

Validación española de la *Escala de Predisposición hacia la Educación Física (PEPS)* en educación secundaria

Spanish version of the *Physical Education Predisposition Scale (PEPS)* in secondary school

Antonio Granero-Gallegos, Antonio Baena-Extremera

*Universidad de Almería, **Universidad de Granada

Resumen. El objetivo de esta investigación fue validar la versión española del Physical Education Predisposition Scale (PEPS) en una muestra de estudiantes de secundaria. Se pretende determinar si es un instrumento válido y fiable para su utilización en futuras investigaciones. Se administró a un total de 345 alumnos (172 hombres; 173 mujeres) de 12 a 16 años ($M = 14.78$; $DT = 1.29$), analizándose la estructura del instrumento mediante procedimientos confirmatorios. Los análisis apoyan el modelo teórico hipotetizado de dos factores (percepción de habilidad en Educación Física y percepción de esfuerzo en Educación Física), así como un modelo de orden superior de tipo reflectivo. La estructura se mostró invariante respecto al sexo. La versión española del instrumento mostró niveles aceptables de consistencia interna y estabilidad temporal. Las evidencias de validez se exploraron examinando la relación de la escala estudiada con las Metas de Logro 2x2. La aproximación-rendimiento es la principal variable predictora de la habilidad entre los varones, mientras que entre las féminas es la aproximación-maestría; en la percepción del esfuerzo los resultados son similares en chicos y chicas, aunque la relación de predicción positiva de la aproximación-maestría es más potente en varones. Los resultados de este estudio proporcionan evidencias para la fiabilidad y validez de la PEPS en una muestra de adolescentes españoles.

Palabras clave: Educación Física, habilidad, esfuerzo, propiedades psicométricas, PEPS.

Abstract. The purpose of this research was to validate the Spanish version of the Physical Education Predisposition Scale (PEPS) in a sample of high school students. It is intended to determine whether it is a valid and reliable instrument to be used in future researches. It was administered to a total of 345 students (172 men, 173 women) from 12 to 16 years old ($M = 14.78$, $SD = 1.29$), analyzing the structure of the instrument by confirmatory procedures. The analyzes support the hypothesized theoretical model of two factors (*Perceived Physical Education Worth* and *Perceived Physical Education Ability*) as well as a model of higher order reflective type. The structure was invariant with respect to sex. The Spanish version of the instrument showed acceptable levels of temporal stability and internal consistency. Evidence of validity was explored by examining the relationship of the scale studied with the 2x2 Achievement Goals. The approach-performance is the main predictor of skill among men, while among females it is the approach-mastery; in the perception of effort the results are similar in boys and girls, although the ratio of positive prediction-master approach is stronger in males. The results of this study provide evidence for reliability and validity of the PEPS in a sample of Spanish teenagers.

Keywords: Physical Education, ability, effort, psychometric properties, PEPS.

Introducción

La Ley Orgánica de Educación 2/2006, en su artículo 1, expresa que el sistema educativo español se inspira en diversos principios, entre los que destacan el esfuerzo individual y la motivación del alumnado, así como el esfuerzo compartido por alumnado, profesorado, etc. En relación a estos principios, puede ser imaginable, y a la vez incalculable, la importancia que tendría para la comunidad educativa conseguir cumplir ambos, pero para ello aún son necesarios cambios. Estos cambios deben de empezar en las propias aulas, para conseguir estudiantes motivados, desde un profesorado también motivado y con capacidad para motivar.

En recientes investigaciones se está demostrando la importancia que tiene para los estudiantes la motivación hacia las clases que reciben (Baena-Extremera, Granero-Gallegos, Pérez-Quero, Bracho-Amador, & Sánchez-Fuentes, 2013; Granero-Gallegos, Baena-Extremera, Pérez-Quero, Ortiz-Camacho, & Bracho-Amador, 2012; Chen, Chen, Sun, & Zhu, 2011). Un alumno motivado tiende a esforzarse en las tareas que realiza y ello puede conducir a una mayor y mejor práctica deportiva, a un superior interés por hacer las cosas bien y, por tanto, a una posible mejora en la habilidad de lo que aprende. Pero además, el estudiante que demuestra habilidad, competencia y eficacia, a la vez, se retroalimenta de manera positiva, incrementando su motivación y, por consiguiente, su interés y esfuerzo hacia lo que hace (Welk, 1999). Esta situación es además importante, no sólo para el sistema educativo, sino también para el estudiante y para su salud, puesto que unos de los objetivos de la EF es inculcar hábitos de práctica física saludables, aspecto ya investigado por su decrecimiento en estas poblaciones en numerosos de trabajos (Abarca-Sos, Zaragoza, Generelo, & Julián, 2010; Gómez-López, Granero-Gallegos, Baena-Extremera, & Ruiz-Juan, 2011; Baena-Extremera, Ruiz-Juan, & Granero-Gallegos, 2016; entre otros).

En esta línea, Rowe, Raedeke, Wiersma, & Mahar (2007) afirman que los factores predictores en los adolescentes de la participación en la actividad física incluyen las construcciones de auto-evaluación del alumno (por ejemplo, la competencia percibida) y la evaluación cognitiva de los resultados percibidos por el alumno de su actividad (Welk, 1999). A su vez, éstos mantienen una correlación muy fuerte con la práctica de la actividad física en los jóvenes (Sallis, Prochaska, & Taylor, 2000), ya que dicha asociación se mantiene fuertemente asociada con la motivación intrínseca (Baena-Extremera & Granero-Gallegos, 2015a; Granero-Gallegos, Baena-Extremera, Pérez-Quero, Ortiz-Camacho, & Bracho-Amador, 2014). Por tanto, se puede ver que existe una gran relación entre motivación, práctica de actividad física, esfuerzo, habilidad, competencia, eficacia, etc. Además, algunos estudios demuestran la relación positiva entre la motivación autodeterminada y la orientación a la tarea o aproximación a la maestría (González-Cutre, & Moreno-Murcia, 2008; Gutiérrez, 2014), así como entre la orientación a la tarea y la competencia percibida, la satisfacción y la importancia de las clases de EF (Granero-Gallegos, Baena-Extremera, Gómez-López, & Abalde, 2014).

Por ello, para analizar algunos de los factores que afectan a la motivación en las clases de EF se va a utilizar la teoría de las Metas de Logro (Nicholls, 1989). Esta teoría tiene como objetivo el análisis de los diferentes factores disposicionales y ambientales que influyen en la motivación de logro del sujeto; en este caso, el alumno. La citada teoría sostiene que las personas se implican en los contextos de logro con la finalidad de demostrar competencia o habilidad (Cervelló & Santos-Rosa, 2000). Para el estudiante las clases de EF son un contexto de exigencia de logro (Moreno, Hellín, Hellín, & Cervelló, 2006), ya que suelen buscar en ella la demostración de su habilidad. A pesar de ello, este nivel de competencia o habilidad dependerá de la percepción subjetiva de éxito o fracaso que tenga el alumno (Nicholls, 1989). La adopción de estos criterios depende tanto de las características personales (orientación disposicional) como de aspectos sociales y situacionales (clima motivacional).

Según este constructo teórico existen dos tipos de orientaciones de meta disposicionales. Por un lado la orientación a la tarea, que se mani-

fiesta cuando la meta se dirige al aprendizaje y los practicantes juzgan su nivel de capacidad mediante un proceso de comparación con ellos mismos, primando por tanto el esfuerzo; y, por otro lado, la orientación al ego, en el que la meta se caracteriza por la competitividad, y los practicantes juzgan su nivel de competencia en referencia a los demás, primando más la habilidad. Pero, ¿cómo se puede evaluar la percepción que los alumnos tienen en EF sobre su esfuerzo o habilidad? Responder a esta pregunta es crucial, pues el avance en las áreas educativas depende en parte de estas variables, es decir, de la motivación, esfuerzo, habilidad, implicación del alumno, etc. Para poder evaluar la percepción del esfuerzo del estudiante y de la habilidad, en este caso relacionados con la asignatura de EF, se han creado pocos instrumentos que sirvan para tal fin, a pesar de la importancia que puede tener. Se puede resaltar, relacionado con este caso, pero validado en el contexto deportivo, el *Inventario de Percepción de las Creencias sobre las Causas del Éxito en el Deporte*, de Castillo, Balaguer, y Duda (2002); esta escala mide, con vistas al éxito, las percepciones que tienen los sujetos sobre el esfuerzo, la capacidad y las técnicas de engaño.

Los investigadores Hilland, Stratton, Vinson, y Fairclough (2009) crearon, inicialmente y para medir variables de predisposición (esfuerzo y habilidad), la *Physical Education Predisposition Scale* (PEPS) a partir de cuatro dominios: percepción de competencia, autoeficacia, disfrute y actitudes. A partir de aquí, el trabajo de revisión y de expertos les llevó a elaborar la escala definitiva en la que se estiman dos factores: *percepción del esfuerzo hacia la EF*, que representaría el coste y beneficio que le supone al alumno su participación en la actividad física; y *percepción de la habilidad hacia la EF*, donde se ubican las percepciones del estudiante relacionadas con la competencia y la auto-eficacia. El aspecto cognitivo, como la actitud, está más relacionado con el constructo de *percepción del esfuerzo*. Comúnmente, como indican Fairclough, Hilland, Stratton, y Ridgers (2012), la actitud se asocia a la diversión, lo que supone un correlato coherente y fuerte entre la juventud para la participación en actividad física. El constructo de *percepción de habilidad* está derivado de sentimientos de auto-eficacia y competencia en relación, en este caso, con la EF. Ambas variables están fuertemente asociadas con la práctica habitual de actividad física (Sallis, Prochaska, & Taylor, 2000). Por ello, la validez de esta escala en el contexto educativo español es importante, dado que no mide los mismos constructos que la citada de Castillo, et al. (2002), pues su instrumento mide las percepciones que tienen los sujetos sobre qué estrategias son necesarias para alcanzar el éxito en el deporte.

En estudios previos, Hilland, et al. (2009) hallaron una alta consistencia interna de los dos factores: *percepción del esfuerzo hacia la EF* (alfa = .91) y *percepción de la habilidad hacia la EF* (alfa = .89), aunque no mostraron la correlación entre ambas dimensiones. Los chicos presentaron valores, estadísticamente significativos, más altos en ambas subescalas. Por otro lado, Fairclough, et al. (2012) realizaron un estudio con chicas inglesas de educación secundaria y hallaron relación entre la práctica habitual de actividad física y la predisposición hacia la EF. La práctica habitual de actividad física fue medida con el *Physical Activity Questionnaire for Older Children* (PAQ-C) (Crocker, Bailey, Faulkner, Kowalski, & McGrath, 1997) y se tuvo en cuenta, además, el índice de masa corporal de las participantes. El PEPS también ha sido adaptado al contexto educativo turco por Erba^o, Ünlü, y Kalemöđlu-Varol (2015), demostrando aceptable fiabilidad. Incluso en España ha sido utilizada en algunos estudios (Serrano, Catalán, Lanaspá, Solana, & García-González, 2016; Sevil, Abós, Julián, Murillo, & García-González, 2015), si bien sólo han sido seleccionados algunos ítems de cada subescala.

A partir de lo expuesto, los objetivos de este trabajo fueron dos. Por un lado, aportar evidencias sobre la dimensionalidad de la versión española del PEPS en una muestra de adolescentes estudiantes de educación secundaria. Para ello se llevó a cabo un estudio de cada uno de los ítems de la escala, se realizó un análisis factorial confirmatorio, se analizó la consistencia interna, estabilidad temporal e invarianza factorial por sexo. El segundo objetivo fue mostrar evidencia de validez en relación otras variables analizando su relación con las Metas de Logro 2x2 y las diferencias por sexo.

Método

Participantes

En este estudio participaron un total de 345 alumnos (172 hombres; 173 mujeres) de secundaria de la Región de Murcia. El rango de edad estuvo comprendido entre 12 y 16 años ($M = 14.78$; $DT = 1.29$), siendo la edad media de los chicos 14.65 ($DT = 1.34$) y la de las chicas 14.84 ($DT = 1.17$). La selección de la muestra fue de tipo no probabilístico y por conveniencia, según los estudiantes a los que se pudo acceder.

Para evaluar la estabilidad temporal del PEPS se utilizó una segunda muestra de 150 alumnos, elegida previamente de forma aleatoria y compuesta por 72 chicos ($M = 14.72$; $DT = 1.26$) y 77 chicas ($M = 14.80$; $DT = 1.32$) que completaron nuevamente el instrumento seis semanas más tarde. Con el objeto de prevenir posibles tendencias de deseabilidad social los adolescentes fueron instruidos para que utilizaran su fecha de nacimiento para identificar sus cuestionarios, al igual que se ha realizado en estudios recientes (Baena-Extremera, Granero-Gallegos, Bracho-Amador, & Pérez-Quero, 2012). Se utilizó la fecha de nacimiento para la localización posterior de los 150 estudiantes seleccionados al azar para la evaluación de la estabilidad temporal, aunque se debe indicar que se trató de guardar un equilibrio porcentual entre chicos y chicas. Dado que se tenían clasificados los cuestionarios rellenados por niveles y cursos específicos de cada centro, la localización posterior resultó más fácil.

Proceso de adaptación del instrumento al español

La adaptación española del PEPS se realizó atendiendo a los estándares metodológicos internacionales recomendados por la International Test Comision (ITC) para adaptar correctamente test y escalas de unas culturas a otras (Hambleton, 2005; Muñiz & Bartram, 2007; Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013). Para evitar imprecisiones, se combinaron los diseños de traducción directa e inversa de los ítems, según el procedimiento *parallel back translation* (Brislin, 1986).

La *validez de contenido* se efectuó mediante el juicio de cuatro expertos (Osterlind, 1989): dos en construcción de escalas y dos conocedores del constructo a evaluar. Todos los ítems fueron analizados y revisados hasta que se llegó a la versión que recogiese la dimensión teórica de la forma más clara y precisa. Después de la adaptación de los originales, se les mostró el listado de ítems para que emitieran juicio acerca de su pertinencia y comprensión en escala de 1 (*muy en desacuerdo*) a 4 (*muy de acuerdo*). Igualmente, indicar que dispusieron de un apartado en el que realizar anotaciones y observaciones generales de cada ítem, sugiriendo una redacción alternativa si lo consideraban conveniente. Se revisaron los ítems con puntuaciones medias < 2.5 , tanto en pertinencia como en comprensión. El encabezamiento fue: «Indica tu grado de acuerdo o desacuerdo con las siguientes afirmaciones en relación con tus clases de EF».

Así mismo, se ha de resaltar que la concordancia global de los cuatro expertos que participaron acerca de la pertinencia y comprensión de los ítems se midió a través del Coeficiente de Correlación Intraclass (CCI), a partir de un modelo de efectos mixtos y asumiendo una definición de acuerdo absoluto; los valores obtenidos fueron: $CCI = .89$ en pertinencia y $CCI = .83$ en comprensión (intervalo de confianza del 95%).

La nueva versión fue administrada a 50 alumnos de secundaria con edades entre 12 y 16 años. Los comentarios de los mismos sobre instrucciones y forma de redacción supusieron cambios menores. Por ejemplo, a raíz de sus comentarios se substituyó la palabra «sesión de EF» por la de «clase de EF». Tras el análisis de los resultados psicométricos obtenidos y una última revisión por parte del equipo de investigación se llegó a la versión final española del PEPS.

Instrumentos

Se adaptó la versión original de la *Escala de Predisposición hacia la Educación Física* (*Physical Education Predisposition Scale*, PEPS) de Hilland, et al. (2009) que consta de 11 ítems para medir la predisposición motivacional hacia la EF en dos dimensiones: *percepción de esfuerzo en EF* (seis ítems) y *percepción de habilidad en EF* (cinco ítems). El

esfuerzo se mide a partir de la media de los seis reactivos que representan la evaluación de costos y beneficios de participar en las clases de EF y que reflejan la actitud afectiva y cognitiva (Welk, 1999). La *habilidad* se mide a partir de la media de los otros cinco ítems que son indicativos de la percepción de competencia y auto-eficacia en EF. En las instrucciones se pide a los alumnos que indiquen el grado de acuerdo con los ítems, recogiendo las respuestas en una escala tipo Likert de cinco puntos que oscila desde *Muy en desacuerdo* (1) a *Muy de acuerdo* (5). Los ítems que puntúan negativamente (tres de la escala de esfuerzo percibido) se recodificaron de manera inversa, al igual que en la escala original.

Cuestionario de Metas de Logro 2x2. Se empleó la versión validada al castellano por Moreno, González-Cutre, y Sicilia (2008) de la versión adaptada a la EF (Guan, Xiang, McBride, & Bruene, 2006) del Cuestionario de Metas de Logro 2x2 de Elliot y McGregor (2001). Esta escala está compuesta por un total de 12 ítems agrupados en cuatro factores (tres ítems por factor): aproximación-rendimiento, aproximación-maestría, evitación-rendimiento y evitación-maestría. Las respuestas fueron recogidas en una escala tipo Likert con rango de puntuación entre 1 (*totalmente en desacuerdo*) y 7 (*totalmente de acuerdo*). La consistencia interna hallada en el presente estudio fue: *aproximación-rendimiento*, $\alpha = .82$; *aproximación-maestría*, $\alpha = .78$; *evitación-rendimiento*, $\alpha = .67$; *evitación-maestría*, $\alpha = .77$. Aunque el factor *evitación-rendimiento* obtuvo un valor de consistencia interna inferior a .70, se puede considerar marginalmente aceptable (Taylor, Ntoumanis, & Standage, 2008) dado el pequeño número de ítems de la subescala.

Procedimiento

Se obtuvo permiso escrito de los órganos de dirección de los centros educativos para realizar la investigación, así como el informe favorable del Comité de Bioética a nivel universitario. Los padres/madres y estudiantes fueron debidamente informados del propósito del estudio y de sus derechos como participantes en el mismo. La firma del consentimiento informado por parte de ambos fue requisito imprescindible para participar. Así, el trabajo cumple con las normas éticas de este tipo de estudios. Los instrumentos para medir las diferentes variables se administraron en el aula sin la presencia del docente. Cada participante dispuso del tiempo suficiente para completar los cuestionarios. Las respuestas al instrumento se mantuvieron en el anonimato.

Análisis estadísticos

Los análisis de ítems, homogeneidad, correlación, consistencia interna de la escala y análisis de regresión lineal se realizaron con SPSS 22.0. Inicialmente se realizó un análisis de cada ítem de la escala para estudiar la conveniencia de conservarlo dentro del factor. Para el análisis de consistencia interna también se hallaron la *fiabilidad compuesta* y la *varianza media extraída* (AVE); además, se realizó un análisis de estabilidad temporal a través de test-retest con una muestra distinta de estudiantes. Con el objeto de estudiar las propiedades psicométricas de la dimensionalización original propuesta teóricamente por Hilland, et al. (2009), se aplicaron modelos de ecuaciones estructurales. Dado que el coeficiente de Mardia fue alto (36.38) y no se podía aceptar la normalidad multivariante, se evaluó la estructura factorial del PEPS mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) mediante el método de estimación *weighted least squares* (WLS) para variables ordinales de LISREL 8.80 (Jöreskog, & Sörbon, 2003); la matriz de correlaciones policóricas y la matriz de covarianzas asíntóticas fueron utilizadas como input para el análisis de los datos. Se calcularon índices de ajuste absolutos y relativos para la evaluación del modelo. Se realizó, además, un análisis de invarianza con AMOS 22.0 respecto al sexo.

Siguiendo recomendaciones de autores como Bentler (2007) o Markland (2007), se calcularon varios índices de ajuste para la evaluación de los modelos, combinando índices de ajuste absolutos y relativos. Se utilizó el valor p , asociado con el estadístico chi cuadrado (χ^2); la ratio entre χ^2 y grados de libertad (gl) (χ^2/gl). Las ratios <2.0 se consideran como indicadores de muy buen ajuste del modelo (Tabachnik, & Fidell, 2007), mientras que valores <5.0 son considerados aceptables

(Hu, & Bentler, 1999). Se ha calculado el GFI (*índice de bondad de ajuste*), NFI (*índice de ajuste normalizado*), NNFI (*índice de ajuste no normativo*), CFI (*índice de ajuste comparativo*) y RMSEA (*error de aproximación cuadrático medio*). Los parámetros estimados se considerarán significativos cuando el valor asociado al valor t es superior a 1.96 ($p < .05$).

Dado que la dimensionalización original de dos factores propuesta teóricamente por Hilland, et al. (2009) presentó una alta correlación entre las variables latentes del AFC, se calculó un modelo de orden superior. Finalmente, con el SPSS 22.0, se hallaron las diferencias por sexo en relación a la escala del PEPS y se realizó un análisis de correlaciones y un análisis de regresión lineal con las Metas de Logro 2x2.

Resultados

Análisis de ítems de la escala

Se ha seguido un procedimiento de análisis atendiendo a lo establecido por Carretero-Dios y Pérez (2007). En el análisis estadístico de ítems se mantuvo la distribución ítem-factor observada en el instrumento original (Hilland, et al., 2009). En el estudio de los ítems se analizó si la consistencia interna de la escala aumentaba con la eliminación de algún ítem, así como los requisitos establecidos por Nunnally y Bernstein (1995) para conservar un ítem dentro de un factor: coeficiente de correlación corregido ítem-total ($RIT-c$) $> .30$, desviación típica (DT) > 1 , y todas las opciones de respuesta usadas en algún momento. Los índices de asimetría y curtosis son próximos a 0 y < 2 , lo que indica semejanza con curva normal de forma univariada. (Tabla 1). Los valores medios de los ítems del factor *percepción de habilidad en EF* se pueden comprobar en la tabla 1. Las DT fueron > 1 y la consistencia interna de esta dimensión fue adecuada. Todos los $RIT-c$ presentaron valores $\geq .6$.

En relación con los ítems del factor *percepción de esfuerzo en EF*, indicar que las DT fueron > 1 y que la consistencia interna de esta dimensión no resultó del todo adecuada ($\alpha = .67$) al no alcanzar el mínimo de .70. Como se observa en la Tabla 1, si se elimina el ítem 5 de esta dimensión se alcanzaría un $\alpha = .76$, que sí resultaría adecuado. Este aspecto hay que tenerlo en cuenta para la evaluación del ajuste del modelo con procedimientos confirmatorios. Asimismo, todos los $RIT-c$ presentaron valores $> .42$, excepto el ítem 5 (.01), dato que también recomienda la eliminación del ítem de esta escala.

Tabla 1.
Estadísticos descriptivos, de consistencia interna y de homogeneidad ($N = 345$)

| Escala: | M | DT | RIT-c | α sin ítem | Asimetría | Curtosis |
|--|------|------|-------|-------------------|-----------|----------|
| <i>Percepción de habilidad en EF</i> ($\alpha = .85$) | | | | | | |
| 6 Me siento muy capaz en EF | 3.62 | 1.21 | .76 | .79 | -.57 | -.59 |
| 10 Creo que tengo las habilidades que se necesitan para participar en EF | 3.55 | 1.26 | .70 | .81 | -.53 | -.70 |
| 2 Soy un experto en EF | 2.93 | 1.30 | .67 | .82 | -.07 | -1.12 |
| 8 Estoy satisfecho con mi rendimiento en EF | 3.60 | 1.21 | .57 | .84 | -.54 | -.63 |
| 4 Tengo la suficiente confianza para participar en EF | 3.86 | 1.21 | .60 | .83 | -.87 | -.16 |
| <i>Percepción de esfuerzo en EF</i> ($\alpha = .67$) | | | | | | |
| 9 Las cosas que aprendo en EF hacen que las clases sean interesantes para mí | 3.40 | 1.21 | .53 | .58 | -.32 | -.74 |
| 7 Las cosas que aprendo en las clases EF me entusiasman | 3.29 | 1.24 | .50 | .59 | -.25 | -.84 |
| 1 Las cosas que aprendo en EF son útiles para mí | 3.34 | 1.31 | .58 | .56 | -.27 | -1.01 |
| 3 Las cosas que aprendo en EF no son importantes para mí | 3.57 | 1.36 | .46 | .60 | -.52 | -.95 |
| 11 Las cosas que aprendo en EF hacen que las clases sean aburridas para mí | 3.79 | 1.29 | .42 | .62 | -.80 | -.43 |
| 5 Las cosas que aprendo en EF son inútiles para mí | 3.25 | 1.45 | .01 | .76 | .13 | -1.3 |

Nota. N: muestra; M: media; DT: desviación típica; RIT-c: coeficiente de correlación corregido ítem-total

Análisis factorial confirmatorio

Autores como Levy y Hancock (2007) o Markland (2007), sugieren formular y analizar varios modelos si los datos así lo recomiendan y de reportar los resultados más relevantes; seguidamente se presentan los resultados del AFC correspondientes a los dos modelos planteados (Figura 1): modelo 1 (11 ítems) y modelo 2 (10 ítems). El modelo 2 se efectuó sin el ítem-5, teniendo en cuenta lo expuesto con anterioridad. En el Path Diagram (Figura 1, izq.) se recoge el modelo 1 con los valores del ítem 5, en el que destacan la baja carga factorial (-.05) y el alto error de medición (1.00) que presenta, lo que recomienda su revisión y probar el modelo sin este ítem. Asimismo, el t -value de este ítem es menor de 1.96 (-.85). A continuación se reportan los índices de bondad de ajuste

de ambos modelos (Tabla 2).

Tabla 2.
Índices de bondad de ajuste.

| | χ^2 | df | χ^2/df | p | GFI | NFI | NNFI | CFI | RMSEA |
|----------|----------|----|-------------|-------|-----|-----|------|-----|-------|
| Modelo 1 | 127.06 | 43 | 2.65 | <.001 | .98 | .94 | .95 | .96 | .075 |
| Modelo 2 | 74.03 | 34 | 2.18 | <.001 | .99 | .95 | .96 | .97 | .059 |
| Modelo 3 | 112.94 | 34 | 3.32 | <.001 | .94 | .94 | .95 | .95 | .067 |

Nota. χ^2 =chi cuadrado; df=grados de libertad; GFI=índice de bondad de ajuste; NFI=índice de ajuste normativo; NNFI=índice de ajuste no normativo; CFI=índice de ajuste comparativo; RMSEA=error de aproximación cuadrático medio.

Aunque el modelo 1 presenta un aceptable ajuste, a excepción del *RMSEA*, que es superior al valor mínimo (.06) recomendado por Hu y Bentler (1999) y el *t-value* del ítem 5 que es <1.96 y no significativo. El modelo 2 (sin el ítem 5) presenta un muy buen ajuste y, además, las cargas factoriales estandarizadas son elevadas y todas estadísticamente significativas (*t-value*>1.96). Para ratificar estos resultados se siguieron dos procedimientos: (a) se analizaron las diferencias entre los valores de χ^2 asociados con los modelos anidados ($\Delta \chi^2$); esta diferencia se distribuye como un χ^2 con los *gl* igual a la diferencia de los *gl* de los modelos anidados; así se comprueba estadísticamente la diferencia entre dos modelos anidados (Bentler, & Bonnet, 1980); (b) seguidamente se calculó el *índice de validación cruzada esperada* (ECVI) de cada modelo, que contempla tanto el ajuste como la parsimonia del modelo, ajustando mejor el que presente un valor más bajo (ECVI_{modelo 1} = .503; ECVI_{modelo 2} = .337). El Criterio de Información de Akaike (AIC) obtenido fue el siguiente: AIC_{11ítems} = 283.68 y AIC_{modelo 2} = 245.16. En ambos casos, el modelo 2 mostró un mejor ajuste.

Debido a la alta correlación que presentan las dos variables latentes de los modelos, se opta por calcular también un tercer modelo de orden superior de tipo reflectivo (Lévy-Mangin & Varela, 2006), cuyos resultados de ajuste también se pueden comprobar en la Tabla 2 y resultaron aceptables. Así, la alta correlación de las dos variables latentes indica que un mismo sujeto puede tener una alta *percepción de esfuerzo en EF* y también una alta *percepción de habilidad en EF*. El modelo de orden superior (modelo 3) demuestra que también se puede utilizar una única variable latente de orden superior; *percepción en EF*. (Figura 2)

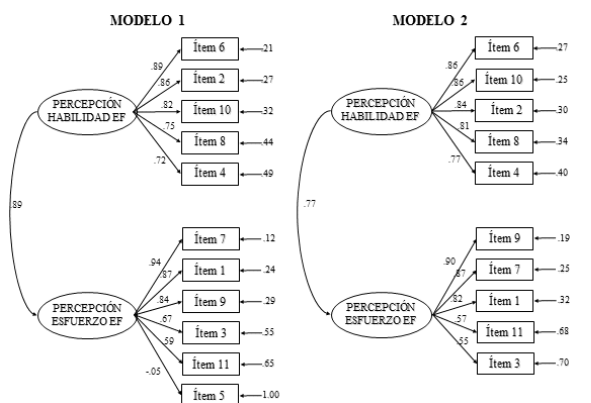


Figura 1. Path Diagram del AFC, con pesos estandarizados y errores de medición de cada uno de los ítems del PEPS en secundaria (modelo 1 y modelo 2).

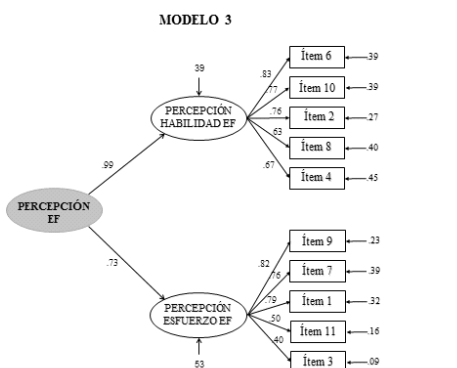


Figura 2. Modelo de orden superior de tipo reflectivo, con pesos estandarizados y errores de medición (modelo 3).

Análisis de fiabilidad

Con objeto de determinar la fiabilidad de la escala se realizó un análisis de consistencia interna y un análisis de estabilidad temporal. En el análisis de consistencia interna se calcularon varios índices de fiabilidad: fiabilidad compuesta, AVE y alfa de Cronbach. Según Hair Black, Babin, y Anderson (2009), la *fiabilidad compuesta* debe tener un valor mínimo de .70 y la AVE de .50. En la Tabla 3 se pueden comprobar que todos los datos de consistencia interna son aceptables.

Tabla 3.
Fiabilidad de la escala.

| PEPS | Coefficientes del modelo 2 | Fiabilidad compuesta | Varianza extraída | Alfa de Cronbach |
|----------------------------|----------------------------|----------------------|-------------------|------------------|
| Percepción habilidad en EF | | .92 | .69 | .85 |
| Percepción esfuerzo en EF | | .87 | .57 | .76 |

Se evaluó la estabilidad temporal del instrumento con la citada muestra de 150 escolares que completaron el PEPS en dos ocasiones con intervalo de seis semanas. Para el cálculo de la estabilidad temporal se ha calculado el CCI para el instrumento, a partir de un modelo de efectos mixtos y asumiendo una definición de acuerdo absoluto. El CCI entre las medidas pre y post de fueron: percepción de habilidad en EF, .85; y percepción de esfuerzo en EF, .83 (intervalo de confianza del 95%). Así pues, se obtuvo un alto grado de estabilidad temporal de la escala.

Análisis de invarianza

Se ha realizado un análisis de invarianza por sexo. No se hallaron diferencias estadísticamente significativas entre el modelo sin restricciones (Modelo 1) y el Modelo 2 (invarianza en los pesos de medida) (*p*=.143), aunque sí fueron estadísticamente significativas con el Modelo 3 (varianzas y covarianzas estructurales invariantes) (*p*=.006) y el Modelo 4 (residuos de medida invariantes) (*p*<.001). Según autores como Byrne (2013), la ausencia de diferencias estadísticamente significativas entre el Modelo 1 y el 2 supone un criterio mínimo para aceptar la existencia de invarianza del modelo, en este caso por sexo.

Evidencias de validez en relación con otras variables

En referencia a la validez empírica del PEPS se realizó, en primer lugar, un análisis de correlación con la escala Metas de Logro 2x2. La *percepción de habilidad en EF* presenta las correlaciones más altas y significativas con la aproximación-maestría y aproximación-rendimiento; mientras que en la *percepción de esfuerzo en EF* se halló una alta correlación positiva con la aproximación-maestría (Tabla 4).

Tabla 4.
Descriptivos y correlación entre las escalas PEPS y Metas de Logro 2x2.

| PEPS | Subescalas | I | II |
|-------------------------------|------------|-------|-------|
| I. Percepción habilidad en EF | | | .53** |
| II. Percepción esfuerzo en EF | | .53** | |
| Metas de Logro 2x2 | | | |
| III. Aproximación rendimiento | | .29** | .23** |
| IV. Aproximación maestría | | .34** | .52** |
| V. Evitación rendimiento | | .11* | .27** |
| VI. Evitación maestría | | .12* | .29** |

Diferencias por sexo

A continuación, para analizar las diferencias según el sexo del alumnado se llevó a cabo un análisis de comparación de medias para muestra independientes (*t* de Student). Como se puede apreciar en la Tabla 5, se encontraron diferencias por sexo en la *percepción de habilidad de EF* ya que los varones presentaron una puntuación significativamente más alta en esta dimensión que las mujeres. Asimismo, los resultados del tamaño del efecto *-effect size- (d)* y de la *potencia*

Tabla 5.
Análisis de las diferencias según sexo.

| | Varón (n=172) | | Mujer (n=173) | | t | p | d | Potencia |
|----------------------------|---------------|------|---------------|------|-------|------|-----|----------|
| | M | DT | M | DT | | | | |
| PEPS | | | | | | | | |
| Percepción habilidad en EF | 3.83 | 1.20 | 3.20 | 1.33 | -6.30 | .000 | .94 | 1.00 |
| Percepción esfuerzo en EF | 3.54 | 1.38 | 3.42 | 1.25 | -1.16 | .246 | .01 | .21 |

Nota. *p* es significativa al nivel <.05.

observada indica que las diferencias entre chicos y chicas son altas.

Análisis de regresión lineal multivariante por pasos

Se ha realizado un análisis de regresión múltiple por pasos para comprobar en qué medida las dimensiones de las Metas de Logro 2x2 (variables predictoras) predicen la percepción de habilidad y de esfuerzo en EF (variables criterio). Se utilizó el sexo del alumnado como variable de selección.

En la tabla 6 se exponen los resultados hallados. En primer lugar aparecen los datos referentes a la *percepción de habilidad en EF*, diferenciando los resultados por sexo. En el análisis referido a varones, en el primer paso la aproximación-rendimiento se manifiesta como variable predictora de la habilidad ($\beta = .35$), con un 18% de la varianza total explicada. En el segundo paso se introdujo la aproximación-maestría, alcanzando el 27% de la varianza explicada. En el segundo paso se introdujo el *clima ego* ($\beta = .29$) como variable predictora ($\beta = .23$), alcanzando el 27% de varianza explicada. En cambio, en las chicas es la aproximación-maestría ($\beta = .35$) la que predice la *percepción de habilidad en EF* en el primer paso, con un 25% de la varianza explicada. En el segundo paso se alcanzó el 29% de la varianza total explicada y se añadió la evitación-maestría como predictora de la habilidad en EF, pero de forma negativa ($\beta = -.18$). En la *percepción del esfuerzo en EF*, los resultados son similares en varones y féminas, aunque la relación de predicción positiva de la aproximación-maestría es más potente en chicos ($\beta = .52$) que en chicas ($\beta = .35$).

Tabla 6. Regresión lineal múltiple por pasos según sexo entre subescalas del PEPS y Metas de Logro 2x2.

| Percepción habilidad en EF | Varón | | | | | Mujer | | | | | | |
|----------------------------|--------------------------|-------|---------|----------------|------|-------|-----------------------|-------|---------|----------------|------|------|
| | Variables | F | β | R ² | t | p | Variables | F | β | R ² | t | p |
| Percepción habilidad en EF | Paso 1 | | | | | | Paso 1 | | | | | |
| | Aproximación rendimiento | 23.97 | .35 | .18 | 4.89 | .000 | Aproximación maestría | 24.52 | .35 | .25 | 4.95 | .000 |
| | Paso 2 | | | | | | Paso 2 | | | | | |
| | Aproximación rendimiento | | .24 | | 2.87 | .000 | Aproximación maestría | 14.66 | .46 | | 8.34 | .000 |
| | Aproximación maestría | 16.56 | .23 | .27 | 2.85 | .005 | Evitación maestría | | -.18 | | 5.25 | .039 |
| Percepción esfuerzo en EF | Paso 1 | | | | | | Paso 1 | | | | | |
| | Aproximación maestría | 60.62 | .52 | .36 | 7.79 | .000 | Aproximación maestría | 60.61 | .51 | .35 | 7.79 | .000 |

Nota: p es significativo al nivel <.05

Discusión

Los objetivos del presente trabajo fueron examinar la validez factorial, la consistencia interna, estabilidad temporal, mostrar evidencias de validez a partir de los efectos diferenciales según la variable sexo, así como con la relación con la Metas de Logro 2x2. La validez factorial del PEPS fue investigada inicialmente por Hilland, et al. (2009), obteniendo una varianza explicada del 60.7%. En este trabajo, el AFC basado en modelos de ecuaciones estructurales apoya la validez factorial y la fiabilidad del instrumento adaptado en dos dimensiones (percepción de esfuerzo en EF y percepción de habilidad en EF), similar al del modelo hipotetizado de origen. Además, se propone un modelo de orden superior (*percepción de la EF*), dada la alta correlación entre las dos variables latentes del AFC, según del modelo original. En el presente estudio, al igual que en el de Serrano, et al. (2016), en el que se utilizaron sólo algunos ítems de cada escala, también se halló una alta correlación biviariada.

A pesar de que el PEPS en su versión de origen demostró una buena consistencia interna al obtenerse valores de alfa de Cronbach de .91 para el esfuerzo y .89 para la habilidad (Hilland, et al., 2009), en esta investigación la consistencia interna de la *percepción de habilidad en EF* fue de .85 y en la *percepción de esfuerzo en EF* de .67 con los 11 ítems y de .76 si se elimina el ítem 5. Además, la eliminación de dicho ítem viene apoyada por los valores de *RIT-c* y del AFC, donde se aprecia una baja carga factorial y un alto error de medición. A pesar de ello, los datos obtenidos en el modelo 1 exponen un ajuste satisfactorio; no obstante, el modelo 2 mostró un mejor ajuste y asegura la *validez convergente* del

modelo, mientras que el de 11 ítems no presenta los requisitos mínimos para poder garantizarla, según Hair, et al. (2009). Además, se han utilizado otros indicadores, como el *coeficiente de fiabilidad compuesta*, la *AVE* o la *estabilidad temporal*; todos ellos dan muestra de la fiabilidad y validez de esta escala con 10 ítems.

También en el presente estudio, a diferencia de los otros que han utilizado esta escala (e.g., Erba^o, et al., 2015; Fairclough, et al., 2012; Hilland, et al., 2009), o una selección de ítems de la misma (Serrano, et al., 2016; Sevil, et al., 2015), se demuestra la existencia de invarianza por sexo del modelo analizado. Por ello, esta escala puede ser utilizada para el análisis comparativo según la variable sexo.

Entre los resultados hallados más destacables, se encuentra las diferencias por sexo en la percepción de la habilidad, donde los chicos obtienen mayores valores que las féminas. Este dato hace pensar que a la hora de plantear actividades para EF, el docente debería diseñar y desarrollar actividades de habilidad para los chicos y, quizás, reflexionar sobre si es necesario aumentar la percepción de habilidad en chicas, produciendo mejoras o no en el aprendizaje. En esta tendencia, donde los chicos se muestran con mayor percepción de habilidad, los resultados de los trabajos existentes apoyan esta perspectiva. En este caso, los estudios realizados por Martínez, Alonso, Cervelló, y Moreno (2009), Moreno, et al. (2006) y Moreno, Sicilia, Cervelló, Huéscar, y Dumitru (2011), mostraron que los varones están más orientados que las chicas al ego y, por tanto, los varones buscan demostrar su habilidad y capacidad por encima de ellas, lo que llevaría a buscar una mayor percepción de esta variable. Conviene apuntar también que entre los chicos el clima rendimiento es el mayor predictor de IAD, mientras que en las chicas lo es el clima al aprendizaje (Granero-Gallegos, & Baena-Extremera, 2014); este aspecto adquiere gran importancia si se tiene en cuenta que la aproximación a la maestría es un fuerte predictor de la satisfacción / diversión con la Educación Física (EF), así como de la satisfacción / diversión del alumnado con la escuela (Baena-Extremera, & Branero-Gallegos, 2015b). En relación a esto, las percepciones que los alumnos tienen de los comentarios de los profesores pueden influir significativamente en la percepción de competencia en educación física. Para optimizar estas diferencias, Nicaise, Bois, Fairclough, Amorose, y Cogerino (2007) propone que los profesores deben proporcionar a las chicas un mayor elogio para un buen rendimiento y esfuerzo, intentando crear cierta empatía con sus necesidades y capacidades.

En relación a la percepción de esfuerzo, a pesar de no ser significativo, Fairclough et al. (2012) encontraron relación entre este factor con los niveles de actividad física, sobre todo en chicas. Este dato, sería de gran interés para contrastar en futuras investigaciones, sobre todo por la escasa investigación que existe en este ámbito.

En las evidencias de validez en relación con otras variables, y utilizando el modelo 2 del PEPS y la escala 2x2, se hallaron correlaciones altas y positivas entre la percepción de habilidad y la aproximación, tanto en maestría como en rendimiento; y del esfuerzo con la maestría, tanto en su aproximación como evitación.

En relación a las predicciones por sexo, la aproximación al rendimiento es la principal variable predictora de percepción de habilidad, entre los chicos; mientras que en las féminas es la aproximación a la maestría la que predice la percepción de habilidad. Estos resultados resultan lógicos, siguiendo las aportaciones de la literatura ya existente, en la que se deja siempre patente el interés de los chicos por la habilidad o el ego, como se ha explicitado anteriormente, y de las chicas por la tarea. El conocimiento de estos datos por parte del docente puede permitirle planificar distintas y diversas tareas que incentiven la percepción de habilidad, tanto en varones (más motivados por la aproximación al rendimiento) como en chicas (más motivadas por la aproximación a la maestría). Este aspecto es muy importante, dado que en investigaciones recientes con participación de chicas de secundaria se ha demostrado que la percepción de habilidad en EF fue más alta en chicas más activas físicamente y más baja entre las féminas menos activas, resultando ser un importante predictor de actividad física (Fairclough, et al., 2012). Como exponen estos autores, la percepción de habilidad en EF se deriva de sentimientos de autoeficacia y competencia percibida en

relación con la EF y ambas variables presentan fuertes asociaciones con la actividad física habitual, según ha quedado demostrado (Sallis, et al., 2000). Finalmente, el esfuerzo es predicho en los chicos y chicas por la aproximación a la maestría. En el citado estudio con chicas (Fairclough, et al., 2012) la percepción del esfuerzo en EF no resultó un predictor significativo de práctica de actividad física.

Los hallazgos encontrados en el análisis de evidencias de validez en relación con otras variables se encuentran en la línea de los ya aportados por otras investigaciones anteriores, por tanto, dan consistencia de la fiabilidad de este instrumento, al corroborar las tendencias que presentan los estudiantes de EF con respecto a estas variables. Por ejemplo, trabajos como los de Cecchini, González, Méndez, Fernández-Río, Contreras, & Romero. (2008), Elliot y Conroy (2005) y Moller y Elliot (2006) mostraron que la meta de aproximación-maestría se relacionaba con consecuencias positivas en los alumnos, como una percepción de competencia positiva o de habilidad (como ocurre en este trabajo), con la alta motivación y una alta percepción de persistencia/esfuerzo (Agbuga & Xiang, 2008; Agbuga, Xiang, & McBride, 2010; Wang, Liu, Lochbaum, & Stevenson, 2009). Igualmente, Castillo, et al. (2002) y Pintrich (2000) concluyen que las metas de aprendizaje o de tarea (en su tendencia de aproximación) se caracterizan por altos niveles de esfuerzo e implicación en la tarea, al igual que ocurre en el presente trabajo, donde es predicha la percepción del esfuerzo por la aproximación-maestría, en ambos sexos. De esta forma, se puede suponer que los adolescentes con esta orientación de meta tenderán a esforzarse en las clases en mayor medida que los estudiantes con otras orientaciones de meta.

En el caso de la meta de rendimiento, los alumnos buscan demostrar su competencia con respecto a sus compañeros. En consecuencia, los estudiantes con metas de aproximación-rendimiento buscan un mejor desempeño que sus pares, mientras que los estudiantes con metas de evitación-rendimiento desean evitar hacerlo peor que sus compañeros (Elliot, 1999; Pintrich, 2000). Esto posiblemente puede contribuir a explicar la razón por la que se predice la percepción de habilidad por la aproximación-rendimiento, lo cual es síntoma de que los estudiantes - sobre todo los chicos- quieren demostrar que están por encima de sus compañeros cuando realizan tareas de EF, demostrando así su habilidad. Por todo esto, los datos encontrados en estos análisis apoyan las aportaciones al conocimiento existente.

Para concluir, se puede afirmar que a pesar de que ambos modelos presentaron índices de bondad de ajuste satisfactorios, los resultados obtenidos por el modelo 2 mejoran los del modelo 1, en dos factores hipotetizados según la teoría de origen. Se propone un modelo 3 (orden superior reflectivo) para que sea utilizado como unidimensional. No obstante, sería necesario que otras investigaciones continúen evaluando estos modelos. Los resultados obtenidos avalan la utilización del PEPS, ya que resultan coherentes con las escasas investigaciones existentes tanto en el ámbito académico como deportivo. Queda así demostrado que la versión española del PEPS es un instrumento válido y fiable para evaluar la predisposición del alumnado hacia la EF. Es de destacar la importancia que tiene esta escala y su gran utilidad para los docentes, tanto en la creación de clima de aprendizaje como en la creación de climas motivacionales, y la repercusión de éstos en el alumnado.

Finalmente, indicar que los datos de este instrumento pueden servir al profesor de EF de cara a fomentar en el alumnado comportamientos encaminados a la práctica de actividad física en tiempo libre. Como indican Fairclough, et al. (2012), la EF juega un papel clave en la influencia de los correlatos de predisposición a través de la influencia del profesorado en las actitudes de los estudiantes hacia la EF, diversión, autoeficacia y percepción de competencia. Todo ello a través de un adecuado planteamiento y desarrollo de las clases. En relación a esto, recordar las palabras de Wallhead y Buckworth (2004, p.286), pues indicaban que si los profesores son capaces de aumentar la competencia del alumnado, y el consecuente disfrute de sus experiencias en el PE, estos resultados afectivos de PE serán transferidos a su motivación para adoptar un estilo de vida físicamente activo fuera de la escuela.

Referencias

- Abarca-Sos, A., Zaragoza, J., Generelo, E., & Julián, J. A. (2010). Comportamientos sedentarios y patrones de actividad física en adolescentes. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, 10(39) 410-427. Recuperado de: [Http://cdeporte.rediris.es/revista/revista39/artcomportamientos170.htm](http://cdeporte.rediris.es/revista/revista39/artcomportamientos170.htm)
- Agbuga, B., & Xiang, P. (2008). Achievement goals and their relations to self-reported persistence/effort in secondary physical education: A trichotomous achievement goal framework. *Journal of Teaching in Physical Education*, 27, 179-191.
- Agbuga, B., Xiang, P., & McBride, R. (2010). Achievement goals and their relations to children's disruptive behaviors in an after-school physical activity program. *Journal of Teaching in Physical Education*, 29, 278-294.
- Baena-Extremuera, A., & Granero-Gallegos, A. (2015a). Educación física e intención de práctica física en tiempo. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 17(3), 132-144. Recuperado de <http://redie.uabc.mx/vol17no3/contenido-baena-granero.html>.
- Baena-Extremuera, A., & Granero-Gallegos, A. (2015b). Modelo de predicción de la satisfacción con la educación física y la escuela. *Revista de Psicodidáctica*, 20(1), 177-192. Recuperado de: <http://www.ehu.es/ojs/index.php/psicodidactica/article/view/11268/11900>.
- Baena-Extremuera, A., Granero-Gallegos, A., Bracho-Amador, C., & Pérez-Quero, F. J. (2012). Versión española del Sport Satisfaction Instrument (SSI) adaptado a la Educación Física. *Revista de Psicodidáctica*, 17(2), 377-395. Recuperado de: <http://www.ehu.es/ojs/index.php/psicodidactica/article/view/4037>.
- Baena-Extremuera, A., Granero-Gallegos, A., Perez-Quero, F. J., Bracho-Amador, C., & Sánchez-Fuentes, J. A. (2013). Motivation and motivational climate as predictors of perceived importance of physical education in Spain. *South African Journal for Research in Sport, Physical Education and Recreation*, 35(2), 1-13.
- Baena-Extremuera, A., Ruiz-Juan, F., & Granero-Gallegos, A. (2016). A cross-cultural analysis in predicting 2x2 achievement goals in physical education based on social goals, perceived locus of causality and causal attribution. *Studia Psychologica*, 58(1), 74-88. Recuperado de: <http://psychologia.sav.sk/sp/index.php?id=abstract&numid=708>.
- Bentler, P. M., & Bonnet, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 80, 588-606.
- Bentler, P. M. (2007). On tests and indices for evaluating structural models. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 825-829.
- Brislin, R. W. (1986). The wording and translation of research instruments. In W. Lonnerly, & J. Berry (Eds.), *Field methods in cross-cultural research* (pp. 137-164). Beverly Hills, CA: Sage.
- Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. London: Routledge.
- Castillo, I., Balaguer, I., & Duda, J. L. (2002). Las perspectivas de meta de los adolescentes en el contexto deportivo. *Psicothema*, 14(2), 280-287. Recuperado de: <http://www.psicothema.com/pdf/721.pdf>.
- Cecchini, J. A., González, C., Méndez, A., Fernández-Río, J., Contreras, O. & Romero, S. (2008). Metas sociales y de logro, persistencia-esfuerzo e intenciones de práctica deportiva en el alumnado de Educación Física. *Psicothema*, 20, 260-265. Recuperado de: <http://www.psicothema.com/pdf/3458.pdf>.
- Cervelló, E. & Santos-Rosa, F. J. (2000). Motivación en las clases de EF: Un estudio de la perspectiva de las metas de logro en el contexto educativo. *Revista de Psicología del Deporte*, 9(1-2), 51-70. Recuperado de: <http://www.rpd-online.com/article/view/66>.
- Chen, S. L., Chen, A., Sun, H. C., & Zhu, X. H. (2011). Learners' Motivation change in concept-based physical education. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 82(1), S-A36.
- Crocker, P. R., Bailey, D. A., Faulkner, R. A., Kowalski, K. C., & McGrath, R. (1997). Measuring general levels of physical activity: preliminary evidence for the Physical Activity Questionnaire for Older Children. *Medicine and science in sports and exercise*, 29(10), 1344-1349.
- Elliot, A. J. (1999). Approach and avoidance motivation and achievement goals. *Educational Psychologist*, 34, 169-189.
- Elliot, A. J., & Conroy, D. E. (2005). Beyond the dichotomous model of achievement goals in sport and exercise psychology. *Sport and Exercise Psychology Review*, 1(1), 17-25.
- Elliot, A. J., & McGregor, H. A. (2001). A 2 x 2 achievement goal framework. *Journal of Personality and Social Psychology*, 80, 501-

519. Recuperado de: http://selfdeterminationtheory.org/SDT/documents/2001_ElliotMcGregor.pdf
- Erbağ, M. K., Ünlü, H., & Kalemöğlü-Varol, Y. (2015). Turkish Conformation of the Physical Education Predisposition Scale: A Validity and Reliability Study. *Journal of Educational Sciences Research*, 5(1), 115-126.
- Fairclough, S., Hilland, T., Stratton, G., & Ridgers, N. (2012). 'Am I able? Is it worth it?' Adolescent girls' motivational predispositions to school physical education: Associations with health-enhancing physical activity. *European Physical Education Review*, 18(2) 147-158.
- Gómez-López, M., Granero-Gallegos, A., Baena-Extremera, A., & 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. Recuperado de: <http://www.psychologicabelgica.com/articles/abstract/10.5334/pb-51-2-155/>.
- González-Cutre, D., & Moreno-Murcia, J. A. (2008). Modelo cognitivo-social de la motivación de logro en educación física. *Psicothema*, 20(4), 642-651. Recuperado de: <http://www.um.es/univefd/mocog.pdf>.
- Granero-Gallegos, A. & Baena-Extremera, A. (2014). Predicción de la motivación autodeterminada según las orientaciones de meta y el clima motivacional en Educación Física. *Retos. Nuevas tendencias en educación física, deporte y recreación*, 25, 23-27. Recuperado de: <http://recyt.fecyt.es/index.php/retos/article/view/34469>.
- Granero-Gallegos, A., Baena-Extremera, A., Gómez-López, M., & Abrales, J. A. (2014). Estudio psicométrico y predicción de la importancia de la Educación Física a partir de las orientaciones de meta («Perception of Success Questionnaire-POSQ»). *Psicología: Reflexão e Crítica*, 27(3), 443-451. Recuperado de: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-79722014000300443.
- Granero-Gallegos, A., Baena-Extremera, A., Pérez-Quero, F. J., Ortiz-Camacho, M. M., & Bracho-Amador, C. (2012). Analysis of motivational profiles of satisfaction and importance of physical education in high school adolescents. *Journal of Sports Science and Medicine*, 11, 614-623. Recuperado de: <http://www.jssm.org/vol11/n4/6/v11n4-6text.php>.
- Granero-Gallegos, A., Baena-Extremera, A., Pérez-Quero, F. J., Ortiz-Camacho, M. M., & Bracho-Amador, C. (2014). Validación española del «intention to partake in leisure-time physical activity». *Retos. Nuevas tendencias en educación física, deporte y recreación*, 26, 40-45. Recuperado de: <http://recyt.fecyt.es/index.php/retos/article/view/34392>.
- Guan, J., Xiang, P., McBride, R., & Bruene, A. (2006). Achievement goals, social goals and students' reported persistence and effort in high school physical education. *Journal of Teaching in Physical Education*, 25, 58-74.
- Gutiérrez, M. (2014). Relaciones entre el clima motivacional, las experiencias en educación física y la motivación intrínseca de los alumnos. *Retos. Nuevas Tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 26, 9-15. Recuperado de: <http://recyt.fecyt.es/index.php/retos/article/view/34387>.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2009). *Multivariate Data Analysis* (7th ed.). New York: Pearson Prentice Hall.
- Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. En R. K. Hambleton, P. F. Merenday, & S. D. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Hilland, T. A., Stratton, G., Vinson, D., & Fairclough, S. (2009). The Physical Education Predisposition Scale: preliminary development and validation. *Journal of Sports Sciences*, 27, 1555-1563.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6, 1-55.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2003). *Structural equation modelling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software International.
- Levy, R., & Hancock, G. R. (2007). A framework of statistical tests for comparing mean and covariance structure models. *Multivariate Behavioral Research*, 42, 33-66.
- Lévy-Mangin, J. P., & Varela, J. (2006). *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales*. A Coruña: Netbiblo.
- Ley Orgánica 2/2006, de 3 de mayo de Educación (BOE, nº 106, del 4 de Mayo de 2006).
- Markland, D. (2007). The golden rule is that there are no golden rules: A commentary on Paul Barrett's recommendations for reporting model fit in structural equation modelling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 851-858.
- Martínez, C., Alonso, N., Cervelló, E., & Moreno, J. A. (2009). Perfiles motivacionales y disciplina en clases de educación física. Diferencias según las razones del alumnado para ser disciplinado y la percepción del trato generado por el profesorado en el aula. *Cultura y Educación*, 21(3), 331-343.
- Moller, A. C., & Elliot, A. J. (2006). The 2x2 achievement goal framework: An overview of empirical research. In A. Mittel (ed.), *Focus on educational psychology*. New York: Nova Science Publishers, Inc.
- Moreno, J. A., González-Cutre, D., & Sicilia, A. (2008). Metas de logro 2 x 2 en estudiantes españoles de Educación Física. *Revista de Educación*, 347, 299-317. Recuperado de: <http://www.um.es/univefd/met2x2.pdf>.
- Moreno, J. A., Hellín, P., Hellín, G., & Cervelló, E. (2006). Efectos del género, la edad y la práctica físico-deportiva en las estrategias de disciplina, la orientación disposicional y la motivación autodeterminada en estudiantes adolescentes de Educación Física. En A. Díaz (Ed.), *VI Congreso Internacional de Educación Física e Interculturalidad*. Murcia: ICD.
- Moreno, J. A., Sicilia, A., Cervelló, E., Huéscar, E., & Dumitru, D. (2011). The relationship between goal orientations, motivational climate and self reported discipline in physical education. *Journal of Sports Science and Medicine*, 10, 119-129. Recuperado de: <http://www.jssm.org/vol10/n1/16/v10n1-16text.php>.
- Muñiz, J., & Bartram, D. (2007). Improving international tests and testing. *European Psychologist*, 12, 206-219.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. Recuperado de: <http://www.cop.es/pdf/dyatest.pdf>
- Nicaise, V., Bois, J. E., Fairclough, S. J., Amorose, A. J., & Cogerino, G. (2007). Girls' and boys' perceptions of physical education teachers' feedback: effects on performance and psychological responses. *Journal of Sports Sciences*, 25, 915-926.
- Nicholls, J. G. (1989). *The competitive ethos and democratic education*. Cambridge, MASS: Harvard University Press.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill.
- Osterlind, S. J. (1989). *Constructing Test Items*. Londres: Kluwer Academic Publishers.
- Pintrich, P. R. (2000). An achievement goal theory perspective on issues in motivation terminology, theory, and research. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 92-104.
- Rowe, D. A., Raedeke, T. D., Wiersma, L. D., & Mahar, M. T. (2007). Investigating the Youth Physical Activity Promotion Model: Internal structure and external validity evidence for a potential measurement model. *Pediatric Exercise Science* 19, 42-435.
- Sallis, J. F., Prochaska, J. J., & Taylor, W. C. (2000). A review of correlates of physical activity of children and adolescents. *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 32, 963-975.
- Serrano, J. S., Catalán, Á. A., Lanaspá, E. G., Solana, A. A., & García-González, L. (2016). Importancia del apoyo a las necesidades psicológicas básicas en la predisposición hacia diferentes contenidos en Educación Física. *Retos. Nuevas tendencias en educación física, deporte y recreación*, 29, 3-8. Recuperado de: <http://recyt.fecyt.es/index.php/retos/article/view/34855>.
- Sevil, J., Abós, Á., Julián, J. A., Murillo, B., & García-González, L. (2015). Género y motivación situacional en Educación Física: claves para el desarrollo de estrategias de intervención. *Revista Internacional de Ciencias del Deporte*, 11(41), 281-296. Recuperado de: <http://www.cafyd.com/REVISTA/ojs/index.php/ricyde/article/view/832/426>.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5th ed.). New York: Allyn and Bacon.
- Taylor, I. M., Ntoumanis, N., & Standage, M. (2008). A Self-determination Theory Approach to Understanding the Antecedents of Teachers' Motivational Strategies in Physical Education. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 30, 75-94.
- Wallhead, T., & Buckworth, J. (2004). The role of physical education in the promotion of youth physical activity. *Quest*, 56, 285-301.
- Wang, J. C. K., Liu, W. Ch., Chatzisarantis, N. L. D., & Lim, C. B. S. (2010). Influence of Perceived Motivational Climate on Achievement Goals in Physical Education: A Structural Equation Mixture Modeling Analysis. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 32, 324-338.
- Welk, G. J. (1999). The Youth Physical Activity Promotion Model: a conceptual bridge between theory and practice. *Quest*, 51, 5-23.