

Validación de la escala del proceso enseñanza de la técnica deportiva por pares en la educación superior (ETEPES)

Validation of the scale of the process of teaching sports technique by peers in higher education (ETEPES)

*Javier Álvarez Medina, *Victor Murillo Lorente, *Jaime Casterad Seral, **Alberto Nuviala Nuviala

*Universidad de Zaragoza (España), **Universidad Pablo de Olavide (España)

Resumen. Las directrices del Espacio Europeo de Educación Superior indican que la enseñanza debe favorecer la adquisición de competencias y su transferencia posterior. Para ello es necesario diseñar modelos de enseñanza participativos que favorezcan el aprendizaje autónomo y reflexivo por parte de los alumnos. Se necesita construir herramientas para evaluar dicho proceso. El objetivo de esta investigación es validar una escala que permita reflexionar sobre el proceso de enseñanza-aprendizaje por pares de la técnica deportiva en el Grado de Ciencias de la Actividad Física y del Deporte. Los participantes en este estudio fueron un total de 276 alumnos. Se hizo análisis descriptivo de los ítems, análisis factorial exploratorio, análisis factorial confirmatorio, cálculo de la invarianza factorial y pruebas de validez. El resultado final fue un instrumento válido y fiable, con 6 dimensiones y 21 ítems que permiten obtener información sobre el proceso de enseñanza-aprendizaje por pares de los modelos técnico-tácticos de los deportes.

Palabras clave: aprendizaje cooperativo, metodologías activas, resolución de problemas, cuestionario, metodología observacional.

Abstract. The guidelines of the European Higher Education Area indicate that education should favor the acquisition of skills and their subsequent transfer. For this it is necessary to teach participatory teaching models that favor autonomous and reflective learning. You need to build tools to evaluate that process. The objective of this research is to validate a scale that allows reflecting on the process of teaching-learning by peers of the sports technique in the Degree of Science of Physical Activity and Sports. The participants in this study were a total of 276 students. A descriptive analysis of the items was made, exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, factorial invariance calculation and validity tests. The final result was a valid and reliable instrument, with 6 dimensions and 21 items that allowed obtaining information about the teaching-learning process by pairs of the technical-tactical models of sports.

Keywords: cooperative learning, active methodologies, problem solving, questionnaire, observational methodology.

Introducción

Atendiendo a las directrices establecidas en el Espacio Europeo de Educación Superior, en el marco de una enseñanza basada en la adquisición de competencias, y su transferencia a la vida laboral, es necesario entender que hay que diseñar modelos de enseñanza y evaluación más formativos y participativos que favorezcan el aprendizaje autónomo y reflexivo del estudiante (Cañadas, Castejón, & Santos-Pastor, 2018; Gessa, 2011; Marcelo et al., 2014; Salmerón, 2013; Vera-Lacarcnel, Moreno-González, & Moreno-Murcia, 2008). Boud et al. (2010) proponen siete propuestas para la reformas de la evaluación en la Educación Superior y manifiestan que el aprendizaje de los estudiantes es mayor, si junto a los profesores, se convierten en socios responsables del aprendizaje y van asumiendo la responsabilidad de los procesos y desarrollando la capacidad para juzgar la calidad de su propio trabajo, así como el de los otros, según unas normas acordadas. Esta metodología de aprendizaje participativo es denominada también recíproca, cooperativa, entre iguales, por pares, pequeños grupos (Atxurra, Villardón-Gallego, & Calvete, 2015; Ibarra & Rodríguez, 2014).

Una implicación activa del alumnado hace que tenga que cambiarse el modelo de enseñanza-aprendizaje, donde el profesor facilita el éxito del proceso y el alumno es protagonista directo y activo (Cañadas, Castejón, & Santos-Pastor, 2018; Valdivieso, Carbonero & Martín-León, 2013; Vera-Lacarcnel, Moreno-González, & Moreno-Murcia, 2008), incrementando y facilitando las conductas prosociales y la preocupación

por el aprendizaje de los demás; aprender observando, mejorando los procesos, productos de aprendizaje y la capacidad crítica para realizar juicios y evaluar; el desarrollo de competencias generales, ayudando a formar alumnos más autónomos, responsables y críticos (Ibarra & Rodríguez 2014; Ibarra, Rodríguez, & Gómez, 2012; Topping 2010). Este tipo de aprendizaje cooperativo entre alumnos ha demostrado ser de gran utilidad en la enseñanza de las habilidades técnicas deportivas, siendo posible su aplicación en cualquiera de los diferentes niveles educativos: primaria, secundaria, ciclos formativos, enseñanzas superiores (Gómez & Gil, 2018; Otero, Calvo, & González-Jurado, 2014; Salmerón, 2013).

A pesar de ello, el cambio de paradigma hacia un aprendizaje cooperativo se encuentra con las resistencias y paradojas a las que se enfrenta el profesorado para implementar nuevos métodos de mejora de la enseñanza. Margalef (2014), en un estudio de casos múltiples conformado por profesorado universitario de diferentes ramas de conocimiento concluye que esta incertidumbre no solo se debe a una falta de información y comprensión de los procesos de cambio evaluativos sino, también, a que el profesorado cuenta con escasos referentes y aprendizajes experienciales en evaluación formativa en los que apoyarse.

A pesar de las reticencias lógicas del cambio de paradigma cada vez más instituciones y docentes, apoyados en la bibliografía que indica la necesidad de un cambio (Gargallo, Garfella, Sahuquillo, Verde, & Jimenez, 2015; Gargallo, Jimenez, Martínez, Giménez, & Pérez, 2017; Marcelo et al., 2014), promueven el uso de metodologías activas y evaluaciones formativas orientadas al aprendizaje cooperativo (Pérez & Villa 2013)

Haciendo referencia a la Educación Superior la inquietud

actual del profesorado universitario por la mejora de los procesos de enseñanza queda reflejada en múltiples investigaciones realizadas en los últimos años para abordar factores tan variados como: opinión del profesorado (López, Pérez-García, & Rodríguez, 2015; Margalef, 2014); actividad docente (Andrade & Loiza, 2018; Santos et al., 2017); actividad evaluadora (Molina, Miralles, & Trigueros, 2014; Quesada, Rodríguez, & Ibarra, 2013); motivación del alumnado (Boza & Méndez, 2013; Lavega, March, & Filella, 2013); utilización de diferentes métodos y actividades de aprendizaje (Atxurra, Villardón-Gallego, & Calvete, 2015; Gómez & Gil, 2018; León et al., 2017); adquisición y transferencia de competencias (Martínez-Clares & González-Morga, 2018; Salmerón, 2013; Villardón-Gallego, Yániz, Achurra, Ilraurgi, & Aguilar, 2013).

En la mayoría de los trabajos el cuestionario se constituye en el instrumento de medida más utilizado (Otero et al., 2014), dada la posibilidad de recoger multitud de datos en poco tiempo. Muchos de ellos deben diseñarse «ad hoc» por las particularidades de la investigación (Atxurra, Villardón-Gallego, & Calvete, 2015; León et al., 2017; Villardón-Gallego et al., 2013).

A pesar de los estudios ya existentes sobre la enseñanza por pares se encuentran pocos dentro de la enseñanza de la técnica deportiva donde el docente reciba un feedback del proceso como algo permanente, sistemático y planificado que le proporcione información útil, oportuna y confiable, que le ayude a maximizar el aprendizaje del alumnado (Gessa, 2011).

El proceso de enseñanza aprendizaje de los modelos técnico-tácticos está cambiando hacia una perspectiva más comprensiva y global, utilizando metodologías activas, donde el aprendizaje cooperativo, apoyado con procesos de evaluación formativa, se convierten en el marco conceptual para organizar la enseñanza que ayude a desarrollar la reflexión en los futuros profesionales del deporte en la Educación Superior (Fegueiredo et al., 2008; Vernetta, López, & Delgado, 2009).

El objetivo de este trabajo de investigación es validar un cuestionario «ad hoc» que permita evaluar el proceso de enseñanza-aprendizaje de la técnica deportiva, basado en la metodología observacional por pares o pequeños grupos, llevada a cabo en la Educación Superior en el Grado de Ciencias de la Actividad Física y del Deporte.

Material y método

Participantes

Los participantes en este estudio fueron todos los alumnos matriculados en el Grado de Ciencias de la Actividad Física y del Deporte ($n=276$) de la Facultad de Ciencias de Salud y del Deporte de la Universidad de Zaragoza durante el curso escolar 2016-17. Del total de alumnos, 207 fueron chicos y 69 fueron chicas.

Instrumento

Escala de evaluación del proceso enseñanza-aprendizaje de la técnica deportiva basado en la enseñanza por pares en la Educación Superior (ETEPES). La versión preliminar de la escala, elaborada tras un trabajo cualitativo que sigue las normas establecidas por Carretero-Dios y Pérez (2005) sobre

la construcción de instrumentos de investigación, estuvo conformada por 30 ítems. Para la selección de los ítems, una vez definidas las dimensiones, se seleccionaron un listado de cuestiones en función de su relevancia en cuanto al contenido y de su viabilidad de aplicación (Rubio, Berg-Weger, Tebb, Lee, & Rauch, 2003). Con objeto de asegurar tanto la validez de contenido como la aplicabilidad del instrumento esta primera versión fue sometida a un doble proceso de depuración: 1) *juicio de expertos*, donde siete participantes analizaron la adecuación de los ítems con la dimensión que evaluaban mediante una escala Likert de cinco puntos, utilizándose el acuerdo inter-jueces para eliminar o depurar los ítems problemáticos; 2) *Estudio piloto* de 30 participantes con el objeto de depurar los ítems que más problemas de comprensión generaban o que presentaban erratas en su formulación. Los 30 ítems iniciales superaron dicho proceso y fueron utilizados (tabla 1).

Procedimiento

Se pidió permiso al consejo de revisión de la Universidad. Posteriormente se informó a los responsables del centro que participó en el estudio. Se solicitó permiso al alumnado participante. Tras su aprobación se realizó la investigación. En el diseño se ha tenido en cuenta la normativa legal vigente española que regula protección de datos de carácter personal (Ley Orgánica 15/1999). Antes de la realización del trabajo de campo, que se realizó mediante un cuestionario autoadministrado con presencia del encuestador, se obtuvo el consentimiento informado de los participantes. El tiempo invertido en la realización fue de unos 5 minutos.

Análisis estadístico

En primer lugar se efectuó un análisis estadístico de los ítems. Se calculó media, desviación típica, asimetría, curtosis, coeficiente de correlación y fiabilidad si se elimina el ítem. Posteriormente se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE). La adecuación de la matriz para realizar el AFE fue testada mediante el test Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la Prueba de Esfericidad de Bartlett.

Se calculó posteriormente la fiabilidad del instrumento resultante mediante el coeficiente alfa de Cronbach. Como complemento a este índice de consistencia interna se calcularon dos indicadores derivados del análisis factorial (Barbero, 2003) como son la Theta ($\hat{\Theta}$) de Carmines (Carmines & Zeller, 1979) y la Omega ($\hat{\Omega}$) de Heise y Bohmstedt (1970).

A continuación se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC). El método utilizado fue el de estimación robusta de máxima verosimilitud (ML). Para evaluar la bondad del ajuste, se revisaron los indicadores: χ^2/df ; GFI; RMR; RMSEA; AGFI; TLI; CFI; IFI (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006; Marôco, 2010). Además con el objeto de seguir las indicaciones de Byrne (2001) se adjunta el criterio de información de Aiken (AIC) y el índice de validación cruzada esperada (ECVI). Posteriormente se calculó la invarianza factorial con el objeto de comprobar la estabilidad del modelo en diferentes poblaciones.

Para concluir se comprobó la validez discriminante mediante tres procedimientos diferentes: cálculo de correlaciones entre factores, estimación de modelos alternativos y construcción de los intervalos de confianza de la correlación

de factores al 95% de confianza.

Los análisis estadísticos de este trabajo se llevaron a cabo utilizando los paquetes estadísticos SPSS y AMOS 21.

Resultados

Análisis estadístico de los ítems

La Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos. Se puede observar que la media de todos los ítems, excepto el ítem nº 16, se encuentra en el valor medio de la escala (3,89±,93). Los índices de asimetría y curtosis son inferiores a dos lo que significa una distribución normal univariada de los datos (Bollen & Long, 1993). Los valores de correlación ítem-total son iguales o superiores a ,35 excepto para los ítems 16 y 28. A ello hay que añadir que la fiabilidad del instrumento aumenta eliminando estos ítems. Por lo que se procede a eliminar dichos ítems, resultando que la fiabilidad del instrumento con los 28 ítems resultantes medida con alfa de Cronbach es de ,927.

Tabla 1.

Ítem	M	D. T.	Asimetría	Curtosis	R Ítem-c	a sin ítem
1.-Los conocimientos previos recibidos son necesarios para realizar adecuadamente la metodología observacional.	3,75	,95	-,395	-,515	,377	,914
2.-Considero que se dan los conocimientos previos suficientes para aplicar este tipo de metodología.	3,31	,91	-,542	-,157	,348	,914
3.-Un diseño adecuado de la hoja de observación es fundamental en este tipo de metodología.	4,22	,85	-1,093	1,050	,561	,911
4.-La hoja de observación debe ser diseñada por el estudiante en lugar de ser facilitada por el docente.	3,82	1,00	-,630	-,037	,582	,911
5.-Que el estudiante diseñe la hoja de observación ayuda a entender mejor esta metodología.	4,03	,85	-,930	1,051	,654	,910
6.-El diseño autónomo de la hoja de aprendizaje facilita la comprensión de los fundamentos de la modalidad deportiva vistos en clase.	3,90	,89	-,756	,558	,627	,910
7.-La aplicación "in situ" de la hoja de observación es necesaria para poder entender si se ha diseñado adecuadamente la misma.	3,95	,89	-,692	,129	,526	,912
8.-La hoja de observación debe facilitar la focalización de la atención en los puntos más importantes de la técnica.	4,15	,83	-,935	,899	,605	,911
9.-La hoja de observación debe ser un instrumento flexible con posibilidad de ser revisada y mejorada durante todo el proceso de enseñanza-aprendizaje.	4,38	,81	-1,419	1,951	,534	,912
10.-La observación indirecta (filmación) es importante para poder identificar los errores de la práctica.	4,32	,90	-1,389	1,687	,541	,911
11.-La hoja de observación ayuda a identificar bien los errores para poder preparar tareas correctivas de la técnica.	4,08	,83	-,876	,886	,611	,910
12.-El diseño y aplicación por pares o pequeños grupos de las tareas de corrección es importante para nuestra formación.	4,07	,79	-,985	1,937	,618	,910
13.-Para completar el proceso de enseñanza-aprendizaje observacional es suficiente con desarrollar "observación directa" (campo)	3,59	1,16	-,644	-,467	,392	,914
14.-Para completar el proceso de enseñanza-aprendizaje observacional es suficiente con desarrollar "observación indirecta" (laboratorio)	3,52	1,02	-,358	-,429	,353	,915
15.-Para completar el proceso de enseñanza-aprendizaje observacional es necesario desarrollar tanto la observación directa como la indirecta.	4,21	,97	-1,366	1,657	,516	,912
16.-La metodología observacional (por pares / pequeños grupos) no es necesaria en las asignaturas ya que con otra metodología se podría conseguir lo mismo con menos tiempo.	2,65	1,01	,403	-,323	-,160	,922
17.-La metodología observacional por pares o pequeños grupos es más motivante que otras metodologías donde el alumnado forma parte solo como sujeto pasivo.	3,94	,93	-,833	,569	,428	,913
18.-La metodología observacional por pares o pequeños grupos enriquece globalmente y favorece el aprendizaje autónomo.	4,04	,78	-,620	,175	,619	,910
19.-Considero que este tipo de metodología debería aplicarse en todas las asignaturas donde pudiera tener cabida.	3,80	1,01	-,692	,193	,599	,910
20.-Señala el grado de importancia de la fase del proceso metodológico "Sesiones previas: formación inicial"	4,18	,97	-1,164	,820	,482	,912
21.-Señala el grado de importancia de la fase del proceso metodológico "Diseño hoja de observación"	3,93	,89	-,684	,258	,661	,910
22.-Señala el grado de importancia de la fase del proceso metodológico "Aplicación hoja de Observación Directa"	3,99	,85	-,823	,828	,630	,910
23.-Señala el grado de importancia de la fase del proceso metodológico "Aplicación hoja de Observación Indirecta"	3,95	,97	-,954	,845	,575	,911
24.-Señala el grado de importancia de la fase del proceso metodológico "Diseño tareas de corrección"	4,24	,86	-1,025	,537	,610	,910
25.-Señala el grado de importancia de la fase del proceso metodológico "Aplicación tareas de corrección"	4,28	,88	-1,109	,584	,600	,910
26.-Señala el grado de importancia de la fase del proceso metodológico "Segunda aplicación de la hoja de observación"	3,74	1,03	-,784	,153	,551	,911
27.-Señala el grado de importancia de la fase del proceso metodológico "Evaluación del proceso"	4,16	,93	-1,178	1,164	,635	,910
28.-Es preferible que en cada asignatura los profesores utilicen el mismo proceso metodológico.	3,26	1,15	-,254	-,657	,127	,919
29.-Considero que el tiempo dedicado en global a este proceso ha sido el adecuado	3,15	1,14	-,294	-,709	,356	,915
30.-Considero que la metodología observacional y todo su proceso es importante para mi formación.	4,13	,824	-1,007	1,249	,616	,910

Análisis de la estructura interna

Para conocer la estructura factorial de la escala de evaluación se realizó un AFE sobre los 28 ítems. Antes de reali-

Tabla 2.

Estructura factorial rotada, communalidades, autovalores, alfa de Cronbach y porcentaje de varianza explicada por cada factor

Ítem	1	2	3	4	5	6	7	Extracción
9.	,765							,675
3.	,651							,577
12.	,620							,621
11.	,532							,529
7.	,485							,482
8.	,435							,481
24.		,776						,741
25.		,763						,732
27.		,598						,660
20.		,572						,603
21.		,569						,654
22.		,471						,581
4.			,697					,654
5.			,663					,694
6.			,600					,660
26.			,573					,704
17.				,765				,683
18.				,668				,652
19.				,647				,679
30.				,520				,627
23.					,773			,779
15.					,722			,661
10.					,569			,634
2.						,821		,747
1.						,628		,566
29.						,521		,511
13.							,867	,856
14.							,754	,777
% Varianza explicada	12,63	12,04	10,14	9,29	8,39	6,59	5,95	65,07
Autovalor	9,99	1,75	1,64	1,48	1,25	1,15	1,03	
Alfa de Cronbach	,823	,849	,792	,782	,747	,550	,701	,927

zar el análisis, se calculó la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y el test de esfericidad de Bartlett. El índice KMO mostró un valor de ,905 y el test de Bartlett resultó estadísticamente significativo ($\chi^2_{378} = 3652,069$; $p < ,001$), lo que llevó a concluir que la aplicación del análisis factorial resultaba pertinente. Los factores conjuntamente explican un 65,07% de la varianza (Tabla 2).

Fiabilidad

La fiabilidad del instrumento resultante fue de ,927 para los 28 ítems. Como complemento a este índice de consistencia interna se calcularon otros dos indicadores: Theta de Carmines que alcanza un valor de ,93 y Omega ($\hat{\Omega}$) de Heise y Bohrnstedt, con un valor de ,96.

Análisis Factorial Confirmatorio e Invarianza Factorial

Para comprobar que la escala sigue la estructura factorial esperada, se llevó a cabo un AFC. Para evaluar la adecuación de los modelos sometidos a prueba (modelo extraído del AFE y modelos resultantes tras seguir las directrices de los índices de modificación) se optó por la valoración conjunta de un grupo de índices. En la Tabla 3 se recoge la información proporcionada por los índices de ajuste utilizados, tanto de la escala original, extraída del AFE, como del modelo modificado, compuesto por 6 factores y 21 ítems. La fiabilidad del instrumento resultante fue de ,924.

Posteriormente se analizó la invarianza de esta estructura factorial a través del análisis multigrupo. En la Tabla 4

Tabla 3.

Indicadores de ajuste análisis factoriales confirmatorios.

Escala	RMR	RMSEA	GFI	IFI	TLI	CFI	AIC	ECVI	χ²	Gl	χ²/gl
Modelo original 7 factores	,071	,077	,822	,845	,820	,843	1018,241	3,703	864,241	329	2,627
Modelo 6 factores	,054	,071	,841	,875	,855	,873	813,472	2,958	679,472	284	2,393
Modelo 6 corregido	,035	,056	,903	,943	,929	,942	437,956	1,593	321,952	173	1,861

aparecen los índices de ajuste para los cuatro modelos comparados en el análisis de invarianza.

En el análisis no se encontraron diferencias significativas en chi cuadrado entre los modelos. Es necesario añadir que el ΔCFI entre los modelos es muy pequeño por lo que se puede sugerir que la estructura del modelo es invariante.

Tabla 4.

Estadísticos de ajuste para los modelos de calidad percibida. Comparación entre modelos usando el modelo 1 como correcto.

Modelo	χ²	Gl	χ²/gl	CFI	AIC	ECVI	Dif. GL	Dif. χ²	P
Modelo 1	604,033	346	1,746	,931	836,033	2,049			
Modelo 2	612,881	361	1,698	,933	814,881	1,997	15	8,848	,885
Modelo 3	617,561	382	1,617	,937	777,561	1,906	36	13,528	1,000
Modelo 4	627,417	404	1,553	,940	743,417	1,822	58	23,384	1,000

Nota: Modelo 1 tiene restricciones de ningún tipo. Modelo 2 tiene restricciones en el peso de medida. Modelo 3 tiene restringidos los pesos de medida y covarianzas. Modelo 4 tiene restricciones en los pesos de medida, covarianzas y residuos de medida.

Validez discriminante

La validez discriminante de la escala se constató por tres vías diferentes. La forma tradicional, mediante el cálculo de la matriz de correlaciones entre los factores de la escala. Como puede observarse en la Tabla 5, existió correlación significativa y positiva entre los factores que componen la escala.

También se utiliza una versión modificada del procedimiento anterior. Se estimaron modelos alternativos de tal for-

Tabla 5.

Factores e ítems por factor. Correlaciones entre los factores de la escala y alfa de Cronbach α en la diagonal.

Factor	Ítems	1	2	3	4	5	6
1. Diseño	9						
	3						
	12	(,819)	,602**	,651**	,612**	,577**	,351**
	11						
2. Fases proceso	24						
	25						
	27		(,832)	,555**	,586**	,591**	,330**
	21						
	22						
3. Aprendizaje autónomo	4						
	5			(,814)	,597**	,459**	,417**
	6						
4. Metodología observacional por pares	18						
	19				(,763)	,548**	,339**
	30						
5. Observación	23						
	15					(,747)	,243**
	10						
6. Conocimientos previos	2						
	1						(,587)

** Correlación significativa al nivel $p < ,01$ (bilateral).

ma que encada uno de ellos se introduce como restricción que la correlación entre cada par de dimensiones es igual a 1, y realizar con cada uno un test de diferencias de ji-cuadrado para comparar los modelos con el fin de evaluar si eran significativamente diferentes. En la Tabla 6 se comprueba como la diferencia entre los ji-cuadrado fue siempre significativa, por lo que las dimensiones de la escala fueron significativamente diferentes entre sí, corroborando la validez discriminante.

Como tercera vía para garantizar este tipo de validez, se han calculado todas las correlaciones posibles entre los factores, lo que ha permitido construir el

intervalo de confianza de las correlaciones entre las dimensiones. Como se muestra en la Tabla 6, se puede confirmar la validez discriminante de la escala, ya que ninguno de los intervalos de confianza de esas correlaciones contiene el valor 1 al 95% de confianza.

Discusión

El objetivo es constatar la validez, fiabilidad y estructura factorial de la escala ETEPES. Tras el diseño cualitativo de los ítems, según el procedimiento descrito por Carretero-Dios y Pérez (2005) se procedió al análisis cuantitativo de los ítems. El objetivo es conseguir un grupo de ítems que maximice la varianza del test, seleccionando aquellos con un elevado poder de discriminación, alta desviación típica y con puntuaciones medias de respuesta situadas entorno al punto medio de la escala (Bollen & Long, 1993; Carretero-Dios & Pérez, 2005; Nunnally & Bernstein, 1995).

La puntuación media de los ítems, exceptuando el ítem 16, estaba alrededor del punto medio de la escala y la desviación típica próxima a uno, lo que demuestra la normalidad de los resultados según Carretero-Dios y Pérez (2005). A ello hay que añadir que los valores de asimetría y curtosis fueron inferiores a dos lo que significa una distribución normal univariada de los datos (Bollen & Long, 1993). Para calcular la discriminación de los ítems se recurrió al coeficiente de correlación corregido entre la puntuación en el ítem y la total. Se consideraron adecuados valores mayores o iguales a ,35 como criterio propuesto por diversos autores (Cohen & Manion, 2002) y superior al establecido por Nunnally y Bernstein (1995). Con ello se pretendía suprimir aquellos ítems que generen respuestas demasiado unánimes y poco discriminativas (Streiner & Norman, 1995). El resultado fue la eliminación de los ítems 16 y 18 de la escala propuesta. Eliminación que suponía un incremento en la consistencia interna de la escala.

La fiabilidad se midió con el alpha de Cronbach obteniéndose un valor excelente. Como complemento a este índice de consistencia interna se calcularon otros dos indicadores derivados del análisis factorial como son la Theta (È) de Carmines (Carmines & Zeller, 1979) y la Omega (Ù) de Heise y Bohmstedt (1970), siendo ambos coeficientes estimados superiores de alpha de Cronbach. Los resultados obtenidos confirman el supuesto $\alpha \gg \text{È} \gg \text{Ù}$, lo que demuestra una buena fiabilidad del instrumento.

El objetivo siguiente era comprobar cómo se agrupaban empíricamente. En este momento la meta es explorar la estructura interna de la escala, su dimensionalidad (Elosua, 2003). Para comprobar la agrupación se utilizó el AFE. Dicho

Tabla 6.

Validez discriminante. Test de diferencias de χ². Intervalos de confianza de las correlaciones entre las dimensiones.

	Diferencial de χ² (g.l.)	P	Intervalo de confianza
Diseño/Fases proceso	427,698 (174)-321,956 (173) = 105,742 (1)	,000	(,462 - ,722)
Diseño/Aprendizaje autónomo	392,764 (174)-321,956 (173) = 70,808 (1)	,000	(,541 - ,743)
Diseño/Metodología observacional por pares	433,275 (174)-321,956 (173) = 111,319 (1)	,000	(,511 - ,700)
Diseño/Observación	400,461 (174)-321,956 (173) = 78,505 (1)	,000	(,460 - ,680)
Diseño/Conocimientos previos	448,947 (174)-321,956 (173) = 126,991 (1)	,000	(,222 - ,472)
Fases proceso/Aprendizaje autónomo	396,202 (174)-321,956 (173) = 74,246 (1)	,000	(,408 - ,666)
Fases proceso/Metodología observacional por pares	428,003 (174)-321,956 (173) = 106,047 (1)	,000	(,466 - ,684)
Fases proceso/Observación	386,651 (174)-321,956 (173) = 64,695 (1)	,000	(,446 - ,707)
Fases proceso/Conocimientos previos	443,967 (174)-321,956 (173) = 122,011 (1)	,000	(,200 - ,460)
Aprendizaje autónomo/Metodología observacional por pares	398,155 (174)-321,956 (173) = 76,199 (1)	,000	(,469 - ,699)
Aprendizaje autónomo/Observación	380,323 (174)-321,956 (173) = 58,367 (1)	,000	(,308 - ,581)
Aprendizaje autónomo/Conocimientos previos	399,615 (174)-321,956 (173) = 77,659 (1)	,000	(,278 - ,526)
Metodología observacional por pares/Observación	403,014 (174)-321,956 (173) = 81,058 (1)	,000	(,437 - ,646)
Metodología observacional por pares/Conocimientos previos	447,473 (174)-321,956 (173) = 125,517 (1)	,000	(,219 - ,456)
Observación/Conocimientos previos	424,801 (174)-321,956 (173) = 102,845 (1)	,000	(,110 - ,373)

análisis proporcionó los agrupamientos de las variables que componen el cuestionario en función de criterios matemáticos. El AFE sólo agrupa correlaciones similares, pero esta agrupación puede ser debida a más elementos que los propiamente conceptuales. Se procedió a valorar la estructura interna mediante un AFE tomando como base el criterio de Kaiser (Costello & Osborne, 2005), mediante el procedimiento de rotación varimax. Se optó por este debido al interés teórico de separar, en la medida de lo posible, los factores resultantes, a pesar de constatar la relación de los factores (Carretero-Dios & Pérez, 2007).

Previo a una aplicación del AFE es necesario contrastar que los ítems deben encontrarse relacionados entre sí. Por ello es necesario realizar antes de la aplicación del análisis el cálculo de unos estimadores que aseguren que la matriz de correlaciones es la apropiada (Cortina, 1993), siendo las pruebas de elección la de esfericidad de Bartlett y el índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). El resultado dio la pertinencia del proceso al presentar un valor alto, siendo el resultado la agrupación de los ítems en siete factores que explicaban un 65% de la varianza. Debe destacarse que la varianza explicada es superior al 60%, límite teórico establecido como límite inferior en ciencias sociales (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 2004; Henson & Roberts, 2006), resultado que puede considerarse muy positivo.

Luego mediante el coeficiente alpha de Cronbach se estimó la consistencia interna para cada factor retenido como una medida de su fiabilidad (Elosua & Zumbo, 2008; Nunnally & Bernstein, 1995), estando comprendida su fiabilidad entre ,550 y ,849.

A continuación, se llevó a cabo un AFC. Los parámetros fueron estimados mediante el método de máxima verosimilitud (Thompson, 2004). Para evaluar la adecuación del modelo sometido a prueba (modelo extraído del AFE) se optó por la valoración conjunta de un grupo de índices. Fueron seleccionados algunos de los índices de ajuste más utilizados, considerándose aceptables valores en el caso del GFI, IFI, TLI y CFI, por encima de ,90 y en el caso del RMR y RMSEA, entre ,05 y ,08. Los valores χ^2 y los gl , un modelo considerado perfecto su valor sería de 1,00 y ratios por debajo de 2,00 se considerarán de un muy buen ajuste del modelo, mientras que valores por debajo de 5,00 son considerados como aceptables (Hu & Bentler, 1999; MacCallum, Widaman, Preacher, & Hong, 2001; Yuan, 2005). El modelo original no obtuvo resultados aceptables en cuatro índices de ajuste por lo que fue necesario realizar una corrección del mismo siguiendo las directrices que el programa estadístico facilitó. El modelo final compuesto por seis factores y 21 ítems presentó unos correctos índices de ajuste. Además, los valores AIC y ECVI fueron inferiores en el modelo corregido de seis factores que en el original, lo que demuestra un mejor ajuste. La fiabilidad del instrumento resultante fue de ,924 medida con alfa de Cronbach.

El resultado fue la extracción de seis factores (diseño, fases proceso, aprendizaje autónomo, metodología observacional por pares, observación, conocimientos previos) lo que ha permitido comprobar y reforzar la configuración de la escala de acuerdo al modelo teórico propuesto inicialmente con las dimensiones: conocimientos previos, instrumentos, aprendizaje autónomo, tipos de observación,

metodología observacional por pares, fases proceso metodológico, tiempo dedicado, importancia en su formación.

El primero de los factores, «Diseño», hace alusión a la importancia de realizar una adecuada construcción, tanto de la hoja de observación, como de las tareas de corrección. El segundo, «Fases proceso», recoge ítems donde se desglosan las diferentes fases utilizadas en el proceso. El tercero, «Aprendizaje autónomo», contiene ítems donde se valora la importancia de la implicación activa del alumno en el proceso a través del cual se hace responsable de su formación. El cuarto, «Metodología observacional por pares», comprende ítems donde se valora esta metodología frente a las tradicionales y la importancia de la misma en su formación. El quinto, «Observación», recoge ítems donde se exponen los tipos de observación a realizar. El sexto, «Conocimientos previos», aglutina ítems que exponen la necesidad de tener conocimientos previos para llevar a cabo esta metodología.

Posteriormente se analizó la invarianza de la estructura factorial a través del análisis multigrupo (Abalo, Lévy, Rial, & Varela, 2006). Para ello, se dividió el grupo en dos subgrupos al azar, estando el primero conformado por el 51,4% de los estudiantes, de los que el 79,6% eran de género masculino. Se trataba de comprobar que no hubiera diferencias significativas entre un modelo sin invarianza y diferentes modelos con invarianza en algunos parámetros. No se encontraron diferencias significativas en chi-cuadrado entre el modelo sin restricciones (Modelo 1) y el resto de modelos. No obstante, dado que el coeficiente chi-cuadrado es sensible al tamaño de la muestra, se empleó también el criterio establecido por Cheung y Rensvold (2002) respecto al ΔCFI . Según estos autores, valores de ΔCFI inferiores o iguales a -,01 indican que no se puede rechazar la hipótesis nula de la invarianza. Los valores de ΔCFI encontrados en este estudio en la comparación del modelo sin restricciones con el resto de modelos sugieren que la estructura factorial de la escala de es invariante.

La validez discriminante de la escala viene expresada por el contraste entre los diferentes factores que la componen. Si son realmente distintos los conceptos que la conforman y al mismo tiempo están relacionados, es entonces cuando se puede hablar de este tipo de validez (Lehmann, Gupta, & Steckel, 1999). Para garantizarla se han calculado de diversas formas. La primera consiste en correlacionar los factores que componen la escala y comprobar que su relación sea significativa positiva y moderada. Los resultados obtenidos dan pie a afirmar este tipo de validez.

En la actualidad también se comprueba este tipo de validez a través de otras dos vías. La primera es la propuesta por Burnkrant y Page (1982), que trata de estimar modelos alternativos de tal forma que en cada uno de ellos se introduce como restricción que la correlación entre cada par de dimensiones es igual a 1, y realizar con cada uno un test de diferencias de ji-cuadrado para comparar los modelos con el fin de evaluar si eran significativamente diferentes. Los resultados han probado como la diferencia entre los ji-cuadrado fueron siempre significativas, por lo que las dimensiones de la escala del proceso enseñanza-aprendizaje de la técnica deportiva basado en la enseñanza observacional por pares en la Educación Superior fueron diferentes entre sí, corroborando la

validez discriminante.

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

Conclusiones

1. El instrumento ad hoc «ETEPES» diseñado para medir el proceso de enseñanza-aprendizaje de la técnica deportiva basado en la metodología observacional por pares en la Educación Superior ha demostrado ser válido y fiable.

2. Este instrumento permite al docente recibir un feedback del proceso de enseñanza de la técnica deportiva en diferentes modalidades deportivas, lo que le proporciona información útil, oportuna y confiable para maximizar el aprendizaje del alumnado.

Aplicaciones prácticas

El instrumento validado ETEPES permitirá satisfacer la inquietud del profesorado universitario por la mejora de los procesos de enseñanza, permitiendo aplicar metodologías activas y evaluaciones formativas orientadas al aprendizaje cooperativo fundamentalmente en la enseñanza de la técnica deportiva, y recibir un feedback necesario que mejore el proceso de enseñanza-aprendizaje. Su validación es un paso más en la investigación sobre metodologías activas de enseñanza y su evaluación.

Limitaciones del estudio

Las limitaciones en relación al número de alumnos utilizados en el trabajo de campo, así como la falta de bibliografía relativa al tema, hace que sea necesario seguir profundizando en el tema y mejorar, si es posible, el instrumento.

Referencias

Abalo, J., Lévy, J. P., Rial, A., & Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. En J. P. Lévy y J. Varela (Eds.), *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales* (pp. 259-278). Madrid: Netbiblo.

Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1984). Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-Step Approach. *Psychological Bulletin*, 103 (3), 411-423. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.3.411>

Andrade, P.S., Ramón, L.N., & Loaiza, M.I. (2018). Aplicación del SEEQ como instrumento para evaluar la actividad docente universitaria. *Revista de Investigación Educativa*, 36(1), 259-275. DOI: <http://dx.doi.org/10.6018/rie.36.1.260741>

Atxurra, C., Villardón-Gallego, L., & Calvete, E. (2015). Design and Validation of the Cooperative Learning Application Scale (CLAS) // DisenPo y validación de la Escala de Aplicación del Aprendizaje Cooperativo (CLAS). *Revista de Psicodidáctica*, 20 (2), 339-357

Barbero, M.I. (2003). *Psicometría*. Madrid: Universidad Nacional de Educación a Distancia.

Bollen, K.A. & Long, J.S. (1993). *Testing Structural Equation*

Models. Sage: Newbury Park, CA.

Boud et al. (2010). *Assessment 2020: Seven propositions for assessment reform in higher education*. Sydney: Australian Learning and Teaching Council. Retrieved from: <http://www.olt.gov.au/resource-student-assessment-learning-and-after-courses-uts-2010>

Boza, A., & Méndez, J.M. (2013). Aprendizaje motivado en alumnos universitarios: validación y resultados generales de una escala. *Revista de Investigación Educativa*, 31 (2), 331-347. <http://dx.doi.org/10.6018/rie.31.2.163581>

Burnkrant, R.E., & Page, T.J. (1982). An examination of the convergent, discriminant and predictive validity of Fishbein's behavioral intention model. *Journal of Marketing Research*, 19 (4), 526-550. <https://doi.org/10.2307/3151726>

Byrne, B.M. (2001). *Structural Equation Modeling with AMOS. Basic Concepts, Applications, and Programmin*. Londres: LEA.

Cañadas, L., Castejón, F. J., & Santos-Pastor, M. L. (2018). Relación entre la participación del alumnado en la evaluación y la calificación en la formación inicial del profesorado de educación física. *Revista Cultura, Ciencia y Deporte*, 13, 291-300.

Carmines, E.G., & Zeller, R.A. (1979). *Reability and Validity Assessment*. Londres: Sage. <https://doi.org/10.4135/9781412985642>

Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical Health Psychology*, 5(3), 521-551.

Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2007). Standards for the development and the review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical Health Psychology*, 7(3), 863-882.

Cheung, G. W., & 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

Cohen, L., & Manion, L. (2002). *Métodos de Investigación Educativa*. Madrid: La Muralla.

Cortina, J.M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78, 98-104. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.1.98>

Costello, A., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 10(7), 1-9.

Elosua, P. (2003). Sobre la validez de los tests. *Psicothema*, 15 (2), 315-321.

Elosua, P., & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901.

Gargallo B., Jiménez, M. A., Martínez, N., Giménez, J. A., & Pérez, C. (2017). Métodos centrados en el aprendizaje, implicación del alumno y percepción del contexto de aprendizaje en estudiantes universitarios. *Educación XXI*, 20(2), 161-187. doi: 10.5944/educXX1.15153

Gargallo, B., Garfella, P.R., Sahuquillo, P.M., Verde, I., & Jimenez, M.A. (2015). Métodos centrados en el aprendizaje, estrategias y enfoques de aprendizaje en estudiantes universitarios. *Revista de Educación*. 370, 229-254. doi: 10.4438/1988-592X-RE-2015-370-304

Gessa, A. (2011). La coevaluación como metodología complementaria de la evaluación del aprendizaje. Análisis y reflexión en las aulas universitarias. *Revista de Educación*, 354, 749-764.

Gómez, P., & Gil, A.J. (2018). El estilo de aprendizaje y su relación con la educación entre pares. *Revista de Investigación Educativa*, 36(1), 221-237. doi: <http://dx.doi.org/10.6018/rie.36.1.233731>

- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (2004). *Análisis Multivariante*. Madrid: Pearson.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., Anderson, R.E., & Tatham, R.L. (2006). *Multivariate data analysis* (6ª Edición). Upper Saddle River, NJ: Pearson-Prentice-Hall.
- Heise, D.R., & Bohrnstedt, G.W. (1970). Validity, Invalidity and Reliability. En Borgatta E.F. & Bohrnstedt, G. (Eds.), *Sociological methodology* (104-129). San Francisco: Jossey Bass.
- Henson, K., & Roberts, J. (2006). Use of Exploratory Factor Analysis in Published Research: Common Error and Some Comment on Improved Practice. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 393-416. <http://dx.doi.org/10.1177/0013164405282485>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Ibarra, M.S., & Rodríguez, G. (2014). Modalidades participativas de evaluación: Un análisis de la percepción del profesorado y de los estudiantes universitarios. *Revista de Investigación Educativa*, 32(2), 339-361.
- Ibarra, M.S., Rodríguez, G., & Gómez, M.A. (2012). La evaluación entre iguales: beneficios y estrategias para su práctica en la Universidad. *Revista de Educación*, 359, 206-231. doi: 10.4438/1988-592X-RE-2011-359-092.
- Lavega, P., March, J.L., & Filella, G. (2013). Juegos deportivos y emociones. Propiedades psicométricas de la escala GES para ser aplicada en la Educación Física y el Deporte. *Revista de Investigación Educativa*, 31 (1), 151-165. <http://dx.doi.org/10.6018/rie.31.1.147821>
- Lehmann, D.R., Gupta, S., & Steckel, J.H. (1999). *Marketing Research*. New York: Addison-Wesley.
- León, B., Mendo-Lázaro, S., Felipe-Castaño, E., Polo, M.I., & Fajardo-Bullón, F. (2017). Team Potency and Cooperative Learning in the University Setting. *Revista de Psicodidáctica*, 22 (1), 9-15. <https://doi.org/10.1387/RevPsicodidact.14213>
- Ley Orgánica 15/1999, de 13 de diciembre, de Protección de Datos de Carácter Personal. Boletín Oficial del Estado, núm. 298 de 14 de Diciembre de 1999, 43088-43099. <http://www.boe.es/boe/dias/1999/12/14/pdfs/A43088-43099.pdf>
- López, M. C., Pérez-García, P., & Rodríguez, M. J. (2015). Concepciones del profesorado universitario sobre la formación en el marco del espacio europeo de educación superior. *Revista de Investigación Educativa*, 33(1), 179-194. <https://doi.org/10.6018/rie.33.1.189811>
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Preacher, K. J., & Hong, S. (2001). Sample size in factor analyses: The role of model error. *Multivariate Behavioral Research*, 36, 611-637. http://dx.doi.org/10.1207/S15327906MBR3604_06
- Marcelo, C., Yot, C., Mayor, C., Sanchez, C., Murillo, P., Rodriguez, J.M., & Pardo, A. (2014). Las actividades de aprendizaje en la enseñanza universitaria: ¿hacia un aprendizaje autónomo de los alumnos?. *Revista de Educación*, 363, 334-359. doi: 10.4438/1988-592X-RE-2012-363-191
- Margalef, G. (2014). Evaluación formativa de los aprendizajes en el contexto universitario: Resistencias y paradojas del profesorado. *Educación XXI*, 17 (2), 1-12. doi: 10.5944/educxx1.17.2.11478
- Marôco, J. (2010). *Análise de Equações Estruturais. Fundamentos teóricos, Software & Aplicações*. Pero Pinheiro: Rolo y Filhos II, SA.
- Martínez-Clares, P., & González-Morga, N. (2018). Las competencias transversales en la universidad: propiedades psicométricas de un cuestionario. *Educación XXI*, 21(1), 231-262. doi: 10.5944/educxx1.15662
- Molina, J., Miralles, P., & Trigueros, F. J. (2014). La evaluación en ciencias sociales, geografía e historia: Percepción del alumnado tras la aplicación de la escala Epegehi-1. *Educación XXI*, 17 (2), 289-311. doi: 10.5944/educxx1.17.2.11492
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. J. (1995). *Teoría Psicométrica* (3ª ed). México, D.F.: McGraw-Hill Latinamericana.
- Otero, F., Calvo, Á., & González-Jurado, J. (2014). Análisis de la evaluación de los deportes de invasión en Primaria. (Analysis of the assessment of invasion sports in elementary school). *Cultura-Ciencia-Deporte*, 9(26), 139-153. doi: <http://dx.doi.org/10.12800/ccd.v9i26.432>
- Pérez, P.J., & Vila L.I. (2013). La adquisición de competencias para la innovación productiva en la universidad española. *Revista de Educación*, 361. doi: 10.4438/1988-592X-RE-2013-361-228
- Quesada, V., Rodríguez, G., & Ibarra, M.S. (2013). ActEval: un instrumento para el análisis y reflexión sobre la actividad evaluadora del profesorado universitario. *Revista de Educación*. doi: 362. 10.4438/1988-592X-RE-2011-362-153
- Rubio, D.M., Berg-Weger, M., Tebb, S.S., Lee, E.S., & Rauch, S. (2003). Objectifying content validity: Conducting a content validity study in social work research. *Social Work Research*, 27, 94-104. <https://doi.org/10.1093/swr/27.2.94>
- Salmerón, L. (2013). Actividades que promueven la transferencia de los aprendizajes: una revisión de la literatura. *Revista de Educación*, 34-53. doi: 10.4438/1988-592X-RE-2013-EXT-253
- Santos-Rego, M. A., Jover-Olmeda, G., Naval, C., Álvarez-Castillo, J. L., Vázquez-Verdera, V., & Sotelino-Losada, A. (2017). Diseño y validación de un cuestionario sobre práctica docente y actitud del profesorado universitario hacia la innovación (CUPAIN). *Educación XXI*, 20(2), 39-71. doi: 10.5944/educxx1.17806
- Streiner, D.L., & Norman, G.L. (1995). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use* (2ª ed.). New York: Oxford University Press.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, D.C.: American Psychological Association. <http://dx.doi.org/10.1037/10694-000>
- Topping, K.J. (2010). Methodological quandaries in studying process and outcomes in peer assessment. *Learning and Instruction*, 20, 339-343.
- Valdivieso, J.A., Carbonero, M.A., & Martín-Antón, L.J. (2013). Elementary School Teachers' Self-Perceived Instructional Competence: A New Questionnaire. *Revista de Psicodidáctica*, 18(1), 47-78. doi: 10.1387/RevPsicodidact.5622
- Vera-Lacarcel, J.A., Moreno-González, R., & Moreno-Murcia, J. A. (2008). Relaciones entre la cesión de responsabilidad en la evaluación y la percepción de igualdad en la enseñanza de la educación física escolar. *Revista Cultura, Ciencia y Deporte*, 4, 25-31.
- Vernetta, M., López, J., & Delgado, M. A. (2009). La coevaluación en el aprendizaje de las habilidades gimnásticas, en el ámbito del espacio europeo universitario. *Motricidad. European Journal of Human Movement*, 23, 123-141
- Villardón-Gallego, L., Yáñez, C., Atxurra, C., Iruarqui, I., & Aguilar, M.C. (2013). Learning Competence in University: Development and Structural Validation of a Scale to Measure / La competencia para aprender en la universidad: Desarrollo y validación de un instrumento de medida. *Revista de Psicodidáctica*, 18 (2).
- Yuan, K. H. (2005). Fit indices versus test statistics. *Multivariate Behavioral Research*, 40, 115-148. http://dx.doi.org/10.1207/s15327906mbr4001_5