



Educación XX1
ISSN: 1139-613X
ISSN: 2174-5374
educacionxx1@edu.uned.es
Universidad Nacional de Educación a Distancia
España

Cachón Zagalaz, Javier; San Pedro Veledo, María Belén; Lara Sánchez, Amador; Zagalaz Sánchez, María Luisa; González González de Mesa, Carmen
¿Puedo ser profesor sin motivación para enseñar? Adaptación de la escala de necesidades psicológicas básicas a futuros docentes
Educación XX1, vol. 25, núm. 2, 2022, Julio-Diciembre, pp. 89-105
Universidad Nacional de Educación a Distancia
Madrid, España

DOI: <https://doi.org/10.5944/educxx1.30442>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=70672510005>

- ▶ [Cómo citar el artículo](#)
- ▶ [Número completo](#)
- ▶ [Más información del artículo](#)
- ▶ [Página de la revista en redalyc.org](#)

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

¿Puedo ser profesor sin motivación para enseñar? Adaptación de la escala de necesidades psicológicas básicas a futuros docentes

Can I be a teacher without motivation to teach? Adaptation of the basic psychological needs scale to prospective teachers

Javier Cachón Zagalaz ¹ 

María Belén San Pedro Veledo ^{2*} 

Amador Lara Sánchez ¹ 

María Luisa Zagalaz Sánchez ¹ 

Carmen González González de Mesa ² 

¹ Universidad de Jaén, Spain

² Universidad de Oviedo, Spain

* Autor de correspondencia. E-mail: pedromaria@uniovi.es

Cómo referenciar este artículo/ How to reference this article:

Cachón Zagalaz, J., San Pedro Veledo, M.B., Lara Sánchez, A., Zagalaz Sánchez, M.L., & González González de Mesa, C. (2022). ¿Puedo ser profesor sin motivación para enseñar? Adaptación de la escala de necesidades psicológicas básicas a futuros docentes [Can i be a teacher without motivation to teach? Adaptation of the basic psychological needs scale to prospective teachers]. *Educación XX1*, 25(2), 89-105. <https://doi.org/10.5944/educxx1.30442>

Fecha de recepción: 26/03/2021

Fecha de aceptación: 20/10/2021

Publicado online: 29/06/2022

RESUMEN

Aún son escasos los estudios que tratan la importancia de conocer las necesidades psicológicas y frustraciones de los docentes de los niveles básicos de educación cuando se encuentran en el período de formación. El objetivo de este estudio ha sido revalidar la escala de necesidades psicológicas básicas (S-PNTS) para reconocer si es lo suficientemente adecuada para aplicar y obtener resultados con garantía de éxito en los docentes en formación y estudiar la inferencia de variables sociodemográficas y personales en la frustración y las carencias psicológicas. Se ha utilizado una metodología de corte cuantitativo siguiendo un método de encuestas con un diseño no experimental, aplicada a una muestra de 598 estudiantes universitarios de los grados de Maestro en Educación Infantil y Educación Primaria, y del Máster Universitario en Formación del Profesorado de Educación Secundaria Obligatoria, Bachillerato y Formación Profesional de dos universidades españolas (una del norte y otra del sur) y de titulaciones equivalentes en una chilena, con un rango de edad que oscila entre los 18 y 54 años. Los programas utilizados han sido SPSS.24, Factor.10, MPlus.7 y G*Power 3. Tras la realización de los análisis factoriales, se ha obtenido como resultado que la escala queda configurada con un ítem menos que la original, pero manteniendo la escala tridimensional. Los resultados también revelan que los docentes en formación de Educación Primaria muestran una mayor aproximación a la frustración que los de Educación Infantil y Secundaria. Por otro lado, los estudiantes del sur de España se sienten menos competentes, más autónomos y perciben una mejor relación en el entorno docente que el resto. Asimismo, los hombres se perciben más competentes que las mujeres.

Palabras clave: S-PNTS, necesidades psicológicas básicas, docentes en formación, validación

ABSTRACT

There are still few studies that address the importance of knowing the psychological needs and frustrations of teachers at the basic levels of education when they are in the training period. The aim of this study was to revalidate the scale of basic psychological needs (S-PNTS) in order to recognize whether it is sufficiently adequate to apply and obtain results with guaranteed success in trainee teachers and to study the inference of socio-demographic and personal variables in frustration and psychological needs. A quantitative methodology has been used following a survey method with a non-experimental design, applied to a sample of 598 university students of the degrees of Teacher in Early Childhood Education and Primary Education, and of the Master's Degree in Teacher Training in Compulsory Secondary Education of two Spanish universities (one in the north and one in the south) and of equivalent degrees in a Chilean university, with an age range between 18 and 54 years old. The programs used were SPSS.24, Factor.10, MPlus.7 and G*Power 3. After carrying out the factor analyses, the result was that the scale was configured with one less item than the original one but maintaining the three-dimensional scale. The results also reveal that trainee teachers in Primary Education show a greater approximation to frustration than those in Early Childhood and Secondary Education. On the other hand, students from the

south of Spain feel less competent, more autonomous and perceive a better relationship in the teaching environment than the rest. Likewise, men perceive themselves as more competent than women.

Keywords: S-PNTS, basic psychological needs, trainee teachers, validation

INTRODUCCIÓN

La motivación es un elemento psicológico importante para lograr cualquier objetivo y surge de las necesidades conocidas y admitidas de desarrollo personal (necesidades psicológicas básicas); sin embargo, cuando no se alcanzan o no se satisfacen los resultados esperados, aparece la frustración, es decir, la imposibilidad de satisfacer una necesidad o un deseo (Ryan & Deci, 2017, 2019, 2020). Puede suceder que el incumplimiento de las necesidades y la aparición de frustraciones no se traten como un elemento negativo, sino que su control ayude de manera positiva a la formación del individuo, en este caso de los futuros maestros de los tres niveles básicos de educación —Infantil, Primaria y Secundaria— con la importancia social que conlleva esta profesión. Una adecuada motivación y bienestar en la formación docente (para satisfacer sus necesidades y evitar la frustración) son factores psicológicos necesarios para el correcto desempeño académico y profesional futuro; algo que este estudio trata de resaltar.

La etapa universitaria se caracteriza por un período de cambio y asentamiento de la personalidad. Los estudiantes reforzarán sus características personales y se enfrentarán a problemas y dificultades en el contexto familiar, social y cultural en el que viven (González et al., 2019). Todas las acciones y decisiones que tomen estarán relacionadas con algún tipo de motivación que influirá positiva o negativamente en las necesidades y frustraciones que experimenten.

En este sentido y en base a la Teoría de la Autodeterminación (Ryan & Deci, 2017) que explica cómo los procesos motivacionales influyen en el comportamiento de las personas, se pretende abordar el tema de motivación-compromiso y necesidades-frustraciones en el campo de la educación (formación de profesores) a través de una mini-teoría que subyace llamada necesidades básicas (Ryan & Deci, 2020; Ryan et al., 2019). Esta teoría afirma que el ser humano debe haber satisfecho tres necesidades psicológicas para asegurar un correcto desarrollo motivacional: 1. Autonomía (referida a la decisión de las acciones), 2. Competencia (auto percepción de la obtención de resultados óptimos) y 3. Relación (sentirse conectado y aceptado por otros en un contexto dado).

La satisfacción de estas tres necesidades implica motivación, crecimiento y bienestar personal, y su carencia conduce a un malestar psicológico e individual que puede convertirse en una patología que acaba frustrando al individuo (Bartholomew et al., 2011). Esta frustración se asocia con una serie de consecuencias negativas

y mala adaptación en el aula, tales como la desmotivación, falta de interés o aburrimiento (Leptokaridou et al., 2014; Sánchez-Oliva et al., 2014).

En un estudio sobre la ausencia de apoyo a la autonomía del profesor de Educación Física (EF), relacionado con la percepción de satisfacción y frustración de esta necesidad, en el que participaron 196 estudiantes españoles del primer ciclo de Educación Secundaria, se completaron los siguientes instrumentos: Cuestionario para apoyar las necesidades psicológicas básicas (CANPB), la Escala de medición de necesidades psicológicas básicas (BPNES) y la Escala de frustración de necesidades psicológicas (EFNP). El análisis de los resultados puso de manifiesto la importancia de apoyar la autonomía para satisfacer las necesidades y evitar la frustración (Abós et al., 2016).

Asimismo, Cachón et al. (2018) aplicaron la escala UWES-S (*Utrecht Work Engagement Scale*) a 297 estudiantes de Grado de Maestro y 96 del Máster en Formación del Profesorado de Secundaria para estudiar la inferencia de las variables sociodemográficas y personales en el compromiso con sus estudios. Concluyen que existen diferencias significativas en términos de género y situación geográfica de las universidades, destacando que la percepción del desempeño de su papel como estudiante y como futuro docente está basado en la motivación. A este respecto, Llanes et al. (2021) tras su estudio con 13939 estudiantes del ámbito de la educación en Europa y América Latina incluyen entre las variables predictoras de la motivación el nivel educativo y laboral de los progenitores y el hecho de compaginar los estudios con dedicaciones laborales. Dichos autores sostienen además que la motivación intrínseca que parte de la satisfacción personal, se relaciona con un mayor entusiasmo en la práctica universitaria.

La relación entre los contenidos de meta y la creencia de la eficacia docente en alumnado de Máster de Profesorado ha sido estudiada recientemente y los resultados sugieren que los contenidos de meta intrínsecos al comienzo del Máster tuvieron un efecto positivo directo sobre la propia creencia de eficacia docente al final del mismo, destacando la mediación de la motivación autónoma académica (Cachón et al., 2018).

En España, los graduados universitarios de cualquier especialidad que estudian el Máster de Formación del Profesorado pueden convertirse en docentes de Educación Secundaria de su especialidad. Sin embargo, el grado en Magisterio está específicamente dirigido a capacitar a un estudiante como Maestro de Infantil o de Primaria. En este último caso, dado que los valores de corte requeridos para ingresar en los estudios son accesibles, se espera que el estudiante a lo largo de los estudios vaya alcanzando la motivación hacia la enseñanza. En este sentido, Rosales (2014), utilizando los paradigmas de la investigación activa, el pensamiento docente y el desarrollo de sus habilidades profesionales, junto con la etnografía, llevó a cabo una investigación basada en relatos autobiográficos y entrevistas semiestructuradas. Los

resultados obtenidos revelan que los futuros maestros son muy sensibles sobre lo que se les enseña en la universidad y lo que entienden que deberían aprender.

Para reforzar estos enfoques, se debe hacer referencia a Goleman (1998), quien destaca la inteligencia emocional en el líder como la capacidad de percibir las emociones con precisión, de aplicar las emociones para facilitar el pensamiento y el razonamiento, y de comprender las emociones de los demás y dominar las propias. En este sentido, las necesidades iniciales y las posibles frustraciones de la persona, tanto en la empresa como en la educación, confluyen en la aplicación de los recursos humanos disponibles para mejorar la motivación y la satisfacción que se produce al lograr el objetivo para el cual el individuo se ha preparado, destacando la importancia de la inteligencia emocional como capacidad general de adaptación.

En lo referido al campo académico, un estudio realizado por González et al. (2019) indica que la satisfacción de las necesidades de autonomía y competencia predice positivamente la diversión y que la frustración de la necesidad de relación predice la desmotivación. El clima *empowering* propicia la satisfacción de las necesidades psicológicas básicas y, como consecuencia, el desarrollo de la motivación autodeterminada (*Self-Determination Theory*; SDT), principalmente a través de la satisfacción de la necesidad de autonomía (Castillo et al., 2017).

Es por esta razón que el estudio de la motivación hacia la docencia y de las necesidades psicológicas y las frustraciones del futuro profesorado puede ser un gran indicador y predictor de cómo se está desarrollando el trabajo en el contexto educativo.

En el campo de la actividad física y el deporte, se ha venido desarrollando una investigación amplia y profunda que puede servir de referencia. Existen estudios que demuestran la relación positiva entre la actividad física y el bienestar psicológico (Sicilia et al., 2013); y con respecto a los docentes, Sánchez-Oliva et al. (2014) indican que los altos niveles de frustración en la competencia predicen positivamente la desmotivación, el agotamiento emocional y el cinismo, y negativamente la motivación intrínseca y la efectividad profesional. Estos autores también mostraron que la frustración con la falta de autonomía predijo positivamente el agotamiento emocional y negativamente la efectividad profesional, pero la frustración con las relaciones sociales pronosticó positivamente la efectividad. Si se tiene en cuenta la formación académica de los entrenadores deportivos, los que tienen el nivel académico más alto muestran menos frustración de las necesidades, valoran más alto la competencia y la relación; es decir, con una formación académica adecuada se sienten más capaces y mejor preparados para el desempeño profesional en su contexto (Allen & Hodge, 2006; Pulido et al., 2017).

Las investigaciones realizadas sobre las necesidades psicológicas básicas son escasas en el entorno universitario, y más aún con los docentes en formación. Esta ausencia de trabajos científicos en el ámbito de la formación justifica la verificación

de la validez científica del cuestionario y la extensión de los resultados obtenidos después de su aplicación.

El objetivo de este estudio ha sido la revalidación de la Escala de Necesidades Psicológicas Básicas en docentes en formación, de tal modo que la medición de variables psicológicas motivacionales permita verificar, con rigor científico, si las necesidades psicológicas básicas y frustraciones de dichos estudiantes pueden influir en el correcto rendimiento académico y en su futuro profesional.

MATERIALES Y MÉTODOS

Participantes

Participaron en este estudio 598 estudiantes, de los cuales 141 estaban estudiando el Grado de Maestro en Educación Infantil (GEI), 337 el Grado de Maestro en Educación Primaria (GEP) y 120 cursaban el Máster de Educación Secundaria (MES). El rango de edad oscila entre los 18 y 54 años, con 48.3% menores de 21 años, 34.6% en un rango entre 22 y 25 años y 17.1% mayores de 25 años. Observando la división por sexo, el 31.4% son hombres y el 68.6% son mujeres. Cursan el primer año de estudios el 13%, 28.4% su segundo año, 15.4% su tercer año, 23.1% su cuarto año y el 20.1% restante están matriculados en el Máster. Con respecto a la ubicación geográfica, el 43% pertenece a una universidad en el sur de España (USE), el 34.8% a una universidad en el norte de España (UNE) y el resto a, 22.2%, una universidad chilena (UCH).

Instrumento

La intención de este trabajo ha sido adaptar y validar, para la aplicación con garantía de éxito a los docentes en formación, la Escala de Necesidades Psicológicas Básicas (S-PNTS) de Bartholomew *et al.* (2011), validada en español por Sicilia *et al.* (2013) en el entorno del ejercicio físico y adaptada a los estudiantes de educación física por Cuevas *et al.* (2015). La escala está configurada por 12 ítems, que a su vez se agrupan en tres subescalas: *Competencia* (COMP), *Autonomía* (AUTON) y *Relación* (RELAC). Para cada ítem, los participantes deben responder en una escala Likert de 5 puntos, que varía de 1 (totalmente en desacuerdo) a 5 (totalmente de acuerdo) el grado de acuerdo o desacuerdo con las preguntas formuladas. Antes de comenzar los diferentes análisis estadísticos, teniendo en cuenta que los ítems se formulan en sentido negativo, las respuestas se han invertido para facilitar una mejor interpretación de los resultados, por lo que un valor alto indica que los estudiantes se sienten competentes, autónomos y con una buena relación en el ambiente de enseñanza,

y los puntajes bajos indicarían lo contrario, considerándose poco competentes, con poca autonomía y una mala relación en el ambiente de enseñanza.

Procedimiento

Antes de comenzar la investigación, se ha solicitado el permiso del Comité de Ética de las Universidades españolas de las que parte el estudio. Una vez obtenido el permiso, se ha enviado una carta por correo electrónico a varias Universidades de España y Chile, con las que se había tenido contacto en investigaciones previas, donde se solicitaba la colaboración de las Facultades que forman los GEI, GEP y el MES. Una vez que se obtuvo la respuesta favorable se han seleccionado tres universidades por conveniencia, una en el sur y otra en el norte de España y una tercera chilena. El enlace al cuestionario se envió por correo electrónico a profesorado de estos centros para que pudieran remitirlos a los estudiantes. Dicho cuestionario iba precedido por una carta explicando los objetivos del estudio y solicitando colaboración, indicando que la participación era voluntaria y señalando la importancia de completar todos los ítems. También se garantizaba el anonimato de los participantes subrayando que todos los datos y resultados se utilizarían exclusivamente con fines científicos. El enlace al cuestionario estuvo abierto a los estudiantes durante un mes y una vez transcurrido ese tiempo se cerró para proceder al análisis de datos.

Análisis de los datos

Los resultados se presentan en dos partes claramente diferenciadas. Primero, se muestra la investigación instrumental, basada en la revalidación del cuestionario utilizado, ya que el proceso de validación de cualquier escala nunca se debe considerar completa si se quiere garantizar una aplicación adecuada (Tourón et al., 2018). Lloret et al. (2014) recomiendan el uso secuencial del análisis factorial exploratorio (AFE) y el análisis factorial confirmatorio (AFC). Siguiendo estas sugerencias, se decidió comenzar con AFE para identificar, tanto en número como en composición de los factores comunes o variables latentes, necesarios para explicar la varianza común de todos los ítems analizados. A continuación, se realizó el AFC para confirmar la adecuación y revalidación de la escala utilizada en este estudio. Estos análisis se han realizado utilizando tres programas estadísticos, SPSS.24, Factor 10.8.01 y MPlus.7.3.

En segundo lugar, se presentan los resultados de la investigación empírica, exponiendo los datos descriptivos de todos los ítems y factores, y aclarando la inferencia que algunos elementos tienen sobre otros y sobre los factores resultantes.

Para esta parte del análisis, se han utilizado los programas estadísticos SPSS.24 y G*Power 3.1.9.2.

RESULTADOS

Para verificar si la escala se puede utilizar con garantía de éxito en los docentes en formación, se han calculado los valores descriptivos, tendencia central y dispersión, de todos los ítems que componen la escala. Con respecto a la asimetría y la curtosis, usando el rango ± 2 (Bandalos & Finney, 2010; Muthén & Kaplan, 1992) todos los ítems presentaron una distribución aceptable. El índice de homogeneidad corregido también presenta valores aceptables, todos los valores por encima de .400 excepto el ítem 12 que muestra un valor de .315. En vista de estos resultados, el AFE se ha llevado a cabo con todos los elementos, pero con las reservas pertinentes sobre el elemento 12. Ver Tabla 1.

Tabla 1

Tendencia central y medidas de dispersión de los ítems

	M	DT	Var.	Asim.	Cut.	IHc
V1 Siento que me impiden tomar decisiones respecto al modo de estudio	3.55	1.166	1.360	-0.378	-0.746	.543
V2 Me siento presionado/a comportarme de maneras diferentes	3.39	1.306	1.705	-0.284	-1.094	.651
V3 Me siento forzado/a a seguir una determinada forma de estudiar	3.59	1.295	1.677	-0.443	-1.034	.631
V4 Me siento presionado/a a aceptar la forma de estudiar que me han estipulado	3.52	1.332	1.774	-0.421	-1.090	.647
V5 Hay situaciones que me hacen sentir incapaz	3.35	1.312	1.721	-0.238	-1.132	.642
V6. A veces digo cosas que me hacen sentir incompetente	3.69	1.202	1.446	-0.497	-0.864	.683
V7 Hay situaciones que me hacen sentir torpe	3.37	1.265	1.601	-0.155	-1.134	.626
V8 Siento que no estoy a la altura porque no tengo oportunidades para demostrar mi potencial	3.74	1.260	1.588	-0.727	-0.553	.585

	M	DT	Var.	Asim.	Cut.	IHC
V9 Siento que soy rechazado/a por las personas que me rodean	4.30	1.025	1.052	-1.489	1.535	.647
V10. Siento que los demás pueden ser indiferentes conmigo	4.01	1.121	1.256	-0.894	-0.146	.637
V11. Siento que la gente de mi grupo no me agrada	4.13	1.034	1.069	-1.141	0.708	.444
V12. Siento que otros tienen envidia cuando logro éxitos	3.72	1.238	1.532	-0.585	-0.741	.315

Antes de realizar el AFE, se comprobó si los participantes en el estudio provenían de poblaciones con la misma varianza, así como si presentaban una aceptable adecuación muestral. Para esto se aplicaron tanto la estadística de Bartlett como la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin. Los resultados muestran un buen ajuste a los datos [Estadístico de Bartlett = 5556.7 (df = 66; $p = .000010$), (KMO = .856)].

El registro de datos ha sido de carácter ordinal (escala Likert de 1 a 5), por lo tanto, se considera conveniente que para la extracción de factores en el AFE se utilice la estimación robusta de mínimos cuadrados no ponderados (ULS). Los valores obtenidos en las pruebas de distribución, asimetría y curtosis, que algunos ítems superan el valor uno, indicando una asimetría y curtosis ligeramente alta; por lo tanto, se recomienda aplicar correlaciones policóricas (Muthén & Kaplan, 1985; Muthén & Kaplan, 1992).

Para determinar el número de factores, se ha ejecutado el método de implementación óptima del análisis paralelo propuesto por Timmerman y Lorenzo (2011), llevando a cabo 10000 remuestreos. El AFE muestra una extracción de tres factores, que explican el 79% de la varianza. En cuanto a los datos derivados del índice de bondad de ajuste (GFI = .998) y la raíz cuadrática media residual (RMSR = .054), siguiendo las indicaciones de García-Cueto *et al.* (1998), presentan un buen ajuste de la estructura tridimensional para estos elementos.

Los resultados de la rotación (Promin) revelan que uno de los elementos no alcanza .300, por lo tanto, no se cargan en ninguno de los factores y además presenta una baja comunalidad, esta es la razón por la que se ha decidido prescindir de este ítem (V12) y llevar a cabo una nueva rotación con los otros 11, mostrando así valores de carga adecuados. También se ha calculado el índice de fiabilidad de cada factor (alfa de Cronbach para datos ordinales) y los tres han excedido .700 (Elosua & Zumbo, 2008).

La escala final, configurada por 11 ítems, se distribuye en tres factores, F1: Autonomía (AUTON), F2: Competencia (COMP) y F3: Relación (RELAC). Ver Tabla 2.

Tabla 2

Matriz de carga rotada de todas las variables, comunalidad, matriz de carga rotada después de prescindir de una variable y Alfa de Cronbach de cada factor

	F1	F2	F3	Com.	AUTON	COMP	RELAC
V1	.718	.158	-.106	.557	.721		
V2	.767	.066	.051	.690	.768		
V3	.908	-.037	-.075	.909	.907		
V4	.868	-.017	.046	.783	.863		
V5	.182	.733	-.052	.641		.714	
V6	.100	.817	.010	.768		.811	
V7	-.086	.918	-.065	.881		.932	
V8	-.002	.684	.132	.603		.674	
V9	.012	.065	.896	.896			.917
V10	.035	.032	.846	.787			.833
V11	-.058	-.103	.812	.517			.800
V12	.243	-.028	.254	.175			-
Alfa de Cronbach					.882	.873	.831

El programa MPlus.7, ha sido el usado para verificar y corroborar los resultados obtenidos en el AFE. Como estimador se ha utilizado en MLM. Los valores del índice de ajuste comparado (CFI) y el índice de Tucker-Lewis (TLI) fueron inferiores a .95, el error de aproximación de la raíz cuadrática media (RMSEA) alcanzó .080 y la raíz cuadrática media residual estandarizada (SRMR) obtuvo un valor de .09. Al no haber alcanzado valores adecuados y siguiendo la recomendación de los expertos (Byrne, 2001; Hu & Bentler, 1999), que indican que $RMSEA \leq .08$, $CFI \geq .95$, $TLI \geq .95$ y $SRMR \leq .05$, el modelo ha tenido que ser reajustado. Dicho reajuste ha mostrado que la variable 4 carga en la variable 3, por tanto, se ha procedido a la reespecificación del modelo para obtener un mejor ajuste. Ver Tabla 3 y el Gráfico 1.

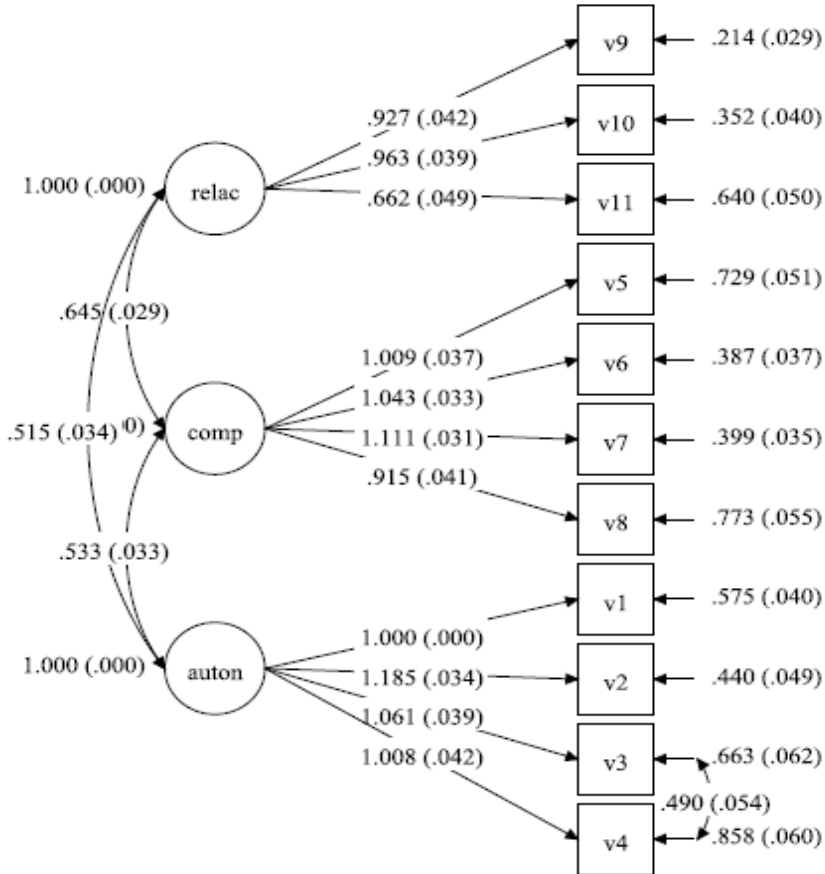
Tabla 3

Valores de los índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio

	χ^2	p	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
Ajustar el valor de los índices del modelo original	250.281	.00	.09	.940	.922	.09
Ajustar el valor de los índices del modelo re-especificado	139.949	.00	.06	.972	.962	.05

Figura 1

Parámetros estimados para el modelo reespecificado



Una vez comprobado el ajuste del cuestionario y definidos los factores, se ha procedido a ejecutar un análisis multivariado de la varianza (MANOVA) 2x3, con la intencionalidad de determinar si la interacción entre variables sexo y los tres grupos de edades en los que se ha dividido a los participantes afecta de manera conjunta a los tres factores objeto de estudio. Los resultados obtenidos mostraron un efecto de interacción estadísticamente significativo ($\lambda = .963$, $F_{(6, 1180)} = 3.731$, $p \leq .001$, $\eta^2 = .019$, $1-\beta = .963$).

Los análisis univariados han manifestados diferencias estadísticamente significativas en la variable sexo en dos factores, en AUTON puntúan significativamente más alto las mujeres con una diferencia de medias (DM) = 0.310 y un tamaño del efecto (d) = 0.38, ($F = 9.369$, $p \leq .005$, $\eta^2 = .016$, $1-\beta = .863$); en COMP los varones obtienen puntajes estadísticamente significativamente más altos (DM = 0.244, $d = 0.18$, $F = 5.946$, $p \leq .05$, $\eta^2 = .010$, $1-\beta = .862$).

Teniendo en cuenta la variable edad también en los mismos factores, los participantes más jóvenes (18-21 años) puntúan estadísticamente significativamente más alto en AUTON que los de 22-25 años, con un MD = 0.404 y $d = 0.38$, ($F = 6.684$, $p \leq .001$, $\eta^2 = .022$, $1-\beta = .914$); en COMP, los de 18 a 21 años obtienen una puntuación más alta que los de más de 25, siendo la DM = 0.371 y $d = 0.38$, ($F = 6.614$, $p \leq .001$, $\eta^2 = .022$, $1-\beta = .912$).

Posteriormente, se realizó un análisis MANOVA 3x3 (especialidad que estudian los participantes x zona geográfica de la universidad de origen). Los resultados obtenidos mostraron un efecto de interacción estadísticamente significativo ($\lambda = .961$, $F_{(9,1431)} = 2.627$, $p \leq .05$, $\eta^2 = .013$, $1-\beta = .885$).

Las estadísticas univariadas exponen diferencias estadísticamente significativas en las variables de los tres factores estudiados. Si se considera la especialidad que cursan, en AUTON del GEI con respecto a los del GEP muestran diferencias estadísticamente significativas con un DM = 0.523, $d = 0.43$ y entre estudiantes del GEI y MES la DM = 0.505 y $d = 0.37$, favorable a los GEI ($F = 11.520$, $p \leq .001$, $\eta^2 = .038$, $1-\beta = .897$); en COMP, los estudiantes del GEP obtienen puntajes más bajos que las otras dos especialidades ($F = 10.374$, $p \leq .001$, $\eta^2 = .034$, $1-\beta = .988$), concretamente con los del GEI la DM = 0.492 y $d = 0.30$, y con los del MES la DM = 0.289, $d = 0.22$; en RELAC, los estudiantes del MES puntuaron estadísticamente significativo más alto que los del GEP con una DM = 0.319 y una $d = 0.27$ y los estudiantes de GEI puntuaron más alto que los del GEP con una DM = 0.277 y una $d = 0.17$ ($F = 8.220$, $p \leq .001$, $\eta^2 = .027$, $1-\beta = .961$).

Observando la variable de la universidad de origen, los resultados en el factor AUTON indican que existen diferencias en la media estadísticamente significativa, siendo los participantes de la UCH los que obtienen una puntuación más baja comparándolos con la USE, mostrando una DM = 0.673, $d = 0.70$, y con la UNE, DM = 0.533, $d = 0.46$ ($F = 17.371$, $p \leq .001$, $\eta^2 = .056$, $1-\beta = 1.000$); en COMP, en la USE los estudiantes muestran valores más bajos que en la UNE (DM = 0.262, $d = 0.13$, y que los de UCH, con una DM = 0.284, $d = 0.18$ ($F = 4.483$, $p \leq .005$, $\eta^2 = .015$, $1-\beta = .767$); en RELAC hay diferencias estadísticamente significativas entre las medias de la USE y la UNE mostrando ambas universidades puntuaciones más altas que la UCH ($F = 6.246$, $p \leq .05$, $\eta^2 = .021$, $1-\beta = .894$), presentando la comparación entre la UCH y la USE una DM = 0.291, $d = 0.38$, y entre UCH y UNE una DM = 0.297, $d = 0.35$.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

El objetivo fundamental de este estudio ha sido revalidar la escala de necesidades psicológicas básicas (S-PNTS) para aplicar y obtener resultados con garantía de éxito en docentes en formación, y que la medición de variables psicológicas motivacionales permita verificar si las necesidades psicológicas básicas y frustraciones de dichos estudiantes pueden influir en el correcto rendimiento académico y en su futuro profesional.

La estructura factorial de la escala de necesidades psicológicas básicas aplicada a docentes en formación corrobora con suficiente apoyo empírico la pertinencia de los tres factores establecidos por los estudios previos (Autonomía, Competencia y Relación). No obstante, se ha eliminado el ítem 12 correspondiente al factor Relación al no alcanzar valores mínimos en el proceso de factorización. Por otro lado, en el análisis factorial confirmatorio se ha tenido que realizar una reespecificación del modelo al no haber alcanzado los valores mínimos requeridos en los diferentes índices, apreciándose en los resultados obtenidos que la variable 4 carga sobre la variable 3, posiblemente debido a la redundancia en su redacción.

Pocos son los estudios sobre las necesidades psicológicas básicas de los estudiantes universitarios y menos aún de los docentes en formación; normalmente se estudian de manera global, sin comparar los resultados por sexo, edad, especialidad que cursan o situación geográfica y país de las universidades participantes. El estudio de estas variables es lo que hace más novedosa la investigación.

Los participantes revelaron puntajes por encima del valor de la media de la escala en los tres factores, un resultado que corrobora el trabajo de Sicilia et al. (2013), otorgando el valor más bajo en el factor referido a la percepción de la autonomía permitida durante sus estudios. Este factor es una necesidad básica importante en los docentes en formación, ya que el hecho de sentirse libres para aprender es de gran valor para satisfacer las necesidades y evitar la frustración (Abós et al., 2016). Como indican Sánchez-Oliva et al. (2014), la frustración por la carencia de autonomía presagia el agotamiento emocional y la ineficacia profesional, por tanto, saber actuar de manera autónoma y soberana es una razón primordial para ejercer la profesión docente. Con respecto al factor competencia, en el presente estudio los hombres obtienen una puntuación más alta que las mujeres, un tema que corrobora los resultados obtenidos por Zamarripa et al. (2016), pero sin embargo, en el estudio citado, la estimación que otorgan en relación con la edad indican que, en autonomía y competencia, a mayor edad mayor puntuación, lo cual no se corresponde con los obtenidos en el presente trabajo donde los más jóvenes son los que otorgan mayor puntuación en ambos factores.

Asimismo, en percepción de la competencia los estudiantes de la Universidad del sur de España puntúan más bajo que los de las otras universidades estudiadas, siendo los procedentes de la Universidad de Chile los que puntúan más alto y, por el contrario, en autonomía y relación es a la inversa. En un estudio reciente presentado por Cachón *et al.* (2018) los estudiantes del sur de España se muestran más satisfechos y con más predisposición al estudio que los de la Universidad del norte, y los de la Universidad chilena más satisfacción con los estudios que los de la Universidad del Norte de España, o sea, los estudiantes del sur de España se sienten menos competentes, más autónomos, perciben mejor relación y están más satisfechos y predispuestos al estudio que los de las Universidad del norte de España. Sería conveniente comprobar si aquellos estudiantes que perciben un mayor nivel de autonomía en sus estudios, y mejor relación entre los compañeros, puede influir en la predisposición y satisfacción con los estudios.

Los docentes de Educación Primaria puntúan más bajo que los de Educación Infantil y Secundaria en los tres factores estudiados, por lo que muestran un enfoque más cercano a la frustración. Quizás los estudiantes de esta especialidad no tengan el perfil profesional definido como los otros dos, a saber, la Educación Infantil se enfoca para la educación en el nivel de 3 a 6 años, los de Educación Secundaria están capacitándose didácticamente en la especialidad que han estudiado con anterioridad, mientras que los de Educación Primaria son maestros generalistas que pueden enseñar cualquier materia en un rango de edades de 6 a 12 años, y aunque pueden cursar algunos créditos ECTS de especialización, estos son insuficientes y no se preparan adecuadamente para enfrentarse al trabajo educativo que les espera al finalizar los estudios del grado cursado.

La necesidad de motivar a los docentes en formación se explica por la mejora de los tres factores en estudio. La satisfacción de las necesidades psicológicas básicas, —autonomía, competencia y relación— produce bienestar personal y como consecuencia la supresión de frustraciones (Bartholomew et al., 2011). La frustración produce desmotivación y aburrimiento (Leptokaridou et al., 2014; Sánchez-Oliva et al., 2014). Los responsables de la formación docente deben entender que un maestro frustrado no puede transmitir la motivación a los estudiantes, y estos futuros educadores deben terminar sus estudios universitarios preparados para aceptar y superar las frustraciones a las que se enfrentarán a lo largo de la vida profesional.

Este estudio no supone un final, más bien un punto y seguido manteniendo una puerta abierta a nuevas investigaciones. Por ello se observa la necesidad de realizar una réplica muestral de los cuestionarios ampliando el número de participantes, tanto de España como de América Latina, e incluso con estudiantes de diferentes países europeos, y de esta manera garantizar la idoneidad de la escala. También se considera importante que se contemplen nuevas variables socioeconómicas, laborales

y educativas para comprobar las posibles inferencias sobre los factores estudiados, así como estudios longitudinales con programas innovadores de intervención para la mejora de los factores psicológicos básicos y evitación de las frustraciones, además de observar otros factores que puedan predecir estos constructos.

Las conclusiones de los análisis factoriales realizados indican que la escala puede ser usada eliminando una variable de la escala original, y prescindiendo de ella los resultados serán suficientemente potentes para considerar la escala satisfactoria, manteniendo los tres factores originales, Autonomía, Competencia y Relación, los dos primeros configurados por cuatro variables y el tercero por tres.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abós, A., Sevil, J., Sanz, M., Aibar, A., & García-González, L. (2016). El soporte de autonomía en EF como medio de prevención de la oposición desafiante del alumnado. *RICYDE. Revista Internacional de Ciencias del Deporte*, 12(43), 65-78. <https://doi.org/10.5232/ricyde2016.04304>
- Allen, J. B., & Hodge, K. (2006). Fostering a Learning Environment: Coaches and the Motivational Climate. *International Journal of Sports Science & Coaching*, 1(3), 261-277. <https://doi.org/10.1260%2F174795406778604564>
- Bandalos, D. L., & Finney, S. J. (2010). Factor analysis: Exploratory and confirmatory. In G.R. Hancock & R.O. Mueller (Eds.), *The reviewer's guide to quantitative methods in the Social Sciences* (pp. 93-114). Routledge.
- Bartholomew, K. J., Ntoumanis, N., Ryan, R. M., Bosch, J. A., & Thøgersen-Ntoumani, C. (2011). Self-determination theory and diminished functioning: the role of interpersonal control and psychological need thwarting. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 37(11), 1459-1473. <https://doi.org/10.1177%2F0146167211413125>
- Bartholomew, K. J., Ntoumanis, N., Ryan, R. M., & Thøgersen-Ntoumani, C. (2011). Psychological need thwarting in the sport context: Assessing the darker side of athletic experience. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 33(1), 75-102. <https://doi.org/10.1123/jsep.33.1.75>
- Byrne, B. M. (2001). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Cachón, J., Lara, A., Zagalaz, M. L., López, I., & González, C. (2018). Propiedades psicométricas de la Utrecht Work Engagement Scale en estudiantes de educación. *Suma Psicológica*, 25, 113-121. <https://doi.org/10.14349/sumapsi.2018.v25.n2.3>
- Castillo, N., López-Walle, J., Tomás, I., & Balaguer, I. (2017). Relación del clima empowering con la motivación autodeterminada a través de la satisfacción de las necesidades psicológicas básicas. *Revista de Psicología del Deporte*, 26(3), 36-39.

- Cuevas, R., Sánchez-Oliva, D., Bartholomew, K. J., Ntoumanis, N., & García-Calvo, T. (2015). Adaptation and Validation of the Psychological Need Thwarting Scale in Spanish Physical Education Teachers. *The Spanish Journal of Psychology*, 18(E53). <https://doi.org/10.1017/sjp.2015.56>
- Elosua, P., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- García-Cueto, E., Gayo-Álvaro, P., & Miranda-García, R. (1998). Bondad de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. *Psicothema*, 10(3), 717-724.
- Goleman, D. (1998). *Working with emotional intelligence*. Bantam.
- González, L., Castillo, I., & Balaguer, I. (2019). Exploring the role of resilience and basic psychological needs as antecedents of enjoyment and boredom in female sports. *Revista de Psicodidáctica*, 24(2), 131-137.
- González, G., Zurita, F., Pérez, A. J., Padial, R., Ubago, J. L., & Chacón, R. (2019). Estudio descriptivo del clima motivacional percibido hacia el deporte según el sexo de los futuros docentes de Educación Física. *Sportis: Revista Técnico-Científica del Deporte Escolar, Educación Física y Psicomotricidad*, 5(1), 85-100. <https://doi.org/10.17979/sportis.2019.5.1.3479>
- Hu, L., & 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. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Leptokaridou, E. T., Vlachopoulos, S. P., & Papaioannou, A. G. (2014). Experimental longitudinal test of the influence of autonomy-supportive teaching on motivation for participation in elementary school physical education. *Educational Psychology*, 36(7), 1138-1159. <https://doi.org/10.1080/01443410.2014.950195>
- Llanes-Ordóñez, J., Méndez-Ulrich, J. L., & Montané López, A. (2021). Motivación y satisfacción académica de los estudiantes de educación: una visión internacional. *Educación XX1*, 24(1), 45-68. <http://doi.org/10.5944/educXX1.26491>
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Muthén, B., & Kaplan, D. A. (1985). Comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 171-189. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1985.tb00832.x>
- Muthén, B., & Kaplan, D. A. (1992). Comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: A note on the size of the mode. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45(1), 19-30. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1992.tb00975.x>

- Pulido, J. J., Sánchez-Oliva, D., Leo, F. M., González-Ponce, I., & García-Calvo, T. (2017). Frustración de las necesidades psicológicas, motivación y burnout en entrenadores: Incidencia de la formación. *Revista de Psicología del Deporte*, 26(1), 27-36.
- Rosales, C. (2014). ¿Cómo será mi profesión de Maestro? *Tendencias Pedagógicas*, 23, 29-44.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2017). *Self-determination theory: Basic psychological needs in motivation, development, and wellness*. Guilford Publishing.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2019). Brick by brick: The origins, development, and future of self-determination theory. In A. J. Elliot (Ed.), *Advances in motivation science* (vol. 6, pp. 111–156). Elsevier.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2020). Intrinsic and extrinsic motivation from a self-determination theory perspective: Definitions, theory, practices, and future directions. *Contemporary Educational Psychology*, 61, 1-11.
- Ryan, R. M., Ryan, W. S., Di Domenico, S. I., & Deci, E. L. (2019). The nature and the conditions of human autonomy and flourishing: Self-determination theory and basic psychological needs. In R. M. Ryan (Ed.), *The Oxford handbook of human motivation* (2nd ed., pp. 89-110). Oxford University Press.
- Sánchez-Oliva, D., Sánchez-Miguel, P. A., Pulido, J. J., López, J. M., & Cuevas, R. (2014). Motivación y burnout en profesores de educación física: incidencia de la frustración de las necesidades psicológicas básicas. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 14(3), 75-82.
- Sánchez-Oliva, D., Sánchez-Miguel, P. A., Leo, F. M., Kinnafick, F. E., & García-Calvo (2014). Physical education lessons and physical activity intentions within spanish secondary schools: A Self-Determination perspective. *Journal of Teaching in Physical Education*, 33(2), 232-249. <https://doi.org/10.1123/jtpe.2013-0043>
- Sicilia, A., Ferriz, R., & Sáenz-Álvarez, P. (2013). Validación Española de la escala de frustración de las necesidades psicológicas (EFNP) en el ejercicio físico. *Psychology, Society & Education*, 5(1), 1-19.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Tourón, J., Martín, D., Navarro-Asencio, E., Pradas, S., & Íñigo, V. (2018). Validación de constructo de un instrumento para medir la competencia digital docente (CDD). *Revista Española de Pedagogía*, 76(269), 25-54. <https://doi.org/10.22550/REP76-1-2018-02>
- Zamarripa, J., & Castillo, I., Tomás, I., & López-Walle, J. (2016). Validación mexicana del cuestionario de apoyo a las necesidades psicológicas básicas en la Educación Física. *Revista Mexicana de Psicología*, 33(2), 143-150. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=243056044006>

