

# Estructura Factorial y Consistencia Interna de la Escala de Burnout Estudiantil en Población Juvenil Española

## Factorial Structure and Internal Consistency of the Student Burnout Scale in Spanish Youth Population

Antonio Fernández-Castillo<sup>1</sup>, María José Fernández-Prados<sup>2</sup> y Nuria Roldán-Molina<sup>3</sup>

### Resumen

En la presente investigación nos propusimos realizar una validación de la Escala Unidimensional del Burnout Estudiantil (EUBE) en estudiantes universitarios españoles. Se llevaron a cabo un estudio psicométrico de sus propiedades, un análisis de su estructura (mediante un análisis factorial exploratorio y otro confirmatorio) y otro sobre su consistencia interna. La muestra estuvo constituida por 1146 estudiantes de la Universidad de Granada, España, de 18-47 años ( $M=21.25$ ,  $DE=3.06$ ), 246 eran hombres y 892 mujeres. Se constata una estructura factorial de dos dimensiones del instrumento, tras analizar diferentes modelos factoriales. La correlación entre ambas resultó significativa y el resto de propiedades psicométricas fueron satisfactorias. También se encontró una excelente consistencia interna para las dos subescalas halladas (Alfa .87 y .81 respectivamente). La versión desarrollada de la escala permite contar con un instrumento con buenas propiedades psicométricas para la determinación cuantitativa bifactorial del burnout en estudiantes universitarios.

**Palabras clave:** burnout académico, estudiantes universitarios, validación

### Abstract

In the present study we carried out a validation of the Unidimensional Scale of Student Burnout (EUBE) in Spanish university students. A psychometric study of its properties, an analysis of its structure (by an exploratory and a confirmatory factor analysis) and on its internal consistency were carried out. The sample consisted of 1146 students from the University of Granada, Spain, aged between 18 and 47 ( $M=21.25$ ,  $SD=3.06$ ). Of these, 246 were men and 892 women. A two-dimensional factorial structure of the instrument was verified, after analysing different factorial models. The correlation between both was significant and the rest of the psychometric properties were satisfactory. An excellent internal consistency was also found for the two subscales (Alpha .87 and .81). This developed version of the scale allows an instrument with good psychometric properties for a bifactorial quantitative assessment of burnout in university students.

**Keywords:** academic burnout, university students, validation

<sup>1</sup> Licenciado en Psicología. Doctor en Psicología. Profesor Titular de Universidad. Departamento de Psicología Evolutiva y de la Educación. Facultad de Ciencias de la Educación, Universidad de Granada. Campus de Cartuja S/nº, CP 18071, Granada, España. Tel.: +34958243969 Correo: afcastil@ugr.es

<sup>2</sup> Diplomada en Magisterio Educación Primaria. Licenciada en Psicopedagogía. Máster en Educación Social: Investigación y Desarrollo Profesional. Doctoranda en Ciencias de la Educación. Universidad de Granada, España. Correo: mjfprados@gmail.com

<sup>3</sup> Graduada en Magisterio Educación Infantil. Master en Artes Visuales enfocadas a la Educación. Doctoranda en Ciencias de la Educación. Universidad de Granada, España). Correo: nuriarolmo@hotmail.com

## Introducción

El burnout ha merecido la atención de los investigadores desde diferentes ámbitos de la Psicología al ser una temática con diversas e importantes implicaciones. Sobre él existen por el momento diversas aproximaciones conceptuales y de evaluación (Maslach et al., 2001). Una aproximación tradicional de las más populares (Maslach & Jackson, 1986), es la que ha propuesto entender el burnout como integrado por tres conjuntos de manifestaciones. La primera de ellas es el cansancio emocional, que incluye la autopercepción que suele tener el individuo de estar emocional y físicamente cansado. La segunda es la denominada despersonalización, que incluye una actitud de distanciamiento hacia elementos de un desempeño continuado. La tercera manifestación es una pérdida de autoconfianza, una falta de compromiso en la labor que se desempeña y el decremento de la realización personal y la capacidad de logro y éxito (Rodríguez-García et al., 2017).

Por su parte, otras conceptualizaciones se han decantado por un enfoque unidimensional del constructo. Un ejemplo de esta posición es el trabajo de Appels (2006), Barraza, (2011) o Pines et al. (1981). Su desarrollo proporcionó una aproximación basada en la idea de un constructo unifactorial centrado en el agotamiento físico, emocional y cognitivo como integrante principal del constructo. Para Barraza (2011) el burnout se asociaría a una pérdida de las fuentes de energía del sujeto, que vendría generada por una implicación continuada en labores en las que está presente el estrés. Y es que el burnout, desde una perspectiva tradicional, ha sido estudiado precisamente como un posible producto del estrés continuado en ciertas condiciones laborales, académicas o de desempeño demandante y mantenido en el tiempo (Domínguez & Merino, 2019; Maslach & Jackson, 1986; Pedrosa & García, 2016; Osorio et al., 2020). En el caso de los estudiantes, el burnout ha sido asociado a la presencia de estrés y sobrecarga durante la actividad académica, así como a otros factores psicológicos, a la presencia de cansancio emocional, a la tendencia a la despersonalización y a un sentimiento de falta de compromiso personal, entre otros factores (Yang, 2004).

Independientemente de la consideración multi o unidimensional, sobre lo que si ha habido más acuerdo entre investigadores es en los efectos perniciosos que el burnout tiene sobre el desempeño académico, estudiantil y profesional. Algunas consecuencias de estas manifestaciones son por ejemplo absentismo, abandono de tareas, de la implicación o una baja satisfacción con el desempeño profesional, estudiantil o laboral, falta de compromiso, e incluso la presencia de otras alteraciones emocionales, psicológicas y de la salud (Mérida-López & Extremera, 2017). Más específicamente, la presencia de burnout se ha relacionado con baja autoestima, ansiedad, depresión, así como con ideación suicida (Fernández-Castillo, 2021; Eriksson et al., 2011; Mutkins et al., 2011; Pompili et al., 2010).

Y al igual que en desempeños laborales diversos, los estudiantes también presentan absentismo, procrastinación, baja motivación hacia la labor exigida, abandono de los estudios, falta de responsabilidad e incluso sintomatología depresiva, (Fiorilli et al., 2017; Gerber et al. 2015; Rahmati, 2015; Salmela-Aro & Read, 2017) o baja satisfacción (Caballero et al., 2007) cuando se da la presencia de burnout. En el caso específico de estudiantes universitarios, el burnout presenta una clara asociación negativa con el logro y el compromiso académico o la autoeficacia, entre otras variables (Fernández-Castillo & Fernández-Prados, 2021; Fiorilli et al., 2017; Rahmati, 2015; Schaufeli et al., 2002). Ante tal evidencia parece importante que surjan estudios que trabajen en la prevención del burnout en estudiantes, que avancen en la promoción de los sentimientos de autoeficacia o de las soluciones de afrontamiento en contextos educativos (Walburg, 2014). Igualmente son trascendentales los esfuerzos dirigidos a la detección y evaluación del burnout en esta población.

Y aunque como se ha visto, existe un bagaje extenso del estudio del burnout, incluso en ámbitos educativos, en el momento actual no hay demasiados instrumentos en el contexto español para su medida en estudiantes. Quizá el instrumento genérico más conocido sea el Maslach Burnout Inventory (Maslach & Jackson, 1986) y para el caso de estudiantes la versión específica del anterior denominada Student

Survey (Schaufeli et al., 2002). En población hispanohablante un instrumento centrado en población estudiantil es la Escala Unidimensional del Burnout Estudiantil (EUBE) (Barraza, 2008). Este último es un instrumento de demostrada fiabilidad que permite determinar cuantitativamente el nivel de burnout en estudiantes, adoptando para la medida del constructo una perspectiva unidimensional. Diferentes estudios han constatado a lo largo del desarrollo de la escala, una buena consistencia interna y unas buenas características psicométricas generales (Barraza, 2009; Gutiérrez, 2009; Gutiérrez, 2010). Así, por ejemplo, los análisis de fiabilidad en el estudio de original (Barraza, 2011), muestran un Alfa de Cronbach =.91 mientras que el estadístico de confiabilidad por mitades según la fórmula Spearman-Brown fue de .89.

Los primeros trabajos sobre el diseño del instrumento se remontan a 2009 (Vázquez & Rodríguez, 2009), y hasta llegar a la versión utilizada en nuestra investigación, se han llevado a cabo diversos estudios para delimitar sus características psicométricas (Barraza, 2009; Barraza et al., 2009; Gutiérrez, 2009 y 2010).

Desde su creación, la escala fue utilizada en diversos estudios que han permitido perfilar el burnout en estudiantes de diferentes niveles educativos (Barraza et al., 2012; Gutiérrez, 2009 y 2010; Rosales Ricardo, 2012) o establecer la relación entre burnout estudiantil y estrés (Barraza, 2009) o redes de apoyo (Barraza & Ceceñas, 2016).

Según Barraza (2011) hasta este trabajo suyo de 2011 sólo se habían llevado a cabo estudios sobre su confiabilidad y otras propiedades psicométricas, pero no se había desarrollado ningún análisis sobre su estructura interna, y en éste tan sólo se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio que señaló una posible bidimensionalidad del instrumento. Estas dos posibles dimensiones fueron ya denominadas en su momento comportamental y actitudinal, aunque el autor decidió seguir denominando a escala como “unidimensional” dadas algunas limitaciones del trabajo y posiblemente debido a la ausencia de un análisis factorial confirmatorio. El componente comportamental estaba compuesto por 10 ítems que mostraron un Alfa de Cronbach

de .87. El segundo componente estaba integrado por cinco ítems con un Alfa de Cronbach=.79. En el trabajo referido de 2011 se hace alusión, más que a dos dimensiones o subescalas contrastadas, a indicadores comportamentales y actitudinales del burnout en la escala y en el propio espectro de manifestaciones del burnout, quedando pendiente responder a la necesidad de un análisis factorial confirmatorio para determinar esta estructuración.

En cualquier caso, se trata de un instrumento fiable, de consolidado uso, simple, breve en cuanto al número de sus ítems y que se encuentra redactado desde sus orígenes en castellano. Estas ventajas hacen que su validación en población española sea de relevancia. Contar con un instrumento adicional dotaría de herramientas alternativas a investigadores y profesionales interesados en evaluar el burnout de cara, no sólo a su estudio e investigación, sino también a su prevención y abordaje en contextos educativos.

El presente estudio se proponía llevar a cabo una adaptación (modificación de algunos ítems) y posterior validación en población juvenil española de la Escala Unidimensional del Burnout Estudiantil (EUBE) y determinar algunas de sus propiedades psicométricas en esta población, con objeto de contar con un instrumento válido y fiable para ser utilizado en estudiantes universitarios en este país. El objetivo primario era conocer evidencias sobre su estructura interna a través de sendos análisis factoriales uno exploratorio y otro confirmatorio, proponiéndonos al mismo tiempo, llevar a cabo un análisis comparativo entre un modelo unidimensional y otro multidimensional. El segundo de los objetivos se centraba en estudiar su fiabilidad y consistencia interna.

## Método

### Participantes

Para el presente trabajo se contó con una muestra de 1146 sujetos que participaron voluntariamente cumplimentando el instrumento de evaluación. Inicialmente el cuestionario fue respondido por 1157 sujetos, pero se eliminaron aquellos que no respondieron al menos a 10 de los ítems que componían el mismo. Todos los participantes eran estudiantes universitarios matriculados en los grados de Magisterio de

Educación Primaria [657 (57.3%)] y Educación Infantil [489, (42.7%)] de la Facultad de Ciencias de la Educación de la Universidad de Granada, España. La edad de los participantes se distribuyó en un rango de entre 18 y 47 años, con una media de 21.25 ( $D=3.06$ ). De los participantes, 246 (21.5%) eran hombres, 892 (77.8%) mujeres y 8 (0.7%) no respondieron a este ítem.

### Instrumento

Se trabajó con la Escala Unidimensional del Burnout Estudiantil (EUBE; véase material suplementario) (Barraza, 2008). Se trata de un instrumento estructurado en 15 ítems que admiten cuatro opciones de respuesta (de uno a cuatro) cada uno (nunca, algunas veces, casi siempre y siempre). El sumatorio de las puntuaciones directas permite obtener una valoración de burnout del estudiante en cuestión, de forma que, a mayor puntuación obtenida, mayor es el nivel de la variable medida. Es decir, una mayor puntuación indica un mayor nivel de agotamiento físico, emocional y cognitivo en relación con los estudios que el estudiante realiza, expresándose a través de manifestaciones comportamentales y actitudinales. Siendo las puntuaciones mínimas alcanzadas en su cumplimentación de 15 y las máximas de 60 (Barraza, 2008).

Por lo que se refiere a la interpretación del resultado obtenido, y partiendo de que para considerar como válido un cuestionario éste debe haber sido contestado en al menos 10 de sus ítems, han de seguirse los criterios de Barraza (2008). Tras la obtención de la sumatoria de los valores señalados en cada ítem se procede a transformar la puntuación en porcentaje. Los criterios de interpretación y baremación final de los resultados tras el uso de la escala original, se detallan en el trabajo de Rosales Ricardo (2012).

### Procedimiento

Para este trabajo, la Escala Unidimensional del Burnout Estudiantil (Barraza, 2008) sufrió ciertas alteraciones con la intención de adaptarla a la población universitaria y juvenil española. Los ítems que sufrieron modificaciones fueron: el 9 en el cual se cambió el término “maestro” por “profesor” y el 12, donde se cambió “escuela” por “instituto/facultad”. La redacción de los ítems definitivos puede verse en la Tabla 1.

Por lo que concierne al procedimiento de administración del instrumento y recolección de los datos, en primer lugar, se procedió a contactar con el profesorado que impartía docencia en asignaturas de los diferentes cursos y grupos que componen los citados grados universitarios. Para ello se envió un correo individualizado solicitando su colaboración a través de la concesión del permiso para acceder a sus clases. Una vez concedido el permiso y concertada la cita, se asistió al aula acordada y se explicó a los alumnos que la cumplimentación del cuestionario era totalmente voluntaria y anónima, que no obtendrían beneficio ni remuneración por su realización y que podían abandonar su cumplimentación cuando lo desearan.

Una vez llevado a cabo el proceso de cumplimentación del instrumento de evaluación por los estudiantes, se introdujeron los datos en la base de datos creada para esta investigación utilizando el programa IBM SPSS Statistics versión 23. En todo momento se siguieron los estándares éticos de la declaración de Helsinki e igualmente la regulación (EU) 2016/679 del Parlamento Europeo de 27 de abril de 2016 sobre procesamiento y protección de datos de carácter personal.

### Análisis de Datos

El análisis estructural de la escala fue llevado a cabo con un análisis factorial exploratorio y posteriormente con un análisis factorial confirmatorio, realizados ambos sobre la misma muestra. Con respecto al primero de éstos, que estimamos pertinente habida cuenta de los cambios llevados a cabo sobre la estructura de los ítems del instrumento, se utilizaron de entrada la medida Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación muestral y la prueba de esfericidad de Bartlett, al objeto de conocer la adecuación de los datos para el análisis factorial. Se desarrolló el cálculo de autovalores iniciales para conocer el porcentaje de varianza explicada por los posibles factores latentes y por último se extrajo la matriz factorial para la que se utilizó como método de extracción el de máxima verosimilitud y como método de rotación la Varimax con normalización Kaiser.

Por lo que concierne al análisis factorial confirmatorio, se trabajó con dos modelos, uno unidimensional que se corresponde con la última

versión desarrollada por los autores del instrumento original y un modelo bidimensional basado en la evidencia teórica, en las sugerencias de dichos autores (Barraza, 2011), en la propia composición y redacción de los ítems y además por estar soportado por el análisis exploratorio previo. Para el estudio de ambos modelos se empleó el método de estimación de máxima verosimilitud.

Para evaluar la bondad de ajuste de los modelos se utilizaron el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), el índice de ajuste comparativo (CFI) (que no se ve tan afectado por el tamaño muestral como la  $X^2$ ) el Índice no normalizado de ajuste o de Tucker Lewis (TLI) y el índice de ajuste normalizado (NFI). Se consideraron aceptables valores de  $CFI > .90$  y valores de  $RMSEA < .08$  (Marsh et al., 2004). Aunque se calcularon también, no se consideraron ni la chi-cuadrado ni la discrepancia entre  $X^2$  y los grados de libertad (CMIN/df) como indicadores de ajuste ya que, como se ha indicado, estos índices son sensibles al tamaño muestral (Bergh, 2014) y en el presente caso, la muestra es grande.

También se calcularon indicadores de parsimonia para poder comparar ambos modelos en estas características. Para ello se calcularon en ambos modelos el índice de ajuste comparativo de parsimonia (PRatio), el índice de bondad de ajuste de parsimonia (PCFI) y el índice de ajuste normado de parsimonia (PNFI) (considerándose con respecto a estos tres indicadores que aquel modelo con estos índices más altos, es mejor) y el criterio de información de Akaike (AIC) entendiéndose con respecto a este último que, a menor valor, mayor parsimonia o simplicidad presenta el modelo comparado.

Por último, se llevaron a cabo pruebas de consistencia interna tanto para la escala general como para las dos subescalas consideradas. Específicamente se calculó el alfa de Cronbach, considerándose indicador de fiabilidad adecuada si el valor obtenido  $\geq .70$  (McDonald, 1999; Nunnally, 1978). Adicionalmente se desarrollaron pruebas basadas en dos mitades tales como el Alfa de Cronbach para dos mitades o los coeficientes de Spearman-Brown y Guttman.

También se calcularon estadísticos diversos tales como la media y la varianza de la escala si el ítem se suprime, la correlación total de elementos

corregida, el Alfa de Cronbach si el elemento se ha suprimido y la correlación de cada elemento con la puntuación total de la escala.

Todos los análisis fueron llevados a cabo con el software estadístico SPSS en su versión 23. El análisis factorial confirmatorio fue desarrollado con AMOS, incluido en el mismo paquete.

## Resultados

### Análisis Factorial Exploratorio

Antes de llevar a cabo el análisis factorial, se llevaron a cabo las preceptivas pruebas de adecuación muestral. La medida Kaiser-Meyer-Olkin alcanzó un valor ( $=.93$ ) que apoyaba la idoneidad de los datos para el análisis factorial. Por su parte la prueba de esfericidad de Bartlett [ $\chi^2 (1,105)=6702.90; p<.00$ ] indicaba de forma significativa que la matriz de correlaciones es una matriz de identidad, corroborando el resultado anterior.

A tenor de intentos anteriores (Barraza, 2011) de explorar una estructura multifactorial en la escala y siguiendo estos planteamientos, se optó por centrar una solución de dos factores. Como se ilustra en la Figura 1, la gráfica de sedimentación ilustra un buen ajuste a dos autovalores como los predominantes a la hora de explicar una cantidad relevante de la varianza total. El resto de los autovalores se aproximan bastante a cero, por lo que pueden ser considerados como residuales. A partir del segundo autovalor no se observa pendiente respecto a los restantes, por lo que consideramos que sólo deberían extraerse éstos y descartarse otros adicionales. Por consiguiente, y atendiendo también a los planteamientos y justificaciones teóricas, se prefirió en el análisis un tipo de solución para dos factores, que mostró un 41.15% de la varianza explicada para el primer factor y un 9.40% para el segundo. Así pues, los dos factores considerados explicaban en conjunto el 50.55% de la varianza. Siguiendo el análisis de máxima verosimilitud como método de extracción y como método de rotación la tipo Varimax con normalización Kaiser, se obtuvieron para cada ítem las cargas factoriales que se detallan en la Tabla 1. Como se puede observar también en dicha Tabla, los ítems que componían cada uno de los factores se podían agrupar desde una perspectiva teórica en dos direcciones una comportamental y otra más

Tabla 1. Elementos descriptivos y factoriales de la escala

Ítems	Media	DT	Comunalidades	Carga factorial		1	2	3	4	5
				Factor 1	Factor 2					
1 El tener que asistir diariamente a clases me cansa	2.35	.73	.44	.61		26.70	43.53	.59	.89	.65**
2 Mis problemas escolares me deprimen fácilmente	2.11	.79	.22		.42	26.94	44.67	.41	.90	.50**
3 Durante las clases me siento somnoliento	2.24	.73	.43	.61		26.81	43.60	.57	.89	.64**
4 Creo que estudiar hace que me sienta agotado	2.32	.78	.36		.45	26.73	43.14	.58	.89	.65**
5 Cada vez me es más difícil concentrarme en las clases	2.08	.77	.49	.59		26.97	42.38	.66	.88	.72**
6 Me desilusionan mis estudios	1.52	.68	.31		.38	27.53	44.45	.52	.89	.59**
7 Antes de terminar mi horario de clases ya me siento cansado	2.39	.80	.47	.63		26.66	42.58	.62	.89	.69**
8 No me interesa asistir a clases	1.68	.68	.46	.64		27.37	44.05	.57	.89	.63**
9 Cada vez me cuesta más trabajo ponerle atención al profesor	2.03	.66	.55	.69		27.02	43.58	.65	.89	.70**
10 El asistir a clases se me hace aburrido	2.12	.68	.58	.73		26.93	43.52	.64	.89	.69**
11 Siento que estudiar me está desgastando físicamente	1.70	.80	.51		.68	27.35	43.07	.57	.89	.64**
12 Cada vez me siento más frustrado por ir al instituto/ facultad	1.66	.80	.54		.54	27.39	41.89	.69	.88	.74**
13 No creo terminar con éxito mis estudios	1.23	.53	.13		.35	27.82	47.15	.30	.90	.37**
14 Siento que tengo más problemas para recordar lo que estudio	1.87	.77	.31		.50	27.18	44.01	.49	.89	.57**
15 Creo que estudiar me está desgastando emocionalmente	1.76	.83	.71		.81	27.29	42.03	.65	.89	.71**

Nota. 1=media de la escala si el elemento se ha suprimido; 2=varianza de la escala si el elemento se ha suprimido; 3=correlación total de elementos corregida; 4=Alfa de Cronbach si el elemento se ha suprimido; 5=Correlación de cada elemento con la puntuación total de la escala; \*\*=la correlación es significativa en el nivel .01 (2 colas).

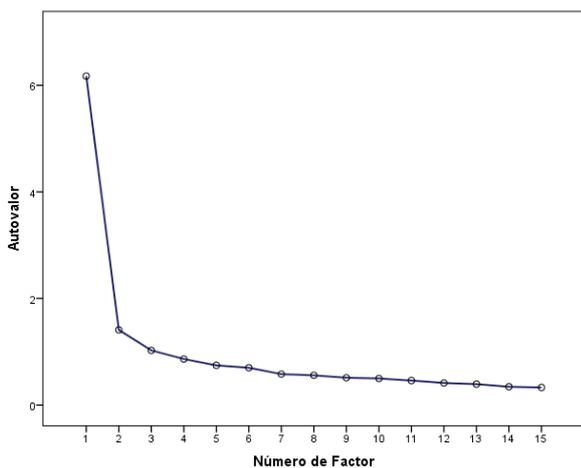


Figura 1. Gráfica de sedimentación. Componentes de la escala.

actitudinal, lo que concuerda con los planteamientos sugeridos por el creador del instrumento original (Barraza, 2011). La agrupación de los ítems quedó por tanto de la siguiente forma: una primera dimensión denominada comportamental que estaría integrada por los ítems 1, 3, 5, 7, 8, 9 y 10 y una segunda dimensión denominada actitudinal compuesta por los ítems 2, 4, 6, 11, 12, 13, 14 y 15. Solamente dos ítems, el 6 y el 13, presentaron una carga factorial baja.

La correlación entre ambos factores fue de  $r=.66$ ,  $p<.00$ . La media y la desviación estándar de cada elemento se detallan en la Tabla 1.

### Análisis Factorial Confirmatorio

Seguidamente se procedió a llevar a cabo un análisis confirmatorio de la estructura factorial de la escala. Para ello se trabajó con dos modelos, uno unidimensional que es el desarrollado por los autores de la versión original del instrumento y otro bidimensional, que, aunque sugerido, no había sido estudiado con un análisis factorial confirmatorio (Barraza, 2011). Este último planteamiento encajaría mejor con la evidencia previa y la delimitación conceptual y teórica que frecuentemente ha considerado multidimensionalmente el burnout, seguiría la línea de algunos estudios exploratorios previos sobre bidimensionalidad del propio instrumento original (Barraza, 2011), se correspondería mejor, como se puede ver en la Tabla 1, con la propia redacción y composición de los ítems de la escala y además encajaría con la estructura mostrada en el análisis factorial exploratorio previo. La estructura, así como las estimaciones estandarizadas se detallan en la Figura 2. Como se detalla en la Tabla 2, los resultados indican claramente que el modelo bidimensional se ajustaba mejor a los datos, aunque los índices de ajuste, que serían adecuados, estaban en el límite (CFI=.90; RMSEA=.08). Habitualmente son considerados como indicadores aceptables de ajuste del modelo valores de CFI, TLI y NFI si superan el .90, aunque este valor no ha de considerarse como

Tabla 2. Índices de ajuste y comparación en el análisis factorial confirmatorio de los modelos

Modelos	Ajuste absoluto			Ajuste incremental			Ajuste de la parsimonia			
	CMIN/df	p	RMSEA	CFI	TLI	NFI	PRatio	PCFI	PNFI	AIC
Modelo Unidimensional	13.01	.000	.10	.84	.81	.83	.86	.72	.71	1230.62
Modelo Bidimensional	8.70	.000	.08	.90	.89	.89	.85	.76	.75	866.31

Nota. CMIN/df=Discrepancia entre X<sup>2</sup> y grados de libertad; CFI=Índice de ajuste comparativo; RMSEA=Error cuadrático media de aproximación; TLI=Índice no normalizado de ajuste o de Tucker Lewis; NFI=Índice de ajuste normalizado; PRatio=Índice de ajuste comparativo de parsimonia; PCFI=Índice de bondad de ajuste de parsimonia; PNFI=Índice de ajuste normado de parsimonia; AIC=Criterio de Información de Akaike.

Tabla 3. Análisis de consistencia interna

Estadísticas de fiabilidad para dos mitades			
Alfa de Cronbach	Parte 1	Valor	.82
		N de elementos	8 <sup>a</sup>
	Parte 2	Valor	.81
		N de elementos	7 <sup>b</sup>
Coeficiente de Spearman-Brown	Longitud igual		.88
	Longitud desigual		.88
Coeficiente de dos mitades de Guttman			.87

Nota. a=elementos B1, B2, B3, B4, B5, B6, B7, B8; b=elementos B9, B10, B11, B12, B13, B14, B15.

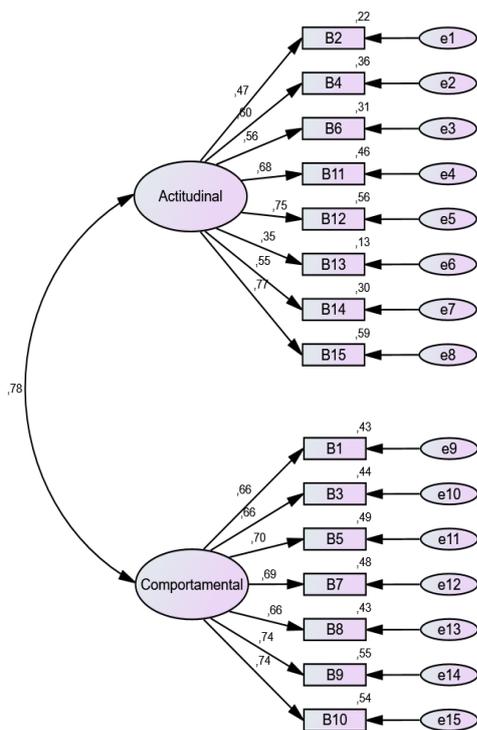


Figura 2. Diagrama del análisis factorial confirmatorio sobre el modelo final de dos factores

punto de corte fijo (Lloret-Segura et al., 2014; Marsh et al., 2004). Según estos mismos autores, para el RMSEA se considera un indicador de ajuste aceptable si alcanza valores situados entre .06 y .08. Se ha descartado la consideración de la Chi-cuadrado y de la CMIN/df (aunque ésta si se ha detallado en la Tabla 2), ya que como se ha comentado, ambos indicadores podrían verse

afectados por el tamaño de la muestra. Tomados en conjunto, los valores obtenidos confirmaban aceptablemente la estructura factorial que ya el análisis factorial exploratorio había mostrado. Por su parte, el modelo unidimensional presentaba peores datos de ajuste (CFI=.84; RMSEA=.10) que lo hacían inaceptable.

Por lo que concierne a la parsimonia o simplicidad de los modelos, era también claramente inferior el unidimensional. Los indicadores PRatio, PCFI y PNFI mostraban más parsimonia en el modelo bidimensional en los que son más altos. Por su parte, el menor valor del AIC encontrado en el modelo bifactorial indicaba una mayor parsimonia o simplicidad en comparación con el modelo unidimensional. Esta comparación se detalla también en la Tabla 2.

**Fiabilidad y consistencia interna**

En relación con la consistencia interna de la escala, el estadístico Alfa de Cronbach alcanzó un valor excelente (= .90) que subrayaba la fiabilidad de la escala.

En la Tabla 1 se detallan algunas estadísticas de cada elemento y datos adicionales tales como la media de la escala si el elemento se ha suprimido, la varianza de la escala si el elemento se ha suprimido, la correlación total de elementos corregida, así como el Alfa de Cronbach si el elemento se ha suprimido, entre otros.

Adicionalmente se llevaron a cabo pruebas basadas en dos mitades, tales como el Alfa de

Cronbach para dos mitades o los coeficientes de Spearman-Brown y Guttman, que se detallan en la Tabla 3 y que arrojan resultados bastante favorables.

Por último, una vez considerada la estructuración de dos dimensiones, se llevaron a cabo las respectivas pruebas específicas de fiabilidad para cada una de ellas, cuyos resultados fueron Alfa de Cronbach =.87 para la dimensión comportamental y .81 para la subescala actitudinal.

## Discusión

Al considerar al síndrome de burnout como un estado de agotamiento físico y emocional, despersonalización y distanciamiento y falta de compromiso personal derivado del involucramiento prolongado en situaciones demandantes y generadoras de estrés (Maslach & Jackson, 1986; Pines et al., 1981), veamos relevante contar con un instrumento alternativo a los ya existentes que permitiese su evaluación en estudiantes por el impacto que puede ocasionar este síndrome en su funcionamiento y rendimiento. Los estudiantes universitarios se ven frecuentemente sometidos a las exigencias de un alto rendimiento académico para poder obtener o participar en becas, reconocimientos, premios o proyectos de investigación; independientemente del campo de estudio en el que se encuentren, o al que se vayan a incorporar. Estas exigencias pueden provocar en el alumnado problemas en su bienestar frente a los estudios e incluso en su salud (Caballero et al., 2006).

En el presente estudio nos proponíamos llevar a cabo, en primer lugar, una adaptación de la Escala Unidimensional del Burnout Estudiantil (EUBE) (Barraza, 2008) y estudiar su estructura y algunas de sus propiedades psicométricas en una muestra de estudiantes universitarios de grado en España. Los resultados previos llevados a cabo soportan la idea de que la escala tiene una muy buena consistencia interna, así como una posible ordenación bifactorial ya sugerida por los estudios sobre el instrumento original.

Por lo que respecta a los análisis estructurales, los resultados precedentes también son satisfactorios a tenor de los estudios previos de

referencia, con los cuales los obtenidos ahora son además perfectamente concordantes. El análisis exploratorio desarrollado en el presente estudio mostró que los ítems del instrumento se agruparían en torno a dos factores, lo que se ajusta a la visión inicial ya apuntada por el autor del instrumento original, quien ya consideraba exploratoriamente el instrumento como bidimensional (Barraza, 2011). El análisis confirmatorio reafirmaba la estructura bifactorial y dejaba claro que el modelo bidimensional se ajustaba mejor a los datos. Además, el índice de ajuste comparativo, el de ajuste normado, el de bondad de ajuste de parsimonia además del criterio de información de Akaike, apoyaron la idea de que el modelo bifactorial presenta mayor parsimonia y simplicidad que el modelo unidimensional.

Adicionalmente, los resultados encontrados permitían confirmar la consistencia interna de la escala adaptada para detectar el síndrome de burnout en estudiantes universitarios. Tanto el test de consistencia interna global (el Alpha de Cronbach llevado a cabo) como las pruebas de fiabilidad para dos mitades (Spearman-Brown y Guttman), han soportado la idea de que el instrumento es sobradamente consistente. En relación con las dos dimensiones, también la consistencia interna de las dos subescalas es más que satisfactoria.

Los resultados comentados evidencian que la versión desarrollada de la escala permite contar con un instrumento adecuado y consistente para la determinación cuantitativa del burnout en estudiantes universitarios. Haber conseguido este objetivo es importante ya que no se contaba con demasiados instrumentos en castellano y validados en población española, para medir este constructo en estudiantes.

Detectar y valorar el burnout en estudiantes es altamente importante a tenor de la relación de este constructo con aspectos tales como el bajo rendimiento académico, la insatisfacción frente a los estudios (Caballero et al., 2007) u otras manifestaciones ya comentadas de burnout y que incluyen, baja motivación, abandono de los estudios, etc.

Como limitación de este estudio, podríamos señalar un cierto desequilibrio en la distribución muestral en relación con el género de los participantes ya que el 77.8% de ellos eran

mujeres. Aunque no se han llevado a cabo análisis descriptivos diferenciales en función de esta variable, si debería tenerse en cuenta esta eventualidad de cara a futuras investigaciones. La baja carga factorial encontrada en dos de los ítems de la escala actitudinal, merece especial atención. Queda pendiente para estudios futuros una posible evaluación adicional y su modificación o reemplazo por otros ítems que se ajusten mejor. También señalar que los análisis factoriales llevados a cabo se realizaron sobre la misma muestra, lo que podría ser replicado por estudios futuros en muestras independientes. Otra posible limitación se refiere al método de estimación utilizado (máxima verosimilitud). Aunque es un método tradicionalmente utilizado en estudios que aplican análisis factorial, requiere de diversos supuestos que podrían no cumplirse en nuestro caso. Esta eventualidad podría dar lugar a sesgos menores en la estimación de los parámetros del modelo, lo que sería de interés analizar en futuros estudios. Estos podrían usar métodos teóricamente más apropiados para el tipo de datos analizados, tales como el uso de matrices policóricas u otros métodos de estimación diseñados para variables ordinales o en los que no se asoma la distribución normal de los datos.

Estudios posteriores podrían proporcionar evidencias externas de validez del instrumento, que en el presente trabajo no se han llevado a cabo. Por ejemplo, serían de interés pruebas test-criterio, de validez convergente, validez discriminante, etc. También, y como sugerencia para estudios futuros, podría ser interesante analizar la plausibilidad de modelos jerárquicos (especialmente bifactor) al haberse encontrado una correlación entre los dos factores elevada ( $r=.66$ ).

Para terminar, comentar que, contar con un instrumento de esta índole, permite a los profesionales del campo psico-educativo su empleo para obtener un indicador de burnout en ciertos estudiantes en los que se observa cierto cansancio emocional, distanciamiento hacia el desempeño educativo, pérdida de confianza en sí mismo y compromiso personal a lo largo de la carrera universitaria, e incluso decremento en el rendimiento académico y posible riesgo de abandono (Fernández-Castillo et al., 2022). Adicionalmente, el instrumento, a tenor de su

estructura y consistencia, permite detectar el burnout en una doble perspectiva de manifestaciones, comportamentales y actitudinales, que pueden ser consecuencia de despersonalización y distanciamiento, agotamiento físico, emocional y cognitivo y falta de compromiso personal subyacentes y en relación con los estudios que se cursan.

Este discernimiento y su constatación cuantitativa, complementados con otras técnicas de evaluación, podrían permitir determinar con mayor fidelidad la presencia de burnout en casos específicos y establecer así estrategias de prevención, pautas de asesoramiento o el diseño de estrategias de intervención en estudiantes que presenten este problema, asociado o no a otras alteraciones psicológicas y comportamentales.

### Agradecimientos

Los autores desean expresar su agradecimiento al Dr. Barraza por su disposición positiva al actual trabajo.

### Conflicto de Intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

### Referencias

- Appels, A. (2006). Estrés laboral, agotamiento y enfermedad. En J. Buendía (ed.). *Estrés laboral y salud* (pp. 119-128). Biblioteca Nueva.
- Barraza, A. (2008). Escala Unidimensional de Burnout Estudiantil. *Investigación Educativa Duranguense*, 9, 104-106.
- Barraza, A. (2009). Estrés académico y burnout estudiantil en alumnos de licenciatura. *Psicogente*, 12(22), 272-283.
- Barraza, A. (2011). Validación psicométrica de la escala unidimensional del burnout estudiantil. *Revista Intercontinental de Psicología y Educación*, 13(2), 51-74.
- Barraza, A., & Ceceñas, P. E. (2016). La red de apoyo social y su relación con el síndrome de burnout en alumnos de licenciatura. *Diálogos Pedagógicos*, 14(27), 90-106.
- Barraza, A., Carrasco R., & Arreola, M. G. (2009). Burnout estudiantil. Un estudio

- exploratorio. En A. Barraza, D. Gutiérrez y D. I. Ceniceros (coords.). *Alumnos y profesores en perspectiva* (pp. 68-84). Universidad Pedagógica de Durango.
- Barraza, A., Ortega, F., & Ortega, M. (2012). Síndrome de burnout en alumnos de los doctorados en educación de Durango (México). *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 17(2), 377-386.
- Bergh, D. (2014). Chi-squared test of fit and sample size: A comparison between a random sample approach and a chi-square value adjustment method. *Journal of Applied Measurement*, 16(2), 204-217.
- Caballero, C., Abello, R., & Palacio, J. (2006). Burnout, engagement y rendimiento académico entre estudiantes universitarios que trabajan y aquellos que no trabajan. *Psicogente*, 9(16), 11-27.
- Caballero, C., Abello, R., & Palacio, J. (2007). Relación del burnout y rendimiento académico con la satisfacción frente a los estudios. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 25 (2), 98-111.
- Domínguez, S. A., & Merino, C. (2019). Medición con ítem único del agotamiento emocional académico en estudiantes universitarios Peruanos: Evidencias de validez y confiabilidad. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*. 50(1), 45-56.  
<https://doi.org/10.21865/RIDEP50.1.04>.
- Eriksson, U. B., Engström, L. G., Starring, B., & Janson, S. (2011). Insecure social relations at work and long-term sickness absence due to burnout and other mental diagnoses. *Work*, 38, 319-327.  
<https://doi.org/10.3233/WOR-2011-1135>
- Fernández-Castillo, A. (2021). State-anxiety and academic burnout regarding university access selective examinations in Spain during and after the COVID-19 lockdown. *Frontiers in Psychology*, 12, 621863.  
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.621863>
- Fernández-Castillo, A., & Fernández-Prados, M. J. (2021). Resilience and burnout in educational science University students: Developmental analysis according to progression in the career. *Current Psychology*, 1-10.  
<https://doi.org/10.1007/s12144-021-01370-x>
- Fernández-Castillo, A., Chacón-López, H., & Fernández-Prados, M. J. (2022). Self-esteem and resilience in students of teaching: Evolution associated with academic progress. *Education Research International*, 2022.  
<https://doi.org/10.1155/2022/4854332>
- Fiorilli, C., De Stasio, S., Di Chiacchio, C., Pepe, A., & Salmela-Aro, K. (2017). School burnout, depressive symptoms and engagement: Their combined effect on student achievement. *International Journal of Educational Research*, 84, 1-12.  
<https://doi.org/10.1016/j.ijer.2017.04.001>
- Gerber, M., Lang, C., Feldmeth, A. K., Elliot, C., Brand, S., Holsboer-Trachsler, E., & Pühse, W. (2015). Burnout and mental health in Swiss vocational students: The moderating role of physical activity. *Journal of Research on Adolescence*, 25(1), 63-74.  
<https://doi.org/10.1111/jora.12097>
- Gutiérrez, D. (2009). El síndrome de burnout en alumnos de educación secundaria. *Investigación Educativa Duranguense*, 5(10), 26-35.
- Gutiérrez, D. (2010). Prevalencia del síndrome de burnout en estudiantes de educación media superior. *Investigación Educativa Duranguense*, 5(11), 18-23.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169.  
<http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, 11(3), 320-341.  
[https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103\\_2](https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2)
- Maslach, C., Schaufeli, W. B., & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52, 397-422.  
<https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.397>
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1986). *Maslach Burnout Inventory manual* (2nd ed.). Consulting Psychologists Press.

- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Mérida-López, S., & Extremera, N. (2017). Emotional intelligence and teacher burnout: A systematic review. *International Journal of Educational Research*, 85, 121-130. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2017.07.006>
- Mutkins, E., Brown, R. F., & Thosteinsson, E. B. (2011). Stress, depression, workplace and social supports and burnout in intellectual disability support staff. *Journal of Intellectual Disability Research*, 55, 500-510. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2788.2011.01406.x>
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory: 2d Ed.* McGraw-Hill.
- Osorio, M., Prado, C., Parrello, S., & Bazán, G. E. (2020). Características psicométricas y estructura factorial del School Burnout Inventory Student (SBI-U-9) en estudiantes universitarios mexicanos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 55(2), 141-150. <https://doi.org/10.21865/RIDEP55.2.10>
- Pedrosa, I., & García, E. (2016). Síndrome de Burnout en árbitros de élite: La Liga de Fútbol Profesional Española (LFP) a Estudio. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 42(2), 59-68. [https://doi.org/10.21865/RIDEP42\\_59](https://doi.org/10.21865/RIDEP42_59)
- Pines, A., Aronson, E., & Kafry, D. (1981). *Burnout*. The Free Press.
- Pompili, M., Innamorati, M., Narciso, V., Kotzalidis, G. D., Dominici, G., Talamo, A., Girardi, P., Lester, D., & Tatarelli, R. (2010). Burnout, hopelessness and suicide risk in medical doctors. *La Clinica Terapeutica*, 161, 511-514.
- Rahmati, Z. (2015). The study of academic burnout in students with high and low level of self-efficacy. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 171, 49-55. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.01.087>
- Rodríguez-García, A. M., Sola-Martínez, T., & Fernández-Cruz, M. (2017). Impacto del Burnout en el desarrollo profesional del profesorado universitario. Una revisión de la investigación. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 20(3), 161-178. <https://doi.org/10.6018/reifop.20.3.275121>
- Rosales Ricardo, Y. (2012). Estudio unidimensional del síndrome de burnout en estudiantes de medicina de Holguín. *Revista de la Asociación Española de Neuropsiquiatría*, 32(116), 795-803. <https://doi.org/10.4321/S0211-57352012000400009>
- Salmela-Aro, K., & Read, S. (2017). Study engagement and burnout profiles among Finnish higher education students. *Burnout Research*, 7, 21-28. <https://doi.org/10.1016/j.burn.2017.11.001>
- Schaufeli, W. B., Martínez, I. M., Pinto, A. M., Salanova, M., & Bakker, A. B. (2002). Burnout and engagement in university students: A cross-national study. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 33(5), 464-481. <https://doi.org/10.1177/0022022102033005003>
- Vázquez, J. C., & Rodríguez, M.E. (2009). Diagnóstico del síndrome de burnout en la comunidad académica de la Universidad del Valle de Atemajac campus Puerto Vallarta. *UNIVallarta. Revista de Investigación* 2(2), 8-31.
- Walburg, V. (2014). Burnout among high school students: A literature review. *Children and Youth Services Review*, 42, 28-33. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2014.03.020>
- Yang, H. J. (2004). Factors affecting student burnout and academic achievement in multiple enrolment programs in Taiwan's technical-vocational colleges. *International Journal of Educational Development*, 24, 283-301. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2003.12.001>