



## Diseño y validación del Cuestionario de Percepción de Intervenciones con Material Autoconstruido en Educación Física

**Antonio Méndez-Giménez**

Universidad de Oviedo

Mail: [mendezantonio@uniovi.es](mailto:mendezantonio@uniovi.es)

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0078-7053>

**Alejandro Carriedo Cayón**

Universidad de Oviedo

Mail: [carriedoalejandro@uniovi.es](mailto:carriedoalejandro@uniovi.es)

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4908-0713>

**José Miguel Pallasá Manteca**

Universidad de Oviedo

Mail: [pallasajose@uniovi.es](mailto:pallasajose@uniovi.es)

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6877-7930>

### RESUMEN

Los objetivos del estudio fueron: a) elaborar y validar un instrumento para evaluar las percepciones de la implementación de intervenciones didácticas con material autoconstruido en Educación Física, y b) proporcionar un factor global del impacto de las intervenciones con material autoconstruido. Participaron 198 estudiantes (166 del grado de Maestro de Educación Primaria y 32 de 4.º-6.º de Educación Primaria). Cumplimentaron un cuestionario tras dos intervenciones basadas en autoconstrucción de material. Las edades oscilaron entre 9 y 38 años ( $M = 18.25$ ;  $DE = 3.63$ ). La versión definitiva del cuestionario se sometió a diferentes pruebas estadísticas de validez de constructo, convergente, discriminante e invarianza de género. El Cuestionario de Percepción de Intervenciones con Material Autoconstruido (CuPIMA) está formado por nueve sub-escalas: *diversión, motivación, aprendizaje, autoestima, relación, creatividad, conciencia ecológica, interdisciplinariedad y uso en tiempo libre*. Los análisis factoriales confirmatorios mostraron que todos los índices de fiabilidad eran aceptables. El cuestionario mostró adecuada validez de constructo, convergente y discriminante, así como invarianza en cuanto al género. Los resultados confirman al CUPIMA como un instrumento apropiado para evaluar los efectos a diferentes niveles de intervenciones basadas en autoconstrucción de material en Educación Física. Esta herramienta proporciona un factor global del impacto provocado por esta metodología.

*Palabras clave:* autoconstrucción de material, modelos pedagógicos, psicometría, reciclaje.

### Design and validation of the Perception of Interventions with Student-made Material in Physical Education Questionnaire

#### ABSTRACT

The study aimed to: a) develop and validate an instrument to assess perceptions of interventions using student-made materials in Physical Education, and b) provide a global measure of the impact of such interventions. Participants included 198 individuals: 166 Primary Education Teacher students and 32 students in grades 4-6. They completed a questionnaire after two interventions using self-made materials. The ages ranged from 9 to 38 years ( $M = 12.25$ ;  $SD = 3.63$ ). The final questionnaire underwent various statistical tests to assess construct, convergent, discriminant validity, and gender invariance. The Perception of Interventions with Student-made Material in Physical Education (PISMA-PE) Questionnaire made up of nine subscales: *fun, motivation, learning, self-esteem, relationship, creativity, ecological awareness, interdisciplinarity and use in free time*. Confirmatory factor analyses showed acceptable reliability indices. The questionnaire demonstrated adequate construct, convergent, and discriminant validity, as well as gender invariance. These findings confirm the PISMA-PE Questionnaire as a suitable instrument for evaluating the multi-faceted effects of interventions using student-made materials in Physical Education. Additionally, it provides a global measure of the impact of this innovative teaching approach.

*Key words:* student-made material, pedagogical models, recycling, psychometry.



## 1. Introducción

El modelo de Autoconstrucción de Material (MAM) es un modelo pedagógico que involucra al propio alumnado en el acopio, reciclaje, manipulación y transformación de materias primas y caseras (p. ej., cartón, bolsas de plástico o papel de periódico), así como de otros objetos generalmente de bajo coste (p. ej., globos, cinta adhesiva o velcro) con la intención de elaborar materiales didácticos que son utilizados para el desarrollo y aprendizaje de los contenidos teórico-prácticos de una o varias materias o asignaturas curriculares (Méndez-Giménez, 2021, 2024). Inicialmente, la Autoconstrucción de Material fue considerada como un enfoque metodológico y, más tarde, como un modelo pedagógico emergente (Fernández-Río *et al.*, 2016). En el contexto de la Educación Física (EF), su uso pretende la producción propia de recursos (móviles, implementos, metas, etc.) para la experimentación de actividades y juegos de todos los bloques de contenido (p. ej., esquema corporal, habilidades básicas, expresión corporal, juego y deportes y/o actividades en la naturaleza) o saberes básicos, y la promoción de su aprendizaje en cualquiera de las etapas y niveles educativos (Méndez-Giménez, 2021). En la práctica educativa, este modelo se apoya en el uso de manualidades relativamente simples y funcionales (p. ej., medir, recortar, pegar, modelar y/o pintar) para dar forma parcial o total a artilugios que promuevan la psicomotricidad y la actividad físico-deportiva. Durante la transformación de las materias primas se trabaja la motricidad fina a partir de la manipulación de instrumentos básicos (p. ej., tijeras, cúter, reglas o pistola de silicona) con intención de producir recursos didácticos que permiten a los discentes de todas las edades, el desarrollo de la motricidad gruesa mediante la práctica de actividades físico-deportivas.

La idea de construir materiales o artefactos para promover el aprendizaje del alumnado y enriquecer las experiencias pedagógicas no es exclusiva de la EF. En la actualidad, en diversas asignaturas o materias curriculares se promueven la reutilización, el reciclaje, la transformación y la fabricación de objetos entre el alumnado con un sentido formativo y educativo. Por ejemplo, en la asignatura de Música se ha sugerido la elaboración de instrumentos musicales o *cotidiáfonos* con objetos reciclados (Akoschky, 2005; Wunsch, 2018; Yepes-Palomino, 2021), lo que ha mostrado un impacto positivo en variables motivacionales del estudiante (Figueroa-Figueroa, 2003, 2015). En Educación Artística se han descrito talleres de fabricación de *juguets reciclados* a partir de materiales de desecho y exposiciones (Borrueco-Sánchez, 2024; Lozano-Jiménez y Pires-Vieira, 2011). En la asignatura de Física se ha propuesto el montaje de diversos artefactos con fines educativos como un tractor mecánico, una máquina térmica, un túnel de viento o generadores (Avendaño *et al.*, 2012). En la enseñanza de Matemáticas es frecuente el uso de objetos didácticos manipulables (p. ej., bloques para construir figuras geométricas) que promover la comprensión de conceptos matemáticos (Gutiérrez-Urbe, 2022; Jiménez y Espinosa, 2019). Igualmente, en el ámbito de las ciencias experimentales se ha contemplado la elaboración de *juguets científicos* para promover una enseñanza más atractiva y motivar al estudiante (Torralba-Burriel *et al.*, 2020). En la misma línea, en Educación Superior, Reif-Acherman (2013) introdujo juguetes como medio para desarrollar proyectos de investigación en algunas ingenierías. Mediante su construcción en el laboratorio se proporcionaba al estudiante la oportunidad, no solo de aprender, sino de conectar la teoría y la práctica (Braghini, 2021).

Construir objetos con las manos desencadena procesos mentales únicos que mejoran la sensación de bienestar (Birau, 2024). La reciente revisión de Birau (2024) analizó 181 estudios que abarcaban múltiples disciplinas, explorando la riqueza de las manualidades (bricolaje, tejer, autoconstruir, etc.) y sus distintos efectos

en el bienestar individual (psicológico, físico, y conductual), social, y de la sociedad a gran escala (económico, ambiental y de sostenibilidad, y en cuanto a la diversidad y la inclusión). Por su parte, la investigación sobre el MAM en EF se ha centrado en sus efectos psicológicos, sociales y educativos sobre los estudiantes de todas las etapas educativas y en la formación del profesorado (Méndez-Giménez, 2024). Los resultados muestran que el MAM provoca satisfacción, percepción de utilidad e interés por todo tipo de participantes (con independencia de género y edad), y que aumenta los niveles de diversión en las clases de EF (Méndez-Giménez *et al.*, 2016). El hecho de construir y disponer del material incrementa las expectativas de práctica tanto dentro como fuera del contexto de clase y contribuye a mejorar la percepción de las tres necesidades psicológicas básicas (NPB): competencia, relación con los demás y autonomía (Méndez-Giménez, Martínez de Ojeda *et al.*, 2016). Las investigaciones con profesorado en formación mostraron relevantes beneficios educativos como el compromiso activo del alumnado, la inclusión y la atención a la diversidad, la educación en valores o el desarrollo de la creatividad (Fernández-Río y Méndez-Giménez, 2013; Méndez-Giménez y Fernández-Río, 2013; Méndez-Giménez, Fernández-Río *et al.*, 2016). En el contexto del recreo escolar el MAM se ha mostrado eficaz para aumentar los niveles de actividad física moderada y vigorosa (AFMV) de niños/as de Primaria (Méndez-Giménez y García-Rodríguez, 2024; Méndez-Giménez *et al.*, 2017) y mantener niveles altos de motivación intrínseca, diversión, satisfacción de las tres NPB e intención de práctica (Méndez-Giménez y Pallasá, 2018). Además, el MAM ha sido relacionado con los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS) (Baena-Morales *et al.*, 2021) y el logro de metas de ODS como la 4.7 (Fomentar la educación global para el Desarrollo Sostenible), 12.1 (aplicación del marco sobre consumo y producción sostenibles), 12.2 (Lograr el uso eficiente de los recursos naturales), 12.5 (Prevención, reducción, reciclado y reutilización de desechos), y 12.8 (Asegurar la educación para el Desarrollo Sostenible), y 13.1 y 13.3 que, en general, defienden la importancia del respeto al medio ambiente o la reducción de las consecuencias del calentamiento global (Baena-Morales *et al.*, 2021).

Para medir los efectos del MAM principalmente se ha empleado el Cuestionario de Material Autoconstruido (Méndez-Giménez y Fernández-Río, 2013; Méndez-Giménez *et al.*, 2016) compuesto por dos escalas: *Escala de creencias sobre el uso material autoconstruido*, y *Escala de creencias sobre el impacto del uso del material autoconstruido*. La primera escala está compuesta por 20 ítems, y recoge las opiniones sobre la utilización del MAM en el contexto de la EF. Se incluyen ítems para determinar las actitudes y creencias de los encuestados acerca del material autoconstruido como metodología de enseñanza (ítems 1-4), como herramienta para trabajar la interdisciplinariedad (ítems 5-10), como estrategia para educar en valores (ítems 11-16), y como herramienta de evaluación (ítems 17-20). La segunda escala consta de 20 ítems que valora diferentes aspectos una vez que se ha participado en una experiencia que requiera autoconstrucción del material. Valora, entre otros aspectos, el grado de utilidad, esfuerzo percibido, motivación, satisfacción, expectativas y compromiso experimentado por cada participante. En ambas escalas, los ítems fueron valorados mediante una escala Likert de 5 puntos (1 = *muy en desacuerdo*, 2 = *en desacuerdo*, 3 = *indiferente*, 4 = *de acuerdo*, 5 = *muy de acuerdo*) expresando el grado de identificación con cada una de esas variables.

Si bien estas escalas han permitido obtener información valiosa y han mostrado niveles apropiados de consistencia interna ( $\alpha$  de Cronbach entre 0,90 y 0,94, Méndez-Giménez y Fernández-Río, 2013; Méndez-Giménez *et al.*, 2016, 2023), hasta la fecha no se han comprobado sus propiedades psicométricas. Se necesitan instrumentos de medida validados y precisos para seguir investigando

los efectos que provoca la implementación del MAM entre los estudiantes de las distintas etapas educativas en EF.

Teniendo en cuenta estos antecedentes, el principal objetivo del estudio fue elaborar y validar un instrumento que permitiera evaluar las percepciones de los estudiantes sobre la implementación de intervenciones con material autoconstruido en EF. Un segundo objetivo fue comprobar si a partir del mismo instrumento se podría obtener un factor global del impacto de intervenciones sobre material autoconstruido.

## 2. Método

### 2.1. Diseño del Estudio

Se trata de un estudio cuantitativo con metodología de encuesta. Se empleó un diseño transversal y correlacional con medidas posttest. Para la selección de la muestra se optó por un diseño no probabilístico de conveniencia. Los procedimientos seguidos se conformaron de acuerdo con la Declaración de Helsinki (2013).

### 2.2. Participantes

Participaron 198 estudiantes: 166 eran estudiantes del grado de Maestro de Educación Primaria: 95 mujeres (57,2%), 69 varones (41,6%) y 2 no se identificaron con ninguno de ambos géneros, y 32 escolares (13 mujeres, 40,6%; 18 varones, 56,2%; y 1 no se identificó con ninguno de ambos géneros) de 4.º a 6.º de Educación Primaria. Las edades oscilaron entre 9 y 38 años ( $M = 18,25$ ;  $DE = 3,63$ ). El requisito para participar en la investigación fue haber experimentado previamente una intervención que requería la autoconstrucción de varios artefactos. En el primer caso, la intervención se realizó en el contexto de la formación del profesorado (*Didáctica de la Educación Física* en el 2.º curso del grado de Maestro de Educación Primaria) y en el segundo caso, en la asignatura de EF.

### 2.3. Instrumento

Para la elaboración de la versión inicial del cuestionario se tuvieron en cuenta las directrices de Muñiz *et al.* (2005). El investigador principal, con amplia experiencia investigadora en el ámbito de las Ciencias de la Educación y la Autoconstrucción de Material, revisó los potenciales efectos del MAM a la luz de las investigaciones precedentes y las posibles dimensiones a considerar. La versión inicial incluyó un total de 34 ítems, a razón de 3-4 ítems en cada una de las nueve dimensiones fundamentadas en la literatura: *diversión, motivación, aprendizaje, autoestima, relación, creatividad, conciencia ecológica, interdisciplinariedad, y uso en tiempo libre*. El formato de respuesta seleccionado fue una escala Likert de 5 puntos (desde 1= *totalmente en desacuerdo*, a 5= *totalmente de acuerdo*) por su idoneidad para una posterior validación estadística. La redacción de los ítems estuvo inspirada en los comprendidos en las escalas de Méndez-Giménez y Fernández-Río (2013) y Méndez-Giménez *et al.* (2016). Se añadió una raíz común a todos los ítems al comienzo del cuestionario: "Esta experiencia de autoconstrucción de materiales en la asignatura de..." Con objeto de asegurar tanto la validez de contenido como la aplicabilidad del instrumento esta primera versión fue sometida a un proceso de depuración mediante un estudio piloto. Participaron 60 estudiantes de Educación Primaria y del grado de Maestro en Educación Primaria al objeto de modificar y/o eliminar los ítems que generasen problemas de comprensión. Se eliminaron siete ítems, con lo que la versión final (Tabla 1) quedó reducida a 27 ítems (tres para cada factor): *diversión, motivación, aprendizaje, autoestima, relación, creatividad, conciencia ecológica, interdisciplinariedad y uso en tiempo libre*.

**Tabla 1.**

*Cuestionario de Percepción de Intervenciones con Material Autoconstruido (CuPIMA).*

Esta experiencia de autoconstrucción de materiales en la asignatura de ____...						
1.	Me ha resultado divertida	1	2	3	4	5
2.	Ha desarrollado mi conciencia ecológica	1	2	3	4	5
3.	Ha activado mi participación	1	2	3	4	5
4.	Me ha ayudado a comprender la materia y a aprenderla	1	2	3	4	5
5.	Ha aumentado mi confianza en mí mismo/a	1	2	3	4	5
6.	Me ha parecido interesante	1	2	3	4	5
7.	Ha mejorado mi implicación personal	1	2	3	4	5
8.	Ha desafiado mi creatividad y la de mis compañeros	1	2	3	4	5
9.	Ha aumentado mi interacción social con otros estudiantes	1	2	3	4	5
10.	Ha facilitado mi conocimiento de los contenidos de esta asignatura	1	2	3	4	5
11.	Me ha servido para practicar/estudiar fuera de clase	1	2	3	4	5
12.	Me ha parecido una experiencia interdisciplinar	1	2	3	4	5
13.	Ha provocado mi reflexión sobre el medio ambiente	1	2	3	4	5
14.	Me ha permitido utilizar este material en mi tiempo libre	1	2	3	4	5
15.	Ha sido emocionante	1	2	3	4	5
16.	Ha aumentado mi motivación por aprender	1	2	3	4	5
17.	Ha reforzado mi autoestima	1	2	3	4	5
18.	Ha promovido la colaboración y el trabajo en equipo	1	2	3	4	5
19.	Ha estimulado mi capacidad de innovar	1	2	3	4	5
20.	Ha favorecido la conexión entre teoría y práctica	1	2	3	4	5
21.	Me ha permitido conectar los contenidos de varias asignaturas	1	2	3	4	5
22.	Ha aumentado mi preocupación por los residuos y el reciclaje	1	2	3	4	5
23.	Ha fortalecido mis relaciones con los compañeros	1	2	3	4	5
24.	Ha mejorado mi autonomía	1	2	3	4	5
25.	Me ha permitido tomar decisiones y resolver problemas	1	2	3	4	5
26.	Me ha ayudado a relacionar diferentes materias	1	2	3	4	5
27.	Me ha proporcionado un material que puedo emplear fuera de clase	1	2	3	4	5

Nota: Diversión 1, 6, 15; Motivación: 3, 7, 16; Aprendizaje: 4, 10, 20; Autoestima: 5, 17, 24; Relación social: 9, 18, 23; Creatividad: 8, 19, 25; Conciencia ecológica: 2, 13, 22; Interdisciplinariedad: 12, 21, 26; Tiempo libre: 11, 14, 27. Elaboración propia.

## 2.4. Procedimiento

En primer lugar, se solicitó el permiso de la directiva del centro educativo participante, y el consentimiento informado de los padres/madres/tutores de los menores, así como de los participantes mayores de edad. Se les explicó el objetivo de la investigación y la colaboración que se les solicitaba. Al mismo tiempo, se elaboró una versión online del cuestionario (Google Forms) para que los participantes pudieran acceder fácilmente al mismo. Se diseñaron e implementaron las intervenciones y al término de la experiencia, los participantes cumplieron el cuestionario durante una sesión.

El programa implementado en Educación Primaria tuvo lugar a lo largo de todo un trimestre escolar. En cada grupo (de 4.º a 6.º) se dedicaron 4 horas de EF para construir materiales muy diversos: discos voladores, indiacas, combas, aros voladores, “cors”, pelotas (agua, aire, lana), pompones, “caza-virus”, bolos, “atomium”, palas de “paladós”, raquetas-percha, platillos (yogur), peonzas y paracaídas. Estos materiales se utilizaron en la mayoría de las clases de EF durante el trimestre (30 h. de clase por grupo) para abordar contenidos como habilidades motrices básicas: saltos, giros, lanzamientos, recepciones, golpes e intercepciones, así como la coordinación y el equilibrio. El programa del grado de Maestro en Educación Primaria tuvo una duración de 2 horas teóricas y 8 horas prácticas en la que los estudiantes emplearon los materiales contruados en sus domicilios: palas de “paladós”, “suavicestos”, aros voladores, pelotas y dardos. Por grupos de trabajo, mostraron a sus compañeros los materiales elaborados y plantearon actividades y juegos para desarrollar los contenidos de la asignatura de EF en Educación Primaria.

## 2.5. Análisis estadístico

Los datos fueron analizados mediante el programa estadístico SPSS versión 27.0 (IBM, Chicago, IL). El análisis inicial examinó la normalidad multivariante de los indicadores. Los resultados del coeficiente de curtosis multivariado (coeficiente de Mardia = 289,83) indicaron que la muestra presentaba una distribución no-normal (Mardia, 1974). En consecuencia, se utilizó el programa EQS 6.4 (Bentler, 2005). Se realizó el análisis con base en el estadístico Satorra-Bentler chi-cuadrado ( $S-B\chi^2$ ; Satorra y Bentler, 1994) y a los estimadores estándares robustos, en lugar del estadístico de máxima verosimilitud chi-cuadrado ( $ML\chi^2$ ), puesto que sirve como corrección para  $\chi^2$  cuando las suposiciones de distribución son violadas (Byrne, 2008; Curran *et al.*, 1996).

Con el objetivo de contrastar la escala de medida propuesta se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con nueve sub-escalas o factores latentes que, a su vez, estaban determinados por tres variables observables o indicadores a las que se les asocia un error de medida. Como índices de ajuste incremental se emplearon las versiones robustas del *Comparative Fit Index* (\*CFI) y del *Incremental Fit Index* de Bollen (\*IFI), valores que se calculan en función del estadístico  $S-B\chi^2$ . Como indicadores de un buen ajuste de ambos índices se sugieren puntuaciones de 0,95 (Bollen, 1989; Hu y Bentler, 1999). Sin embargo, Byrne *et al.* (1995) consideraron valores CFI > 0,90 como indicadores razonables de ajuste aceptable del modelo. Como medida de los índices de ajuste absoluto se utilizó la versión robusta del *Root Mean Square Error Aproximation* (\*RMSEA), que tiene en cuenta el error de aproximación de la población. Esta discrepancia se expresa por cada grado de libertad, por lo que es sensible a la complejidad del modelo. Valores inferiores a 0,06 indican un buen ajuste del modelo y hasta 0,08 indican un ajuste aceptable. Se completó este análisis incluyendo el intervalo de confianza al 90% proporcionado por el \*RMSEA (Steiger, 1990). Además, se testó el *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR).

Valores inferiores a 0,08 indican un buen ajuste del modelo (Hu y Bentler, 1999). A continuación, y con la finalidad de definir la globalidad del constructo, se realizó un AFC de segundo nivel en el que el Factor de Impacto de las Intervenciones con Material Autoconstruido venía determinado por los nueve factores latentes.

Para analizar la validez convergente se examinó la significación estadística de las cargas factoriales de los indicadores de cada constructo. Stevens (2002) sugirió que el valor de una carga factorial debe ser mayor que 0,4 para fines de interpretación, mientras que Hair *et al.* (2006) argumentaron que todas las cargas factoriales estandarizadas deberían ser al menos de 0,5. También se evaluó la fiabilidad de las puntuaciones calculando el alfa de Cronbach. El valor mínimo que se considera adecuado para este coeficiente es 0,70 (Nunnally, 1978).

La validez discriminante se evaluó comparando la raíz cuadrada de la varianza media extraída (AVE, *Average Variance Extracted*) con la correlación entre constructos (Fornell y Larcker, 1981). El AVE no debe ser inferior a 0,5 para demostrar un nivel aceptable de validez convergente (Cheung *et al.*, 2024). Además, para que exista validez discriminante entre los constructos es necesario que la raíz cuadrada de AVE sea superior a la correlación de estos.

Al objeto de contrastar de manera más estricta la estructura factorial de la escala se realizó un AFC multigrupo. Esto permite evaluar al mismo tiempo la invariancia de la estructura factorial a través de muestras que varían en características, en este caso el género (varón y mujer), lo que da lugar a dos grupos (Byrne, 1998). Para examinar si los parámetros del modelo se mantuvieron invariantes a través de las dos muestras se empleó un análisis *multistep* de invarianza (Bollen, 1989; Marsh, 1993). Siguiendo a Byrne (1998), el primer paso consiste en establecer un modelo de referencia para los grupos en una sola muestra de análisis. La prueba de invarianza comienza con el modelo menos restrictivo en el que sólo se incluye el modelo de referencia. Consiste en un paso “no-invariante” y proporciona la base fundamental para las comparaciones posteriores de los modelos (Marsh, 1993). En el paso siguiente, se obliga a las cargas factoriales a permanecer invariantes entre los grupos. A continuación, se limita la matriz de covarianza entre los grupos, con los pesos factoriales también limitados. En el penúltimo paso se restringen las varianzas entre los grupos, junto con las cargas factoriales y las covarianzas también limitadas. Por último, se establece la singularidad (el error) de manera equivalente entre los grupos, manteniendo los pesos factoriales, las covarianzas y las varianzas también limitadas.

## 3. Resultados

### 3.1. Análisis factorial confirmatorio

Los índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio mostraron que el modelo se ajustaba bien a los datos (Byrne, 2008):  $S-B\chi^2$  (288) = 385,43,  $p < 0,001$ ; \*CFI = 0,955; \*IFI = 0,956; \*RMSEA (90% CI) = 0,041 (0,030-0,052); SRMR = 0,061. El análisis factorial confirmatorio de segundo orden también tuvo un ajuste aceptable:  $S-B\chi^2$  (314) = 442,00,  $p < 0,001$ ; \*CFI = 0,941; \*IFI = 0,942; \*RMSEA (90% CI) = 0,045 (0,035-0,055); SRMR = 0,068.

### 3.2. Validez convergente y fiabilidad de las medidas

En la Tabla 2 se recogen las cargas estandarizadas ( $\lambda_1$ ) y no estandarizadas ( $\lambda_s$ ), así como los errores estandarizados (SE), y los valores críticos de  $t$ . Todas las  $\lambda_1$  superan los niveles mínimos de 0,40 (Stevens, 2002) y todos los valores  $t$  superan los valores el nivel de 1,96 ( $p < 0,05$ ) (Hair *et al.*, 2006). Los valores alfa de Cronbach también superan el valor 0,70 recomendado.



**Tabla 2.**Cargas estandarizadas ( $\lambda_1$ ) y no estandarizadas ( $\lambda_2$ ), errores estandarizados (SE), valores críticos de  $t$  y alfa de Cronbach.

AFC	Items	$\lambda_1$	$\lambda_2$	SE	$t$	$\alpha$
Diversión	Div1	0,51	1,00			0,88
	Div2	0,44	0,82	0,123	6,626***	
	Div3	0,55	1,10	0,149	7,387***	
Motivación	Mot1	0,46	1,00			0,87
	Mot2	0,45	0,97	0,116	8,356***	
	Mot3	0,51	1,14	0,126	9,036***	
Aprendizaje	Apr1	0,50	1,00			0,83
	Apr2	0,52	1,10	0,139	7,878***	
	Apr3	0,52	1,11	0,140	7,937***	
Autoestima	Aut1	0,67	1,00			0,89
	Aut2	0,65	0,96	0,115	8,4038***	
	Aut3	0,62	0,89	0,110	8,0508***	
Relaciones	Rel1	0,62	1,00			0,90
	Rel 2	0,56	0,85	0,111	7,667***	
	Rel 3	0,63	1,00	0,120	8,403***	
Creatividad	Cre1	0,50	1,00			0,84
	Cre2	0,49	0,97	0,140	6,960***	
	Cre3	0,53	1,06	0,146	7,272***	
Conciencia ecológica	Coe1	0,63	1,00			0,93
	Coe2	0,63	1,00	0,132	7,551***	
	Coe3	0,59	0,89	0,126	7,125***	
Interdisciplinariedad	Int1	0,55	1,00			0,85
	Int2	0,63	1,23	0,164	7,529***	
	Int3	0,63	1,20	0,162	7,460***	
Tiempo Libre	Til1	0,60	1,00			0,77
	Til2	0,55	0,92	0,119	7,700	
	Til3	0,54	0,80	0,112	7,107	
AFC de segundo nivel	Items	$\lambda_1$	$\lambda_2$	S.E.	$t$	$\alpha$
Factor del Impacto de la intervención con material autoconstruido	Diversión	1,157	1,00			0,94
	Motivación	1,320	0,89	0,129	6,899***	
	Aprendizaje	1,204	0,96	0,142	6,806***	
	Autoestima	0,968	1,25	0,176	7,096***	
	Relación	1,032	1,20	0,170	7,097***	
	Creatividad	1,228	0,96	0,142	6,781***	
	Con. Ecológica	0,872	1,07	0,165	6,496***	
	Interdisciplinaridad	1,015	1,01	0,156	6,458***	
	Tiempo libre	0,973	1,14	0,168	6,824***	

Nota: \*\*\*  $p < 0,001$ . Elaboración propia.

### 3.3. Validez discriminante

Para comprobar la validez discriminante se comparó la raíz cuadrada de la AVE con la correlación entre todos los constructos (Fornell y Lacker, 1981). En la Tabla 3 se presentan esas correlacio-

nes y, en la diagonal y en cursiva, la raíz cuadrada del AVE. Para que concorra validez discriminante entre constructos es preciso que la raíz cuadrada de la AVE sea superior a la correlación entre los mismos. Los resultados confirman que existe validez discriminante entre los constructos.

**Tabla 3.**  
Correlaciones bivariadas y raíz cuadrada de la varianza extraída media (en diagonal y cursiva).

Factores	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Diversión	0,86								
Motivación	0,81	0,83							
Aprendizaje	0,72	0,79	0,81						
Autoestima	0,61	0,69	0,72	0,90					
Relaciones	0,68	0,73	0,74	0,73	0,89				
Creatividad	0,66	0,74	0,69	0,67	0,73	0,81			
Conciencia ecológica	0,59	0,60	0,64	0,48	0,52	0,62	0,91		
Interdisciplinariedad	0,59	0,68	0,72	0,66	0,66	0,69	0,66	0,85	
Tiempo libre	0,61	0,66	0,67	0,63	0,58	0,65	0,54	0,72	0,74

Nota. Todas las correlaciones son significativas  $p < 0,001$ . Elaboración propia.

### 3.4. Análisis factorial confirmatorio multigrupo

Finalmente, para poder generalizar y comprobar de manera más estricta la estructura factorial del cuestionario se realizó un AFC multigrupo. Para ello se empleó un análisis *multistep* de invarianza (Bollen, 1989; Byrne, 1998; Marsh, 1993). No se observaron diferencias significativas en el valor  $S\text{-}B\chi^2$ , por lo que podemos

afirmar que el modelo permanece en gran medida invariante en los dos grupos. Se empleó también el criterio establecido por Cheung y Rensvold (2002) respecto al  $\Delta\text{CFI}$ . Según estos autores, valores de  $\Delta\text{CFI}$  inferiores o iguales a  $-0,01$  indican que no se puede rechazar la hipótesis nula de la invarianza (tabla 4). Los resultados sugieren que la estructura factorial es en gran medida invariante en la muestra analizada.

**Tabla 4. Resultados de la invarianza factorial.**

Modelo	$S\text{-}B\chi^2$	$df$	$\Delta\chi^2$	$\Delta\text{ gl}$	*CFI	RMSEA (90% CI)	AIC
$M_{\text{forma}}$	755,33	576	-	-	0,925	0,057 (0,045 – 0,067)	-396,67
$M_{\text{cargas}}$	749,76	594	-5,90***	18	0,926	0,052 (0,039 – 0,063)	-438,23
$M_{\text{covarianza}}$	793,79	630	38,46 ***	54	0,922	0,052 (0,040 – 0,062)	-466,21
$M_{\text{varianza}}$	805,09	639	49,76 ***	63	0,921	0,052 (0,040 – 0,062)	-472,90
$M_{\text{error}}$	799,67	666	44,34 ***	100	0,929	0,046 (0,032 – 0,057)	-532,33

$M_{\text{forma}}$  = sin restricciones;  $M_{\text{cargas}}$  = cargas factoriales invariantes;  $M_{\text{covarianza}}$  = covarianzas entre factores invariantes;  $M_{\text{varianza}}$  = varianzas factoriales invariantes;  $M_{\text{error}}$  = residuos de medida invariantes. Elaboración propia.

## 4. Discusión

El objetivo principal de este estudio fue elaborar y validar un instrumento que permitiera evaluar las percepciones de los estudiantes sobre la implementación de intervenciones con material autoconstruido en EF. Este proceso de validación proporcionó un conjunto de evidencias respecto a sus propiedades psicométricas a cuatro niveles: validez de constructo, convergente, discriminante, e invarianza entre grupos.

En relación con la validez de constructo, se utilizaron las técnicas de AFC para explorar el ajuste del modelo de nueve factores del Cuestionario de Percepción de Intervenciones con Material Autoconstruido (CuPIMA). Se encontraron evidencias que apoyan el ajuste del modelo de nueve factores: *diversión, motivación, aprendizaje, autoestima, relación, creatividad, conciencia ecológica, interdisciplinariedad, y uso en tiempo libre*. El ajuste del modelo propuesto resultó satisfactorio, obteniendo todos los índices valores aceptables. Los resultados obtenidos son sorprendentes dada la complejidad del modelo y la edad de algunos participantes. Como sabemos, el número de ítems por factor y el número de factores en

el modelo afectan a la mayoría de los índices de bondad de ajuste (Cheung y Rensvold, 2002).

Respecto a la validez convergente, los distintos ítems revelaron cargas medias; mientras que los valores  $t$  expresaron valores elevados. Stevens (2002) sugirió que el valor de una carga factorial debe ser mayor que 0,4 para fines de interpretación, mientras que Hair *et al.* (2006) argumentaron que todas las cargas factoriales estandarizadas deberían ser al menos de 0,5. En tres de los factores (diversión, motivación y creatividad) se encontraron ítems con cargas factoriales entre 0,4 y 0,5 lo que supondría el cumplimiento de los niveles mínimos menos exigentes. Las puntuaciones de consistencia interna (alfa de Cronbach) resultaron adecuadas, todas ellas por encima del mínimo sugerido por Nunnally (1978).

En cuanto a la validez discriminante, las correlaciones entre los nueve factores son positivas, moderadas y elevadas, mostrando valores muy próximos entre sí. El valor más alto de correlación se dio entre el factor diversión y motivación (0,81) y el más bajo entre conciencia ecológica y autoestima (0,48). Los valores de la varianza media extraída (AVE) resultaron adecuados. Todos fueron

superiores a 0,5 y cumplieron los requerimientos más exigentes. El hecho de que la varianza de los ítems atribuibles al constructo medido para cada factor (AVE) fuera mayor que la varianza compartida entre los factores proporciona apoyo a la discriminación de los factores.

Y respecto a la invarianza de género, los resultados permiten aceptar la hipótesis de invarianza, si bien los valores de  $\chi^2/df$  oscilaron en torno a 0,92. Aunque estos indicadores no son óptimos, sí pueden ser considerados como evidencias razonables de un ajuste aceptable del modelo (Byrne *et al.*, 1995).

Para abordar el segundo objetivo de la investigación, se realizó un análisis factorial confirmatorio de segundo nivel en el que el factor Impacto de Intervenciones con Material Autoconstruido fuera determinado por los nueve factores latentes para producir un Factor global. Los resultados mostraron que todas las cargas estandarizadas ( $\lambda$ ) y los valores críticos de  $t$  superaron los niveles mínimos recomendados, lo que unido a un alfa de Cronbach de 0,94 da muestras de la validez y fiabilidad de este factor. No existe ningún instrumento que proporcione un factor similar al reportado en esta investigación. Este factor proporciona un nuevo indicador para futuros estudios que examinen la eficacia de programas o intervenciones en el marco de la investigación aplicada y comparada de los modelos pedagógicos, ya sea implementando el MAM por separado o desde la perspectiva de la hibridación con otros modelos pedagógicos (Aprendizaje Cooperativo, Educación Deportiva, Modelo de Responsabilidad Personal y Social, Modelo Comprensivo, etc.).

Debemos reconocer varias limitaciones en el presente estudio. En primer lugar, el tamaño de la muestra es limitado y las edades comprendidas no contemplaron la franja intermedia de Educación Secundaria. Además, la muestra solo procede de dos centros educativos. Sin embargo, la validación de todo instrumento de medida exige un proceso continuo de comprobación y nuevos análisis de las propiedades psicométricas en contextos similares. Investigaciones futuras deberían explorar la validez estructural de esta herramienta con estudiantes de Educación Primaria y secundaria, y comprobar el grado de generalidad de estos resultados a otros contextos con material autoconstruido (p. ej., educación especial, recreos activos o programas asistenciales y de tercera edad). Asimismo, sería aconsejable explorar la validez del instrumento en otros países y culturas diferentes.

## 5. Conclusiones

El Cuestionario de Percepción de Intervenciones con Material Autoconstruido (CuPIMA) se ha mostrado como un instrumento válido y fiable para evaluar nueve factores que potencialmente impactan en el alumnado de EF durante la implementación del MAM: *diversión, motivación, aprendizaje, autoestima, relación, creatividad, conciencia ecológica, interdisciplinariedad, y uso en tiempo libre*. Este instrumento permite obtener un Factor Global del Impacto de la Implementación del MAM, lo que supone un avance para el estudio comparado de programas en contextos educativos.

## Referencias

- Akoschky, J. (2005). Los "cotidífonos" en la educación infantil. *Revista Eufonia*, 33, 20-30.
- Avendaño, R., Lancheros, W., Castiblanco, O., y Arcos, F. O. (2012). La enseñanza de la física a través de módulos experimentales. *Góndola*, 7(1), 32-49.
- Baena-Morales, S., Jerez-Mayorga, D., Delgado-Floody, P., y Martínez-Martínez, J. (2021). Sustainable development goals and physical education. A proposal for practice-based models. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(4), 1-18. <https://doi.org/10.3390/ijerph18042129>
- Birau, M. M. (2024). Handmaking a better future: A scoping review on the role of handmade activities in advancing individual and societal well-being. *Psychology & Marketing*, 1-20. <https://doi.org/10.1002/mar.22112>
- Bentler, P. M. (2005). *EQS 6 structural equations program manual*. Multivariate Software.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. John Wiley.
- Borrueco-Sánchez, M. (2024). Fisic-Arte: una propuesta interdisciplinar de creación de material en Educación Artística y Educación Física. *Communiars. Revista de Imagen, Artes y Educación Crítica y Social*, 11, 89-105. <https://dx.doi.org/10.12795/Communiars.2024.i11.05>
- Braghini, K. (2021). Scientific toys: toy machines or technical revolution to children? *Revista Humanidades e Inovação*, 8(32), 62-78.
- Byrne, B. M., Baron, P., Larsson, B., y Melin, L. (1995). The Beck Depression Inventory: Testing and crossvalidating a second-order factorial structure for Swedish nonclinical adolescents. *Behavior Research and Therapy*, 33, 345-356. [http://dx.doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)E0050-S](http://dx.doi.org/10.1016/0005-7967(94)E0050-S)
- Byrne, B. M. (1998). *Structural Equation Modeling with LISREL, PRELIS. And SIMPLIS: Basic applications and programs*. Lawrence Erlbaum.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20, 872-882.
- Cheung, G. W., y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. [http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Cheung, G. W., Cooper-Thomas, H. D., Lau, R. S., y Wang, L. C. (2024). Reporting reliability, convergent and discriminant validity with structural equation modeling: A review and best-practice recommendations. *Asia Pacific Journal of Management*, 41(2), 745-783. <http://dx.doi.org/10.1007/s10490-023-09871-y>
- Curran, P. J., West, S. G., y Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29. <http://dx.doi.org/10.1037/1082-989X.1.1.16>
- Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial (2013). *Principios Éticos para las Investigaciones Médicas en Seres Humanos*. Asociación Médica Mundial.
- Fernández-Río, J., Calderón, A., Hortigüela-Alcalá, D., Pérez-Pueyo, A., y Aznar Cebamanos, M. (2016). Modelos pedagógicos en educación física: consideraciones teórico-prácticas para docentes. *Revista Española de Educación Física y Deportes*, 413, 55-75. <https://doi.org/10.55166/reefd.v0i413.425>
- Fernández-Río, J., y Méndez-Giménez, A. (2013). Articulando conocimiento teórico y práctica educativa. Una investigación longitudinal sobre los efectos del material autoconstruido en futuros docentes. *Infancia y Aprendizaje. Journal for the Study of Education and Development*, 36(1), 61-75.
- Figueroa-Figueroa, F. M. (2003). La construcción de instrumentos en el aula de Música. *Revista de Psicodidáctica*, 16, 95-104.
- Figueroa-Figueroa, F. M. (2015). *Motivación para el aprendizaje de la música en educación primaria mediante la construcción de instrumentos musicales* [Tesis doctoral]. Universidad del País Vasco.
- Fornell, C., y Larcker, D. (1981). Structural equation models with unobservable variables and measurement error.

- Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <http://dx.doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Gutiérrez-Urbe, J. E. (2022). Modelo didáctico para la enseñanza y el aprendizaje de las matemáticas con materiales didácticos manipulables. *Boletín Redipe*, 11(3), 182-194. <https://doi.org/10.36260/rbr.v11i3.1715>
- Hair, J., Black, B., Babin, B., Anderson, R., y Tatham, R. (2006). *Multivariate Data Analysis* (6ª Ed.). Prentice-Hall.
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jiménez, L. R., y Espinosa, C. I. (2019). Aprovechamiento del material manipulativo para fortalecer el pensamiento matemático en aula multigrado. *Educación y Ciencia*, 23, 513-529. <https://doi.org/10.19053/0120-7105.eyc.2019.23.e10268>
- Lozano-Jiménez, J. L., y Pires-Vieira, M. (2011). Una experiencia plástica a partir del objeto reciclado. *Educación Artística: Revista de Investigación*, 2, 139-143. <https://doi.org/10.7203/eari.2.2517>
- Mardia, K. V. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics*, 36(2), 115-128.
- Marsh, H. W. (1993). The multidimensional structure of physical fitness: Invariance over gender and age. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 64(3), 256-273. <http://dx.doi.org/10.1080/02701367.1993.10608810>
- Méndez-Giménez, A. (2021). Autoconstrucción de Materiales. En A. Pérez-Pueyo, D. Hortigüela-Alcalá, y J. Fernández-Río (Coords.), *Modelos pedagógicos en Educación Física: qué, cómo por qué y para qué* (pp. 273-299). Universidad de León. Servicio de Publicaciones.
- Méndez-Giménez, A. (2024). *Autoconstrucción de material en Educación Física: conectando teoría, investigación y práctica*. Ed. INDE.
- Méndez-Giménez, A., y Fernández-Río, J. (2013). Materiales alternativos en la formación del profesorado: análisis comparativo de creencias y actitudes. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, 51(13), 453-470.
- Méndez-Giménez, A., y García-Rodríguez, I. (2024). Actividad física en una intervención de recreo con material autoconstruido: análisis por curso y género. *Retos. Nuevas Tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 59, 509-517. <https://doi.org/10.47197/retos.v59.107185>
- Méndez-Giménez, A., y Pallasá, M. (2018). Disfrute y motivación intrínseca como predictores de la intención de práctica de juegos en un programa de recreos activos. *Apunts. Educación Física y Deportes*, 134(4), 55-68. [http://dx.doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2018/4\).134.04](http://dx.doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2018/4).134.04)
- Méndez-Giménez, A., Carriedo, A., Fernández-Río, J., y Cecchini, J. A. (2023). Self-made material in physical education: teacher perceptions of the use of an emerging pedagogical model before and during the COVID-19 pandemic. *European Physical Education Review*, 29(1), 107-124. <https://doi.org/10.1177/1356336X221118548>
- Méndez-Giménez, A., Cecchini, J. A., y Fernández-Río, J. (2017). Efecto del material autoconstruido en la actividad física de los niños durante el recreo. *Revista de Saúde Pública*, 51(58), 1-7. <http://dx.doi.org/10.1590/S1518-8787.2017051006659>
- Méndez-Giménez, A., Fernández-Río, J., Rolim Marqués R. J., y Calderón, A. (2016). Percepciones de estudiantes de máster en educación física acerca de los materiales autoconstruidos. Una mirada desde la teoría constructorista de Papert. *Educación XX1*, 19(1), 179-200. <http://dx.doi.org/10.5944/educXX1.14471>
- Méndez-Giménez, A., Martínez De Ojeda Pérez, D., y Valverde-Pérez, J. J. (2016). Valoración del alumnado y profesorado del material convencional y autoconstruido: estudio longitudinal de diseño cruzado en Educación Deportiva. *Retos. Nuevas tendencias en Educación Física, Deportes y Recreación*, 30, 20-25.
- Muñoz, J., Fidalgo, A. M., García-Cueto, E., Martínez, R., y Moreno, R. (2005). *Análisis de los ítems*. La Muralla.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. McGraw-Hill.
- Reif-Acherman, S. (2013). Juguetes como instrumentos de enseñanza en ingeniería: El caso del pájaro bebedor. *Ingeniería y Competitividad*, 15(1), 151-160. <http://dx.doi.org/10.25100/iyce.v15i1.2628>
- Satorra, A., y Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. En A. von Eye, y C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Sage.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173-180. [http://dx.doi.org/10.1207/s15327906mbr2502\\_4](http://dx.doi.org/10.1207/s15327906mbr2502_4)
- Stevens, J. P. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (4ª Ed.). Erlbaum.
- Torralba-Burrial, A., Montejo-Bernardo, Herrero, M., y García-Albá, J. (2020). Formación lúdica de docentes: juguetes científicos en la Didáctica de las Ciencias Experimentales. En M. A. Fueyo (Coord.), *XI Jornadas de innovación docente 2018* (pp. 76-89). Universidad de Oviedo.
- Wunsch, L. (2018). Orquesta de reciclados de Cateura: música que enseña más allá del contexto de la basura. *Revista Teías*, 19(53), 198-207.
- Yepes-Palomino, F. (2021). Arte, ciencia y tecnología como ejes interdisciplinarios en la construcción de instrumentos musicales funcionales, con materiales reciclables, para el aprendizaje musical en casa. *Voces y Realidades Educativas*, 7, 131-146.