrumento ($\alpha = .96$), así como un rango de puntuación total en las respuestas entre 28 y 119 puntos (M= 81.05; DT= 21.08) en el primer estudio y entre 35 y 126 puntos (M= 84.62; DT= 18.71) en el segundo.

Aunque Kendzierski y DeCarlo no llegan a abordar la estructura factorial de la escala, sí sugieren que se examine, en futuros trabajos y con muestras más amplias, la estructura unidimensional-factorial del instrumento, así como su fiabilidad y validez en otras poblaciones. Esta comprobación de la estructura factorial de la versión original de la PACES se ha realizado posteriormente con diferentes resultados. Así, mientras Crocker, Bouffard y Gessaroli (1995) con población adolescente no obtienen un buen ajuste de la escala al modelo unidimensional, Heesch, Mâsse y Dunn (2006), sin embargo, en su estudio con población adulta inactiva, confirman una estructura unidimensional del instrumento.

Procedimiento

En un primer momento se llevó a cabo la selección de los traductores, tres profesionales del tema de estudio, conocedores de ambas culturas, que tradujeron el instrumento del inglés al castellano, adoptándose un diseño de traducción directa. Cabe señalar que en este caso no se empleó el método de traducción inversa como complemento de la traducción directa (Hambleton y Patsula, 1999) y sugerido como refuerzo y garantía de la calidad de la traducción (Balluerka, Gorostiaga, Alonso-Arbiol y Aramburu, 2007; Muñiz y Bartram, 2007; Muñiz y Hambleton, 1996), ya que se disponía de una previa traducción al castellano del instrumento (De Gracia y Marcó, 1998, 2000), que ofreció la base sobre la que se llevó a cabo la revisión de la primera adaptación de la escala.

De esta forma, primero la escala fue traducida al castellano, por separado, por los tres profesionales del tema de estudio. Para analizar la validez de contenido, cada uno de los traductores leyeron y comentaron individualmente las definiciones, dimensiones y ejemplos de la versión del cuestionario. Posteriormente, se realizó una discusión conjunta, de la que se obtuvo una versión consensuada. A continuación, el equipo contrastó esta versión con la adaptación realizada por De Gracia y Marcó (1998), observándose su alto grado de coincidencia, y obteniéndose al término del

proceso la versión piloto del instrumento. Esta versión piloto se administró primero a un grupo reducido de tres chicas de la misma edad, a modo de entrevista, para asegurar la buena comprensión de los términos analizados y la validez de campo del instrumento, y seguidamente a las participantes en el estudio piloto, con el fin de comprobar su fiabilidad y consistencia interna.

Finalmente, el cuestionario se aplicó a la muestra de chicas adolescentes. Previo establecimiento de la colaboración y la aceptación de los diferentes centros para la realización de la investigación, la administración de los cuestionarios se llevó a cabo por personal entrenado por el equipo investigador desplazado a los centros participantes. En la sala, habilitada por el centro, permaneció siempre el entrevistador y los cuestionarios se recogieron en el momento de su finalización. La confidencialidad y anonimato se aseguró en todo momento.

Análisis de datos

Se analizó la Escala de Disfrute con la Actividad Física - PACES (Kendzierski y DeCarlo, 1991) en su versión original de 18 ítems, estudiándose su estructura a través de un análisis factorial exploratorio (AFE) mediante el programa estadístico SPSS 14.0 para Windows. El método de extracción de factores utilizado fue el de componentes principales con rotación ortogonal (varimax). Los factores obtenidos se sometieron a un procedimiento de análisis de fiabilidad e igualmente se revisó la fiabilidad de la escala completa mediante el estadístico alpha de Cronbach para la valoración de la consistencia interna de la escala. Finalmente, para constatar de forma más precisa la validez de la versión reducida obtenida y confirmar su estructura factorial, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC), por medio del programa AMOS 7.0, empleándose el procedimiento de máxima verosimilitud para la estimación de los parámetros.

Cabe señalar que en este estudio no se aborda la comprobación de la validez convergente - discriminante del instrumento adaptado, empleando para ello otro instrumento de contraste, por la dificultad que supone seleccionar uno que pueda servir de referencia en relación con el contexto y ámbito de aplicación del PACES que aquí se pretende. Como se ha presentado previamente, la medida del disfrute en la literatura adopta enfoques variados, tanto considerándose en ocasiones como una parte bien de constructos más amplios (Ryan y Deci, 2000; Subramanian y Silverman, 2000), como en otros casos orientándose hacia ámbitos específicos y diversos de aplicación, tales como la práctica del deporte en un contexto convencional (Duda y Nicholls, 1992) o la asignatura de educación física en el sistema educativo (Shropshire y Loumidis, 1996), contextos y ámbitos distintos al que persigue esta adaptación.

Resultados

Los resultados obtenidos con la versión extensa de la escala (18 ítems) traducida mostraron buenos valores de fiabilidad ($\alpha = .85$). El rango de respuestas osciló entre 24 y 126 (suma de todos los ítems) y la puntuación media se situó en 91.70 (DT= 14.80).

Análisis factorial exploratorio

El AFE con la versión extensa de la escala identificó un modelo de dos factores. Se obtuvieron dos valores propios superiores a la unidad (3.96 y 3.76), y tanto la prueba KMO (.948) como la

prueba de esfericidad de Bartlett (sig. .000) mostraron buenos valores. No obstante, la varianza explicada fue baja, con un valor de 42.89% en el conjunto de la escala y con bajos pesos factoriales de los ítems.

Tras este primer análisis (exploratorio) se eliminaron 12 ítems, aquellos que obtenían menos de 0.60 en la matriz de componentes rotados, con la finalidad de dotar a la escala de una mayor consistencia y al mismo tiempo simplificarla, haciéndola más asequible para su aplicación, y a la vez manteniendo una fiabilidad aceptable.

Con este procedimiento se obtuvo una versión reducida a 6 ítems. En la estructura factorial de esta nueva escala reducida, la medida de adecuación muestral KMO arrojó un valor de .830, con lo que podemos considerar que hay factores que relacionan a los datos, es decir, que los factores comunes pueden explicar bien el comportamiento de los datos. Además, la prueba de esfericidad de Bartlett muestra una significación de .000, por lo que rechazamos la hipótesis nula de incorrelación de los datos. Así, ello permitió continuar con el análisis de los componentes principales en el que de nuevo se manifestó un modelo con dos factores, obteniéndose dos valores propios superiores a la unidad (2.17 y 1.93), y ascendiendo ahora la varianza total explicada en el conjunto de la escala a un 68.24% (un 36.15% en el primer factor y un 32.09% en el segundo).

Por otra parte, si se observa la matriz de componentes rotados (Normalización Varimax con Kaiser) vemos cómo los ítems 1, 2 y 3 saturan alto en el primer componente y los ítems 4, 5 y 6 lo hacen en el segundo (tabla 1).

Este modelo, obtenido en el análisis factorial exploratorio, fue sometido a un análisis de fiabilidad. El alpha de Cronbach obtenido para el conjunto de la escala reducida fue de $\alpha = .82$. En el análisis de la fiabilidad de cada uno de sus factores se obtuvo un $\alpha = .81$ para el primer factor y $\alpha = .71$ para el segundo, por lo que podemos afirmar, de acuerdo con Nunnally (1978), que los valores obtenidos son aceptables y, por tanto, la escala es fiable.

Análisis factorial confirmatorio

El modelo propuesto de dos factores con tres variables en cada factor, extraído del análisis factorial exploratorio, fue sometido a un análisis factorial confirmatorio. La estimación de los parámetros siguió el método de máxima verosimilitud. Pueden verse en la figura 1 los parámetros estimados estandarizados obtenidos tras el análisis, donde se observa cómo el peso factorial de los seis ítems alcanza valores elevados, siendo el menor 0.63 del ítem 6.

Tabla 1
Matriz de componentes rotados de la escala reducida a seis ítems

Escala reducida	Componente	
	F 1	F 2
Ítem 1. Me interesa <i>versus</i> me aburro	.80	
Ítem 2. Me gusta <i>versus</i> no me gusta	.83	
Ítem 3. Es muy divertida <i>versus</i> no es nada divertida	.83	
Ítem 4. Me siento muy bien físicamente cuando practico <i>versus</i> me siento muy mal físicamente cuando practico		.77
Ítem 5. Me hace sentir muy activa <i>versus</i> no me hace sentir nada activa		.80
Ítem 6. Me hace sentir realizada <i>versus</i> no me hace sentir realizada		.72

Los estadísticos de ajuste del modelo muestran su adecuación (tabla 2). Como norma general, y siguiendo la recomendación que aconseja contrastar varios índices para asegurar el ajuste del modelo propuesto, se aportan dos índices de ajuste de parsimonia, chi cuadrado normalizado por los grados de libertad (CMIN/df) y el error de la raíz cuadrada media de aproximación (RMSEA); y tres índices de ajuste incremental, índice de ajuste normado (NFI), índice de ajuste incremental (IFI) e índice de ajuste comparativo (CFI).

En cuanto al índice CMIN/df, valores por debajo de 5 indican un buen ajuste del modelo, por lo que el valor obtenido aconseja la aceptación del modelo propuesto. El valor del RMSEA que se obtuvo muestra asimismo la adecuación del modelo, ya que todo valor por debajo de .05 indica un buen ajuste del modelo (Cea, 2004). Tanto el CFI como el NFI suelen tomar valores entre 0 y 1, considerándose aceptables valores por encima de .90, por lo que los valores obtenidos aconsejan la aceptación del modelo propuesto.

Los dos factores extraídos, de acuerdo al significado semántico de los ítems que comprenden, pueden identificarse como *Motivación primaria* (Factor 1) y *Percepción de disfrute* (Factor 2).

Discusión y conclusiones

El objetivo principal de este trabajo de conseguir la validación de la escala PACES, en una versión reducida, para evaluar el disfrute con la práctica de actividad física en adolescentes españolas se ha llevado a cabo a través de un análisis factorial exploratorio y confirmatorio.

Los resultados han mostrado una estructura de dos factores latentes cuyo ajuste del modelo ha sido bueno. Este análisis de la estructura factorial del instrumento en su versión original de 18 ítems se ha llevado a cabo en estudios previos con resultados diferentes. Si bien el trabajo de Heesch et al. (2006) confirma la es-

tructura unidimensional de la escala, en el estudio de Crocker et al. (1995) no se halló una suficiente adecuación de la estructura propuesta de un único factor, aunque en este caso, y en tanto que sólo se pretendía confirmar la unidimensionalidad del instrumento, no se estudian otras alternativas que podrían estar en la línea de los resultados obtenidos en esta investigación, de un modelo de dos factores. Paralelamente, cuando se ha estudiado la estructura factorial de la PACES en otras versiones, se ha confirmado el modelo unidimensional representado por un único factor sustantivo (disfrute) (Motl et al., 2001). No obstante, cabe señalar que esta versión incorpora modificaciones que afectan tanto al número de ítems como a su redacción, variándose igualmente el rango y el formato de respuesta, y que los resultados iniciales obtenidos por Motl et al. (2001) en el AFE sugerían una estructura de dos factores, integrándose en el primer factor los ítems con formulación positiva y en el segundo los ítems redactados negativamente.

En este trabajo, los dos factores extraídos, de acuerdo al significado semántico de los ítems que comprenden, pueden identificarse como dos dimensiones explicativas del disfrute: *Motivación primaria* (Factor 1) y *Percepción de disfrute* (Factor 2). El primer factor incluye tres ítems relacionados con la motivación intrínseca y básica que concierne al disfrute y que lleva a la persona a realizar una actividad física por el placer que conlleva su práctica en sí misma. El segundo factor integra otros tres ítems, en este caso relacionados con la percepción de sensaciones vinculadas al disfrute, incorporando por ello un componente afectivo. Esta propuesta coincide en líneas generales con el análisis del constructo disfrute (*Enjoyment*) que podemos encontrar en la literatura científica al respecto. Kendierski y DeCarlo (1991) sugieren que la investigación sobre este tema ha mostrado que el disfrute puede ser considerado como una motivación primaria para implicarse en la práctica de la actividad física (Disfrute - rasgo). Por su parte, Crocker et al. (1995) manifiestan la idea de que esta escala puede estar midiendo tanto antecedentes, motivación que subyace en la noción de disfrute, como la propia percepción del disfrute al realizar la actividad física (Disfrute - estado). Csikszentmihalyi (1990) también nos ofrece una doble vertiente en el análisis de los ítems de esta escala, al afirmar que alguno de ellos se encuentran en relación con el ámbito afectivo, antecedentes, y otros con experiencias vinculadas con estados de «flujo» (*Flow*), percepción de disfrute.

En cuanto a la fiabilidad obtenida en la versión castellana extensa (18 ítems), ésta se mostró adecuada (0.85), descendiendo ligeramente en la versión reducida (0.82), y encontrándose en cifras ligeramente inferiores a las obtenidas en otros estudios llevados a cabo, con valores de 0.96 obtenidos con población universitaria (Kendzierski y DeCarlo, 1991); 0.95 con población adulta (Heesch et al., 2006); 0.90 con jóvenes adolescentes (Crocker et al., 1995) y 0.89 con muestras de mayores y adolescentes, respectivamente (De Gracia y Marcó, 2000; De Gracia et al., 2000), aunque se estima suficiente para su aplicación.

Paralelamente, se ha conseguido reducir la escala manteniendo sus características psicométricas. En otros trabajos anteriores, la escala PACES también sufrió modificaciones, en unos casos para mejorar su estructura y fiabilidad, como el estudio de Motl et al. (2001), donde la escala quedó reducida a 16 ítems, o el trabajo de Heesch et al. (2006), quien aconseja eliminar el ítem 5 y el 9 o 13 por dar información redundante. En otros casos se observó la conveniencia de reducción y disminución del peso del instrumento, simplificándose la versión de Motl et al. (2001) a 7 ítems (Dishman, Motl, Sallis et al., 2005). En nuestro caso, la versión reduci-

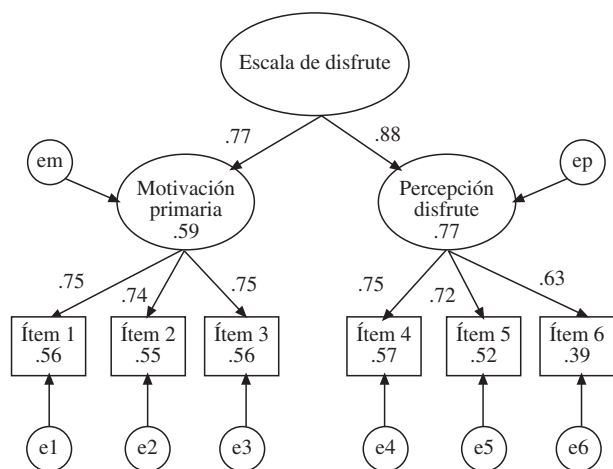


Figura 1. Diagrama de salida del análisis factorial confirmatorio. Estimaciones estandarizadas

	CMIN/df	RMSEA	NFI	CFI
Escala reducida	3,358	.029	.995	.996

da mejoró sustancialmente el porcentaje total de varianza explicada por la escala, que ascendió del 42,89% en la versión extensa hasta el 68,24%, quedando formada por 6 ítems, por lo que su aplicación se hará de forma más económica y rápida.

Puesto que en este estudio existen limitaciones en cuanto al sexo y edad de la muestra, que se corresponde con una etapa vital crítica para las chicas, sería necesario contrastar los resultados aquí obtenidos con otras edades, ampliándose también el análisis a la población masculina. Las líneas de investigación futuras sugieren indagar sobre el comportamiento de la escala según distintos ámbitos y contextos de práctica de actividad física. En este

marco, puede resultar de interés prestar especial atención a aquellas prácticas, de tipo lúdico y recreativo, que son demandadas principalmente por las chicas adolescentes, frente a las prácticas que tienen una minoritaria participación femenina.

Agradecimientos

El presente trabajo ha sido realizado a partir de la subvención concedida por el Consejo Superior de Deportes - Ministerio de Educación y Ciencia para la realización de proyectos de apoyo científico y tecnológico al deporte.

Referencias

- Balluerka, N., Gorostiaga, A., Alonso-Arbiol, I., y Aramburu, M. (2007). La adaptación de instrumentos de medida de unas culturas a otras: una perspectiva práctica. *Psicothema*, *19*, 124-133.
- Barr-Anderson, D.J., Young, D.R., Sallis, J.F., Neumark-Sztainer, D.R., Gittelsohn, J., Webber, L., Saunders, R., Cohen, S., y Jobe, J.B. (2007). Structured physical activity and psychosocial correlates in middle-school girls. *Preventive Medicine*, *44*, 404-409.
- Biddle, S.J.H., Whitehead, S.H., O'Donovan, T.M., y Nevill, M.E. (2005). Correlates of participation in physical activity for adolescent girls: A systematic review of recent literature. *Journal of Physical Activity & Health*, *2*, 423-435.
- Caspersen, C.J., Powell, K.E., y Christenson, G.M. (1985). Physical activity, exercise and physical fitness: Definitions and distinctions for health-related research. *Public Health Reports*, *100*, 126-131.
- Cea, M.A. (2004). *Análisis multivariable. Teoría y práctica en la investigación social*. Madrid: Síntesis.
- Crocker, P.R.E., Bouffard, M., y Gessaroli, M.E. (1995). Measuring enjoyment in youth sport settings: A confirmatory factor analysis of the physical activity enjoyment scale. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, *17*, 200-205.
- Csikszentmihalyi, M. (1990). *Flow: The psychology of optimal experience*. New York: Harper & Row.
- Davison, K.K., Werder, J.L., Trost, S.G., Baker, B.L., y Birch, L.L. (2007). Why are early maturing girls less active? Links between pubertal development, psychological well-being and physical activity among girls at ages 11 and 13. *Social Science & Medicine*, *64*, 2391-2404.
- De Gracia, M., y Marcó, M. (1998). Physical activity enjoyment scale (PACES). Adaptación española. Universidad de Girona, Facultat de Ciències de l'Educació, Departament de Psicologia. Disponible en <http://www.fcged.udg.es/assignatures/mdg/index.html>.
- De Gracia, M., y Marcó, M. (2000). Efectos psicológicos de la actividad física en personas mayores. *Psicothema*, *12*, 285-292.
- De Gracia, M., Marcó, M., Juan, J., Birosta, J., y Tort, A. (2000). *Efectos de la actividad física sobre los estados de ánimo y la satisfacción percibida: diferencias de género*. Póster presentado en XVII Congreso de la Sociedad Catalana de Psicología del Deporte.
- DiLorenzo, T., Stucky-Ropp, R., Vander, J., y Gotham, H. (1998). Determinants of exercise among children, II: A longitudinal analysis. *Preventive Medicine*, *27*, 470-477.
- Dishman, R.K., Motl, R.W., Sallis, J.F., Dunn, A.L., Birnbaum, A.S., Welk, G.J., Bedimo-Rung, A.L., Voorhees, C.C., y Jobe, J.B. (2005). Self-management strategies mediate self-efficacy and physical activity. *American Journal of Preventive Medicine*, *29*, 10-18.
- Dishman, R.K., Motl, R.W., Saunders, R., Felton, G., Ward, D.S., Dowda, M., y Pate, R.R. (2005). Enjoyment mediates effects of a school-based physical-activity intervention. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, *37*, 478-487.
- Duda, J.L., Fox, K.R., Biddle, S.J.H., y Armstrong, N. (1992). Children's achievement goals and beliefs about success in sport. *British Journal of Educational Psychology*, *62*, 313-332.
- Duda, J.L., y Nicholls, J.G. (1992). Dimensions of achievement motivation in schoolwork and sport. *Journal of Educational Psychology*, *84*, 290-299.
- García, E.M., Rodríguez, M., Andrade, E., y Arce, C. (2006). Adaptación del cuestionario MSC1 para la medida de la cohesión en futbolistas jóvenes españoles. *Psicothema*, *18*, 668-672.
- Hambleton, R.K., y Patsula, L. (1999). Increasing the validity of adapted tests: Myths to be avoided and guidelines for improving test adaptation practices. *Journal of Applied Testing Technology*, *1*. Disponible en <http://www.testpublishers.org/journal.htm>.
- Harter, S. (1987). The determinants and mediational role of global self-worth in children. En N. Eisenberg (Ed.): *Contemporary topics in developmental psychology* (pp. 219-242). New York: Wiley.
- Heesch, K.C., Mässe, L.C., y Dunn, A.L. (2006). Using Rasch modeling to re-evaluate three scales related to physical activity: Enjoyment, perceived benefits and perceived barriers. *Health Education Research*, *21 Suppl 1*, i58-72.
- Kendzierski, D., y DeCarlo, K.J. (1991). Physical activity enjoyment scale: Two validation studies. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, *13*, 50-64.
- Kimiecik, J.C., y Harris, A.T. (1996). What is enjoyment? A conceptual/definitional analysis with implications for sport and exercise psychology. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, *18*, 247-263.
- Muñiz, J., y Bartram, D. (2007). Improving international test and testing. *European Psychologist*, *12*, 206-219.
- Muñiz, J., y Hambleton, R.K. (1996). Directrices para la traducción y adaptación de los tests. *Papeles del Psicólogo*, *66*, 63-70.
- Motl, R.W., Dishman, R.K., Saunders, R., Dowda, M., Felton, G., y Pate, R.R. (2001). Measuring enjoyment of physical activity in adolescent girls. *American Journal of Preventive Medicine*, *21*, 110-117.
- Nahas, M.V., Goldfine, B., y Collins, M.A. (2003). Determinants of physical activity in adolescents and young adults. *Physical Educator*, *60*, 42-56.
- Nunnally, J.C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw Hill.
- Raedeke, T.D. (2007). The relationship between enjoyment and affective responses to exercise. *Journal of Applied Sport Psychology*, *19*, 105-115.
- Ryan, R.M., y Deci, E.L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development and well-being. *American Psychologist*, *55*, 68-78.
- Ryan, R.M., Frederick, C.M., Lepes, D., Rubio, N., y Sheldon, K.M. (1997). Intrinsic motivation and exercise adherence. *International Journal of Sport Psychology*, *28*, 335-354.
- Scanlan, T., Carpenter, P., Schmidt, G., Simons, J., y Keeler, B. (1993). An introduction to the Sport Commitment Model. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, *15*, 1-15.
- Scanlan, T., y Simons, J. (1992). The construct of sport enjoyment. En G. C. Roberts (Ed.): *Motivation in sport and exercise*. Champaign, Illinois: Human Kinetics.
- Shropshire, J., y Loumidis, K. (1996). Development of the pre-adolescent attitude toward physical education questionnaire. En C. Robson, B.

- Cripps y H. Steinberg (Eds.): *Quality and quantity research methods in sport and exercise psychology* (pp. 44-53). Leicester: British Psychology Society.
- Subramanian, P.R., y Silverman, S. (2000). Validation of scores from an instrument assessing student attitude toward physical education. *Measurement in Physical Education & Exercise Science*, 4(1), 29-43.
- Trost, A.G., Pate, R.R., Saunders, A., Ward, D.S., Dowda, M., y Felton, G. (1997). A prospective study of the determinants of physical activity in rural fifth-grade children. *Preventive Medicine*, 26, 257-263.
- Wiersma, L.D. (2001). Conceptualization and development of the sources of enjoyment in youth sport questionnaire. *Measurement in Physical Education & Exercise Science*, 5(3), 153-177.