



## Diseño y validación de un cuestionario de Bienestar Escolar en Educación Primaria

### Luisa Losada-Puente

Departamento de Didácticas Específicas y Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación. Facultad de Ciencias de la Educación.

Universidade da Coruña

Mail: [luisa.losada@udc.es](mailto:luisa.losada@udc.es)

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2300-9537>

### Paula Mendiri

Departamento de Didácticas Específicas y Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación.

Facultad de Ciencias de la Educación.

Universidade da Coruña

Mail: [paula.mendiri@udc.es](mailto:paula.mendiri@udc.es)

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4706-4450>

### Nuria Rebollo-Quintela

Departamento de Didácticas Específicas y Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación.

Facultad de Ciencias de la Educación.

Universidade da Coruña

Mail: [nuria.rebollo@udc.es](mailto:nuria.rebollo@udc.es)

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9026-0794>

### Raúl Fragueta-Vale

Departamento de Didácticas Específicas y Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación.

Facultad de Ciencias de la Educación.

Universidade da Coruña

Mail: [raul.fragueta@udc.es](mailto:raul.fragueta@udc.es)

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0300-9903>

### RESUMEN

Medir el bienestar escolar permite obtener información importante sobre las percepciones de la infancia en uno de los lugares donde pasa buena parte de su día a día. El objetivo del presente estudio fue diseñar y validar un instrumento de medida del bienestar escolar en Educación Primaria (CUBE-EP). Esto se realizó en varias fases aplicándose, finalmente, a una muestra de 644 estudiantes (49.2% niños, 46.1% niñas) de 4º a 6º curso. Se llevó a cabo un análisis exploratorio ( $n = 328$ ) y confirmatorio ( $n = 316$ ). Se obtuvo un modelo conformado por seis dimensiones correlacionadas (actitud y comportamiento docente, relaciones entre iguales, conflictos entre iguales, metodología docente, emociones positivas y emociones negativas) en las que se integran los 29 ítems que componen el instrumento final. Se confirmó la invarianza factorial por sexo y se comprobó la fiabilidad compuesta y la varianza media extraída. Sus propiedades psicométricas lo convierten en una herramienta válida y fiable para su uso en la investigación del bienestar escolar y para que los centros educativos puedan realizar un diagnóstico con el que implementar acciones para la mejora del bienestar escolar de su alumnado.

*Palabras clave:* análisis factorial, bienestar escolar, educación primaria, invarianza de medida.

### Design and validation of a school well-being questionnaire in Primary Education

#### ABSTRACT

Measuring school well-being allows researchers to get relevant information to know children's perceptions regarding one of the places where they spend most of their daily life. The aim of the current research was to design and validate an instrument to measure school well-being in Primary Education (CUBE-EP). It was carried out in various stages ending up with its application to a sample of 644 students (49.2% boys, 46.1% girls) from years 4-6. Exploratory ( $n = 328$ ) and confirmatory ( $n = 316$ ) analysis were carried out. A model in six correlated dimensions (teachers' attitude and behaviour, peer relationships, peer conflicts, teachers' methodology, positive emotions, and negative emotions) was obtained. These dimensions incorporate the 29 items of the final instrument. Factorial invariance by sex was confirmed and composite reliability and average variance extracted were tested. Its psychometric properties make it a useful tool for research and for schools to have a diagnosis of the students' well-being to organise actions and proposals for improvement.

*Keywords:* factor analysis, school well-being, primary education, measurement invariance.

ISSN: 0210-2773

DOI: <https://doi.org/10.17811/rifie.20660>



## 1. Introducción

Hoy en día nadie duda del interés que despierta entre investigadores/as y profesionales del campo educativo garantizar el bienestar del alumnado en la escuela. En España se han realizado recientemente incorporaciones a la normativa educativa para mejorar el bienestar del alumnado en los centros educativos. Esto se refleja en la Ley Orgánica 3/2020, de 29 de diciembre, por la que se modifica la Ley Orgánica 2/2006, de 3 de mayo, de Educación (LOMLOE) con el impulso de la figura del/la coordinador/a de bienestar y protección, cuyas funciones son definidas en el artículo 35 de la Ley Orgánica 8/2021, de 4 de junio, de protección integral a la infancia y la adolescencia frente a la violencia. Lo que todavía representa una incógnita es cómo potenciar ese bienestar escolar del estudiante, para lo que se necesitan herramientas que midan qué es lo que este considera satisfactorio para su vida.

Definir y operativizar el bienestar se mantiene como objeto de debate científico (Graham *et al.*, 2014; Losada-Puente *et al.*, 2022), siendo el mayor reto alcanzar una definición consensuada que permita el diseño de un instrumento específico e integrado por el conjunto de elementos que conforman la experiencia escolar (Raccanello *et al.*, 2020). En la literatura reciente, el bienestar escolar aparece asociado con elementos como las relaciones entre iguales y con el profesorado (Casas *et al.*, 2013; Fouquet-Chaprade, 2011; Su *et al.*, 2019), la identificación, la actitud y el compromiso con la escuela (Buda y Szirmai, 2010; Yang *et al.*, 2018) y con el aprendizaje (Fanchini *et al.*, 2019), las características de los espacios (Chen *et al.*, 2020; Guimard *et al.*, 2015), el clima del aula (Buda y Szirmai, 2010; Fouquet-Chaprade, 2011), la sensación de seguridad (Guimard *et al.*, 2015), la competencia y el rendimiento académico (Fanchini *et al.*, 2019; Yang *et al.*, 2018), las emociones positivas y negativas (Buda y Szirmai, 2010; Fanchini *et al.*, 2019), entre otros.

Generalmente, estas dimensiones han sido estudiadas a través de instrumentos cuantitativos que incluyen ítems que miden la satisfacción con la escuela, junto a otros aspectos del bienestar individual y social (emociones, salud, relaciones con la familia, *bullying*, etc.) (Buda y Szirmai, 2010; Sabri *et al.*, 2015), que se centran en algún aspecto específico del bienestar, como es el social (Moliner *et al.*, 2020), o que incorporan mediciones de otros contextos como el familiar o el de las relaciones con iguales (Casas *et al.*, 2013). También hay instrumentos multidimensionales que miden el bienestar escolar a partir de modelos teóricos o que utilizan ítems de instrumentos diseñados previamente (Fanchini *et al.*, 2019; Fouquet-Chaprade, 2011; Guimard *et al.*, 2015). Aunque estos instrumentos presentan unas adecuadas propiedades psicométricas y han sido empleados en investigaciones, varios argumentos justifican la pertinencia de diseñar un nuevo instrumento de evaluación del bienestar escolar: (1) la limitación que supone que los instrumentos disponibles estén contruidos bajo un enfoque clásico deductivo, que toma como principal referencia las teorías subyacentes, sin tener en cuenta la información que la infancia proporciona sobre sus experiencias escolares; y (2) en el contexto español, los instrumentos existentes no evalúan de forma directa el bienestar escolar, sino que miden aspectos que teóricamente se relacionan con este. De ahí que sea necesario disponer de una herramienta completa, adaptada a nuestro contexto, que estudie el bienestar escolar de un modo inductivo.

Estudios internacionales se han hecho eco de la importancia que tiene garantizar una evaluación del bienestar desde la propia comprensión del alumnado sobre aquellas cosas que le hacen sentirse bien en la escuela (Anderson y Graham, 2016; Graham *et al.*, 2014) y superar el punto de vista adultocéntrico y, generalmente, orientado al déficit en lugar de al bienestar (Barran-

ce y Hampton, 2023). Por ejemplo, Anderson y Graham (2016) diseñaron un instrumento de bienestar escolar para Educación Primaria y Secundaria en tres dimensiones (relaciones, tener voz y reconocimiento) basado en un estudio cualitativo previo. También Fanchini *et al.* (2019) elaboraron su cuestionario utilizando las valoraciones del alumnado al instrumento *How I feel about Myself and School' research study* de McLellan y Steward (2015) y propusieron tres condiciones: centrarse en la infancia, en el contexto escolar y en la medición de aspectos hedónicos y eudaimónicos. En el contexto español, estudios recientes incorporan las opiniones de la infancia sobre su bienestar en la escuela (Casas *et al.*, 2013; Corominas *et al.*, 2022; Mendiri *et al.*, 2024), si bien la medición cuantitativa del constructo todavía se hace con instrumentos procedentes de contextos internacionales centrados en el bienestar subjetivo infantil (Corominas *et al.*, 2022), en la satisfacción con la vida escolar (Casas *et al.*, 2013), o incluso integrándolo en instrumentos de evaluación más amplios con medidas de aceptación social, emociones negativas, satisfacción escolar y autoevaluación (Lagonell *et al.*, 2018).

De ahí que el propósito de este estudio sea construir un instrumento que tome como referencia los planteamientos metodológicos recientes para el estudio del bienestar escolar de Educación Primaria, adaptándose al alumnado en el contexto escolar español y considerando su discurso como base para conocer qué influye en su bienestar escolar. Esta investigación se originó con la indagación cualitativa sobre qué es lo que hace al alumnado sentirse bien en la escuela (Mendiri *et al.*, 2024). A partir de los resultados obtenidos, se diseñó un instrumento cuantitativo caracterizado por: (a) ser específico de la infancia, abandonando la medición basada en indicadores elaborados para población adulta; (b) centrarse en el contexto escolar, considerando las interacciones y las experiencias específicas en este entorno; (c) enfocarse a la evaluación de lo que hace al alumnado sentirse bien en la escuela; y (d) incluir una perspectiva holística del constructo, que contemple elementos cognitivos (valoración subjetiva de la satisfacción con la vida del estudiante) y afectivos (emociones positivas y negativas). El objetivo del estudio fue diseñar y estudiar las propiedades psicométricas de un cuestionario del bienestar escolar para alumnado de Educación Primaria en el contexto español.

## 2. Método

### 2.1. Participantes

La muestra estuvo formada por 644 estudiantes de Educación Primaria de siete centros educativos (de los 17 con los que se contactó), de los cuales 317 (49.2%) fueron niños, 297 (46.1%) niñas, 4 (0.6%) estudiantes se identificaron con la categoría «otro» y 26 (4%) no contestaron. El alumnado cursaba 4º (19.6%), 5º (38.4%) y 6º (42.1%) curso, en centros públicos (70.5%) y concertados (29.5%). Dado que se realizó un estudio exploratorio y confirmatorio de las propiedades psicométricas del instrumento, se dividió la muestra en dos grupos equivalentes.

El primero (estudio exploratorio) estuvo formado por 328 estudiantes, de los cuales 145 fueron niños (44,2%) y 172 niñas (52,7%). El 0,3% (1 sujeto) se identificó con la categoría «otro» y un 2,7% no indicó su sexo. Un 72% (n = 236) estuvieron escolarizados en centros públicos y un 28% (n = 92) en concertados, en los cursos 4º (16,5%), 5º (37,6%) y 6º (46%).

El otro grupo (estudio confirmatorio) lo conformaron 316 estudiantes, de los cuales 172 (54,4%) fueron niños, 124 (39,2%) niñas, 3 (0,9%) se identificaron con la categoría «otro» y 17 (5,4%) no indicó su sexo. Se encontraban en 4º (22,8%), 5º (39,2%) y 6º (38%) curso en centros públicos (69%) y concertados (31%).

## 2.2. Instrumento

Se empleó el «Cuestionario de Bienestar Escolar en Educación Primaria» (CUBE-EP) diseñado *ad hoc* y validado en varias fases. Para su construcción inicial se realizó un estudio cualitativo con alumnado de Educación Primaria (Mendiri *et al.*, 2024), donde se le preguntó qué le hacía sentirse bien en la escuela en general y con relación a algunos aspectos relevantes, según la literatura previa (Losada-Puente *et al.*, 2022). A partir de ese estudio inicial, se extrajo un listado de 36 indicadores y se pidió a 251 estudiantes que evaluaran su importancia y comprensión (Tabla 1). Se aplicó, en dos centros públicos, por el profesorado de aula de forma grupal, en hora lectiva, siguiendo las orientaciones facilitadas por el equipo investigador. Como resultado, se incorporó información entre paréntesis en dos ítems (me animan a aprender, a trabajar, en el ítem «Mis profesores/as me motivan» y me atienden cuando pasa algo en «Mis profesores/as se preocupan por mí»). Este procedimiento de validación de contenido basado en el juicio emitido por el alumnado constituyó un formato alternativo, situado entre la clásica validación mediante juicio de expertos y la prueba piloto (Heale y Twycross, 2015). Se depuraron los ítems relativos a las actividades extraescolares y al comedor, dada la ausencia de respuesta por parte del alumnado que no participaba en estos. Se incorporaron estas preguntas, en el instrumento final, en forma de datos sociodemográficos.

**Tabla 1.**

*Estadísticos descriptivos sobre la importancia concedida por el alumnado de Educación Primaria a un conjunto de ítems extraídos de la evaluación cualitativa del bienestar escolar.*

Ítems mejor valorados	M	DT	CV
Que mi colegio sea seguro	3,54	0,67	0,19
Que mis profesores/as me enseñen cosas nuevas	3,67	0,56	0,15
Que mis profesores/as me expliquen de forma que o pueda entender	3,71	0,53	0,14
Que mis profesores/as tengan ganas de enseñar	3,59	0,62	0,17
Que mis profesores/as me ayuden cuando o necesite	3,67	0,55	0,15
Que mis profesores/as sean amables	3,60	0,65	0,18
Que mis profesores/as sean justos/as conmigo	3,53	0,69	0,20
Llevarme bien con mis profesores/as	3,59	0,70	0,20
Llevarme bien con mis compañeros/as	3,58	0,64	0,18
Que no me insulten	3,51	0,87	0,25
Que no me peguen	3,61	0,78	0,22
Que no se metan con los demás	3,61	0,76	0,21
Sentirme parte del grupo clase	3,59	0,62	0,17
Sentirme satisfecho/a con lo que hago	3,63	0,58	0,16
Ítems con valoración media			
Que el tamaño de mi colegio sea adecuado para los/as alumnos/as que somos	3,22	0,71	0,22
Que los espacios de mi colegio sean adecuados	3,40	0,63	0,19
Que mi aula sea acogedora	3,24	0,74	0,23
Que en clase podamos sentarnos en parejas, grupos...	3,30	0,90	0,27
Tener tiempo suficiente para hacer mis deberes	3,47	0,61	0,18

Ítems mejor valorados	M	DT	CV
Tener tiempo suficiente para descansar	3,24	0,84	0,26
Que mis profesores/as me enseñen a través de prácticas, juegos, excursiones...	3,44	0,71	0,21
Que mis profesores/as me permitan trabajar en grupo con mis compañeros/as	3,35	0,74	0,22
Que mis profesores/as me motiven	3,48	0,68	0,20
Que mis profesores/as se preocupen por mí	3,34	0,74	0,22
Sentirme valorado/a por mis profesores/as	3,37	0,68	0,20
Ítems peor valorados			
Que cuando hay problemas en clase nuestros profesores/as ayuden a solucionarlos	3,42	0,68	0,20
Que mis profesores/as se lleven bien entre ellos/as	3,28	0,82	0,25
Que mis profesores/as no tengan favoritos/as	3,40	0,97	0,29
Que mis compañeros/as me ayuden cuando lo necesite	3,35	0,70	0,21
Que mis compañeros/as se preocupen por mí	3,35	0,74	0,22
Sentirme valorado/a por mis compañeros/as	3,43	0,74	0,22
Poder decidir sobre cosas del colegio	2,90	0,86	0,30
Poder decidir sobre cosas de clase	2,97	0,84	0,28
Que mis exámenes no sean muy difíciles	2,94	0,90	0,31
Que mis profesores/as y mi familia hablen con frecuencia	2,90	0,87	0,30
Quedarme en madrugadores y/o comedor	2,35	1,12	0,48
Participar en actividades extraescolares en el colegio	2,56	1,08	0,42

*Nota.* M: Media, DT: Desviación típica, CV: coeficiente de variación.

La versión final se compuso de 42 ítems medidos a través de una escala tipo Likert de 5 puntos (de 1: *nada* a 5: *mucho*) con 35 preguntas sobre la satisfacción con la escuela en seis dimensiones conformadas a partir de los resultados obtenidos en Mendiri *et al.* (2024): espacios escolares y tiempos (6 ítems), autonomía y logro (4 ítems), actitud docente (12 ítems), metodología docente (5 ítems), relación entre iguales (5 ítems), conflictos entre iguales (3 ítems), así como 6 ítems sobre emociones. Se incorporó un ítem sobre su satisfacción general en el colegio.

## 2.3. Procedimiento

Los datos se recogieron durante el curso académico 2022-2023. Se contactó con los equipos directivos de varios centros educativos de A Coruña para explicarles los objetivos del estudio y solicitar su colaboración. Se entregó una hoja de información para el centro, para las familias y para el alumnado, y un consentimiento informado que las familias y el alumnado debían firmar conforme estaban dispuestos a participar y autorizaban que sus datos fuesen empleados con fines de investigación. Se obtuvo un informe favorable del Comité de Ética para la Investigación y la Docencia de la Universidad de A Coruña (CEID-UDC Informe n.º 2023-006). El cuestionario se aplicó en dos formatos (papel u online) en el aula, de forma grupal y presencial, bajo supervisión del docente y estando presente una de las investigadoras, en un tiempo de 15-20 min. en una hora lectiva.

## 2.4. Análisis de datos

Se analizaron las propiedades psicométricas del instrumento con los datos obtenidos en 41 ítems, es decir, excluyendo el ítem sobre satisfacción general. Los valores perdidos fueron tratados mediante imputación única, existiendo un bajo porcentaje de casos perdidos (entre 0,3-2,6%), calculando las entradas faltantes de cada ítem y reemplazándolas con la media de las observaciones. Los ítems formulados en negativo (ítems 9 y 24) fueron recodificados. Esto afectó únicamente a los cuestionarios cumplimentados en papel, pues la versión online forzaba la respuesta obligatoria a cada ítem.

Para comprobar la validez en relación con la estructura interna, se realizaron análisis factoriales exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC). El AFE se estudió mediante el método de *ejes principales* y rotación *oblimin*. La extracción de factores se basó en el análisis paralelo. La prueba de esfericidad de Bartlett ( $\chi^2_{820} = 4401$ ;  $p < 0,001$ ) y Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = 0,874) informaron de la ausencia de correlaciones entre ítems que constituyesen una matriz de identidad. Se estudió la fiabilidad como consistencia interna (Omega de McDonald y Alpha de Cronbach). Se consideraron aceptables valores  $\geq 0,70$  (Haele y Twycross, 2015). Se empleó el programa Jamovi 2.3.21.

El AFC se realizó mediante el método Mínimos Cuadrados No Ponderados (MCNP) dado el incumplimiento del supuesto de normalidad multivariada (Coeficiente de Mardia = 51,648,  $p < 0,05$ ; Morata-Ramírez *et al.*, 2015). Se valoró el ajuste de los datos a los modelos en evaluación a partir de los índices de ajuste de chi-cuadrado ( $\chi^2$ ), y sus grados de libertad ( $gl$ ), de ajuste absoluto (residuo estandarizado cuadrático medio, SRMR), global (Índice bondad de ajuste, GFI; e índice absoluto de bondad de ajuste, AGFI), incremental (índice de ajuste normado, NFI) y parsimonioso (índice de ajuste normado de parsimonia, PNFI, y la razón de parsimonia, PRATIO). Para determinar el ajuste de los datos a los modelos se establecieron los siguientes valores como puntos de corte:  $\chi^2/gl < 2-3$ , SRMR  $\leq 0,08$  (excelente) y  $\leq 0,10$  (aceptable), GFI y AGFI  $\geq 0,95$  (excelente) y  $0,90$  (aceptable), NFI  $\geq 0,95$  (excelente) y  $0,90$  (aceptable), PNFI y PRATIO valor cercano a 1 (excelente) o  $> 0,50$  (aceptable) (Hair *et al.*, 2019; Lévy y Varela, 2006). Se empleó el programa AMOS de IBM SPSS 27.0.

Se probaron cuatro modelos, siendo uno el de Factor Común, que requirió calcular los índices estadísticos que evalúan la robustez del factor general (FG) y la contribución de los factores específicos (Fes) (Domínguez-Lara y Rodríguez, 2017) dada la posible sobreestimación de los índices previamente mencionados. Se calculó la varianza común explicada (ECV) y la específica de cada ítem (ECV-I), el Omega Jerárquico General ( $\omega_h$ ) y de las subescalas ( $\omega_{hs}$ ) y el Porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC) considerándose la presencia de multidimensionalidad cuando el PUC es  $< 0,70$ , ECV  $< 0,70$  ( $< 0,80$  en cada ítem),  $\omega_h < 0,70$  y  $\omega_{hs} \leq 0,30$  (Reise *et al.*, 2013; Rodríguez *et al.*, 2016). Se empleó la calculadora de índices bifactoriales (Bifactor Index Calculator) (Dueber, 2017).

Finalmente, se estudió la invarianza factorial por sexo mediante Análisis Factorial Confirmatorio Multigrupo (AFCMG). Se comprobaron los modelos de invarianza configural ( $M_1$ ), métrica ( $M_2$ ), fuerte ( $M_3$ ) y estricta ( $M_4$ ) (Elosua, 2005; Putnick y Bornstein, 2016) con el método de MCNP. Se consideraron valores en el cambio de incremento de GFI y AGFI ( $\Delta GFI$  y  $\Delta AGFI$ ), NFI ( $\Delta NFI$ ), PNFI ( $\Delta PNFI$ ) y SRMR ( $\Delta SRMR$ )  $\leq 0,01$ . Adicionalmente, se calculó mediante el método de máxima verosimilitud (MV) el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), el criterio de información Akaike (AIC) y el índice de validación cruzada esperada (ECVI), de los que se esperaban valores equivalentes

para aceptar la invarianza entre modelos (Lévy y Varela, 2006; Rodríguez *et al.*, 2016). Se valoró la confiabilidad del cuestionario con el coeficiente de Omega de McDonald ( $\omega$ ), la Fiabilidad Compuesta (FC) y la validez convergente a través de la Varianza Media Extraída (VME). Se consideró adecuado un valor de FC  $> 0,70$  (Nunally, 1978) y  $> 0,50$  para VME (Fornell y Larcker, 1981).

## 3. Resultados

### 3.1. Análisis Factorial Exploratorio

La estructura inicial ofreció una solución en cinco factores que explicaba el 35,2% de la varianza. La tabla 2 muestra las saturaciones de cada ítem en los factores. Dado que algunos ítems (1, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 34 y 35) tenían una saturación  $< 0,35$ , y otros presentaban una unicidad  $\geq 0,75$  (2 y 22), se eliminaron y se realizó un segundo análisis.

**Tabla 2.**

Resumen de las cargas factoriales de los ítems del CUBE-EP extraído mediante el método de ejes principales con rotación oblimin.

Ítem	Factor					Unicidad
	1	2	3	4	5	
1 Mi colegio es seguro	0,21	0,08	0,09	-0,03	0,03	0,90
2 El tamaño de mi colegio es adecuado para los/as alumnos/as que somos	-0,10	0,12	0,10	-0,02	0,37	0,84
3 Los espacios de mi colegio son adecuados (limpios, amplios...)	0,22	0,08	0,11	-0,06	0,11	0,85
4 Puedo decidir sobre cosas del colegio	0,23	0,14	0,09	0,23	-0,01	0,87
5 Mi aula es acogedora (tamaño, luz, temperatura...)	0,24	0,01	0,23	0,03	0,17	0,78
6 En clase nos podemos sentar en parejas, grupos...	-0,04	0,18	0,12	-0,03	0,31	0,82
7 Puedo decidir sobre cosas de clase	0,32	0,27	-0,03	0,33	-0,01	0,76
8 Tengo tiempo suficiente para hacer mis deberes	0,24	-0,06	0,09	-0,15	0,20	0,81
9 Mis exámenes son muy difíciles	0,13	-0,01	0,05	-0,18	0,04	0,93
10 Tengo tiempo suficiente para descansar (recreos, entre clase y clase...)	0,15	-0,06	0,29	-0,01	0,38	0,67
11 Mis profesores/as me enseñan cosas nuevas	0,19	0,01	-0,05	-0,15	0,49	0,63
12 Mis profesores/as me enseñan a través de prácticas, juegos, excursiones...	0,29	-0,06	0,14	0,05	0,38	0,65
13 Mis profesores/as me permiten trabajar en grupo con mis compañeros/as	0,08	0,06	0,11	<0,001	0,47	0,70

Ítem	Factor					Unicidad
	1	2	3	4	5	
14 Mis profesores/as me explican de forma que lo pueda entender	0,52	0,00	-0,13	-0,04	0,29	0,58
15 Mis profesores/as me motivan (me animan a aprender, a trabajar)	0,52	0,08	0,17	0,10	0,17	0,51
16 Mis profesores/as tienen ganas de enseñar	0,65	-0,01	-0,09	-0,09	0,11	0,53
17 Mis profesores/as me ayudan cuando lo necesito	0,61	0,09	-0,07	0,02	0,11	0,56
18 Mis profesores/as son amables (no gritan, me respetan...)	0,71	-0,09	0,01	-0,01	0,11	0,45
19 Mis profesores/as se preocupan por mí (me atienden cuando pasa algo)	0,76	0,11	-0,05	0,06	-0,04	0,44
20 Me siento valorado/a por mis profesores/as	0,74	0,04	0,07	-0,06	-0,09	0,41
21 Cuando hay problemas en clase, nuestros profesores/as ayudan a solucionarlos	0,52	-0,05	0,06	-0,02	0,22	0,57
22 Mis profesores/as se llevan bien entre ellos/as	0,35	0,15	-0,19	-0,04	0,21	0,75
23 Mis profesores/as son justos/as conmigo	0,61	-0,02	0,15	-0,04	-0,10	0,56
24 Mis profesores/as tienen favoritos/as en clase	0,40	-0,26	0,26	-0,09	-0,15	0,71
25 Me llevo bien con mis profesores/as	0,62	0,06	0,17	-0,03	-0,10	0,49
26 Mis compañeros/as me ayudan cuando lo necesito	-0,04	0,57	0,03	-0,13	0,03	0,62
27 Mis compañeros/as se preocupan por mí	-0,03	0,84	0,00	0,04	0,03	0,30
28 Me llevo bien con mis compañeros/as (jugamos juntos...)	0,07	0,45	-0,06	-0,17	0,07	0,70
29 Mis compañeros/as me insultan	0,04	-0,25	-0,05	0,55	<0,001	0,56
30 Mis compañeros/as me pegan	-0,08	-0,01	0,09	0,67	0,01	0,55
31 Mis compañeros/as se meten con los demás (insultos, peleas, dejar de lado...)	0,05	-0,05	-0,03	0,61	-0,07	0,61
32 Me siento parte del grupo de clase	0,26	0,51	0,02	-0,06	-0,16	0,59

Ítem	Factor					Unicidad
	1	2	3	4	5	
33 Me siento valorado/a por mis compañeros/as	0,08	0,63	0,14	-0,15	-0,02	0,42
34 Me siento satisfecho/a con lo que hago (trabajo, esfuerzo...)	0,20	0,21	0,18	-0,22	0,03	0,70
35 Mis profesores/as y mi familia hablan con frecuencia (como voy durante el curso, aspectos positivos, problemas...)	0,18	0,03	0,14	-0,05	0,10	0,89
36 Alegría	0,01	0,22	0,54	0,03	0,14	0,56
37 Diversión	0,00	0,20	0,52	0,03	0,22	0,55
38 Calma	0,16	0,19	0,37	0,05	-0,02	0,72
39 Aburrimiento	-0,11	0,08	-0,46	0,12	0,06	0,72
40 Cansancio	-0,07	0,06	-0,48	0,21	0,10	0,67
41 Tristeza	-0,07	-0,02	-0,29	0,41	0,04	0,66

El segundo análisis ofreció una estructura de cinco factores que explicó el 43.2% de la varianza. El ítem 41 (Tristeza) presentó una saturación de 0,40 en el factor 3 - Conflictos; pero, al tratarse de una emoción, se estudió su carga en el factor 4 - Emociones (0,32) y se aceptó incluirlo en este esperando confirmarlo con el AFC. Este mismo criterio fue aplicado al ítem 30, con carga factorial de 0,49 en el factor 1 y 0,32 en el factor 5. Se incluyó en el factor 5 - Metodología docente, dada su mayor concordancia teórica. La tabla 3 muestra los resultados tras eliminar estos ítems.

**Tabla 3**

Medias, desviaciones típicas y cargas factoriales rotadas para los ítems del CU-*BE-EP*: solución en cinco factores.

Ítems	M	DT	Cargas factoriales
Factor 1 (17,1% varianza): Actitud y comportamiento docente ( $\omega = 0,88$ ; $\alpha = 0,87$ )			
20	4,02	1,08	0,74
19	4,18	0,94	0,73
18	3,95	1,08	0,70
25	4,16	0,93	0,66
23	4,04	1,01	0,64
16	4,14	0,95	0,62
17	4,42	0,82	0,61
21	4,20	0,96	0,53
15	3,84	1,15	0,50
24	2,94	1,65	0,40
Factor 2 (8,44% varianza): Relaciones con iguales ( $\omega = 0,80$ ; $\alpha = 0,80$ )			
27	3,94	1,08	0,87
33	3,93	1,12	0,64
26	4,12	0,93	0,62
32	4,20	1,10	0,49
28	4,33	0,99	0,44



Ítems	M	DT	Cargas factoriales		
Factor 3 (5,93% varianza): Conflictos entre iguales ( $\omega = 0,72$ ; $\alpha = 0,69$ )					
30	1,38	0,61	0,73		
31	2,20	0,65	0,63		
29	1,74	0,53	0,61		
Factor 4 (6,33% varianza): Emociones ( $\omega = 0,73$ ; $\alpha = 0,71$ ) <sup>a</sup>					
36	4,11	0,94	0,52		
37	4,21	1,02	0,45		
40	3,00	1,33	-0,49		
39	3,12	1,37	-0,48		
38	3,20	1,18	0,36		
41	4,12	1,09	0,32		
Factor 5 (4,66% varianza): Metodología docente ( $\omega = 0,72$ ; $\alpha = 0,71$ )					
11	4,50	0,98	0,47		
12	3,24	1,16	0,47		
13	3,97	1,04	0,45		
10	3,63	1,15	0,36		
14	4,39	0,85	0,32		
Correlación entre factores					
	F1	F2	F3	F4	F5
F1	—				
F2	0,33*	—			
F3	-0,22*	-0,38*	—		
F4	0,48*	0,41*	-0,33*	—	
F5	0,60*	0,26*	-0,16*	0,34*	—

Nota. <sup>a</sup>Para el cálculo de la fiabilidad del Factor 4 se emplearon los ítems recondicionados relativos a las emociones negativas (39 – Aburrimiento; 40 – Cansancio; 41 – Tristeza). \* $p < 0,001$ . M: Media, DT: Desviación típica.

### 3.2. Análisis Factorial Confirmatorio

Se realizó un AFC con el método MCNP. Se probaron varias soluciones basadas en los análisis precedentes (EFA) y en la literatura de partida: (a) modelo 1, extraído de la estructura exploratoria; (b) modelo 2, diferenciando las emociones positivas y negativas (c) modelo 3, considerando dos factores de segundo orden: satisfacción escolar y afectos. Los tres modelos mostraron unos índices de ajuste aceptables (Tabla 4), siendo el que mejor ajuste presentó el modelo 2 formado por seis factores correlacionados (actitudes y comportamientos docentes, metodología docente, relaciones con iguales, conflictos entre iguales, emociones positivas y emociones negativas).

Se estudió también un modelo de Factor Común (Tabla 4, modelo 4) para comprobar si la presencia de un factor general (FG) explicaría una mayor proporción de variabilidad de los ítems, comparado con los factores específicos (FEs). Al evaluarlo junto a los anteriores modelos se obtuvo una medida de ajuste adecuada y equivalente a la del modelo 2. En la tabla 4 se interpreta que el 36% de la varianza en los ítems se debió al FG ( $\omega_h = 0,62$ ) y los demás FEs ofrecieron información sustancial ( $> 0,30$ ); esto es, FE<sub>1</sub> ( $\omega_{h1} = 0,40$ ), FE<sub>2</sub> ( $\omega_{h2} = 0,51$ ), FE<sub>3</sub> ( $\omega_{h3} = 0,81$ ), FE<sub>4</sub> ( $\omega_{h4} = 0,68$ ), FE<sub>5</sub> ( $\omega_{h5} = 0,53$ ) y FE<sub>6</sub> ( $\omega_{h6} = 0,47$ ). Aunque el PUC fue elevado ( $> 0,80$ ), la cantidad de varianza común explicada estuvo por debajo de lo esperado ( $ECV < 0,70$ ). Además, los FEs tuvieron mayor influencia sobre los ítems que el FG ( $ECVI_{promedio} = 0,37 < 0,001-0,721$ ). Con ello, se descartó una interpretación de instrumento como unidimensional considerándolo una medida multidimensional, reflejada a través del modelo 2 (Figura 1).

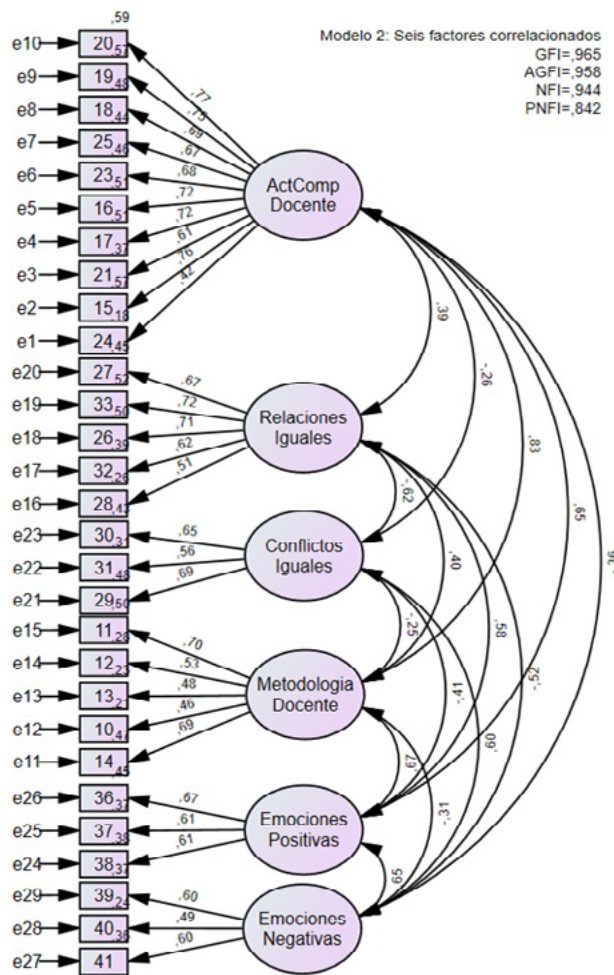


Figura 1. Estructura Factorial Confirmatoria del bienestar escolar: Modelo 2.

Tabla 4.

Índices de Bondad de Ajuste de los modelos para el CUBE-EP.

Modelos	$\chi^2$	gl	$\chi^2/gl$	GFI	AGFI	NFI	PNFI	PRATIO	SRMR	$\omega_h$	PUC	ECV
1	871,96	367	2,38	0,96	0,95	0,93	0,85	0,90	0,062			
2	860,74	362	2,38	0,97	0,96	0,94	0,84	0,89	0,057			
3	1204,79	370	3,26	0,94	0,93	0,91	0,83	0,91	0,075			
4	570,67	339	1,68	0,97	0,97	0,96	0,80	0,84	0,52	0,62	0,82	0,40

Nota. Modelo 1: cinco factores correlacionados; Modelo 2: seis factores correlacionados: emociones positivas y negativas; Modelo 3: 2º orden: dos factores; Modelo 4: factor común. GFI: índice bondad de ajuste, AGFI: índice absoluto de bondad de ajuste, NFI: índice de ajuste normado, PNFI: índice de ajuste normado de parsimonia, PRATIO: razón de parsimonia; SRMR: residuo cuadrático medio,  $\omega_h$ : Omega Jerárquico General, ECV: varianza común explicada, PUC: porcentaje de correlaciones no contaminadas.

3.3. Invarianza factorial, confiabilidad y validez convergente y de criterio.

Para determinar la invarianza en función del sexo, se comenzó evaluando el ajuste del modelo base (modelo 2) sin restricciones para cada grupo para comprobar la invarianza configural ( $M_1$ ) (Figura 2).

Los índices obtenidos (Tabla 5) permitieron aceptar la equivalencia de los modelos de medida básicos entre las dos muestras. Para comprobar la invarianza métrica (débil,  $M_2$ ), se añadió al modelo base restricciones sobre las cargas factoriales, resultando valores que permitieron aceptar este nivel de invarianza al observarse diferencias de 0,01 en la mayoría de los índices, excepto el  $NFI_{\text{modelo1-modelo2}} = 0,02$ . Se corroboró con índices adicionales calculados por el método MV (RMSEA<sub>modelo1</sub> = 0,05 [0,05-0,06]; RMSEA<sub>modelo2</sub> = 0,05 [0,05-0,06]; AIC<sub>modelo1</sub> = 1599,48; AIC<sub>modelo2</sub> = 1588,72; ECVI<sub>modelo1</sub> = 5,44 [5,11-5,80]; ECVI<sub>modelo2</sub> = 5,40 [5,07-5,77]).

Seguidamente, se estudió la invarianza escalar (fuerte,  $M_3$ ) mediante la evaluación de la equivalencia entre interceptos. El modelo continuó teniendo un buen ajuste (Tabla 5), con diferencias de 0,01 en la mayoría de los índices, excepto en NFI (diferen-

cia de 0,02). El RMSEA se mantuvo constante (0,05 [0,05-0,06]), y las diferencias entre índices AIC (AIC<sub>modelo2</sub> = 1588,72; AIC<sub>modelo3</sub> = 1596,34) y ECVI (ECVI<sub>modelo2</sub> = 5,40 [5,07-5,77] y ECVI<sub>modelo3</sub> = 5,43 [5,09-5,80]) fueron pequeñas.

Por último, se comprobó la invarianza residual (estricta,  $M_4$ ) estudiando la similitud entre grupos en la suma de la varianza específica y el error de varianza. Los valores de la tabla 5 señalan que el modelo de invarianza factorial estricta no fue significativamente peor que los modelos previos ( $M_2$  y  $M_3$ ) permitiendo concluir la invarianza residual. Los resultados del RMSEA, que mostró equivalencia entre modelos (0,05 [0,05-0,06]), AIC (AIC<sub>modelo3</sub> = 1596,34; AIC<sub>modelo4</sub> = 1634,74), y ECVI (ECVI<sub>modelo3</sub> = 5,43 [5,09-5,80]; ECVI<sub>modelo4</sub> = 5,56 [5,20-5,94]) apoyaron esta conclusión.

Por último, se calculó los índices de fiabilidad (Omega de McDonald y Fiabilidad Compuesta) y varianza media extraída (VME) para el modelo en conjunto y las submuestras por sexo. Los datos de la tabla 6 muestran una confiabilidad general y para cada submuestra aceptable, con valores en torno o superiores a 0,70, salvo las emociones negativas y la metodología docente. El porcentaje de varianza osciló entre el 30% y el 60% para la muestra general, entre el 33% y el 49% para los niños y el 34% y el 82% para las niñas.

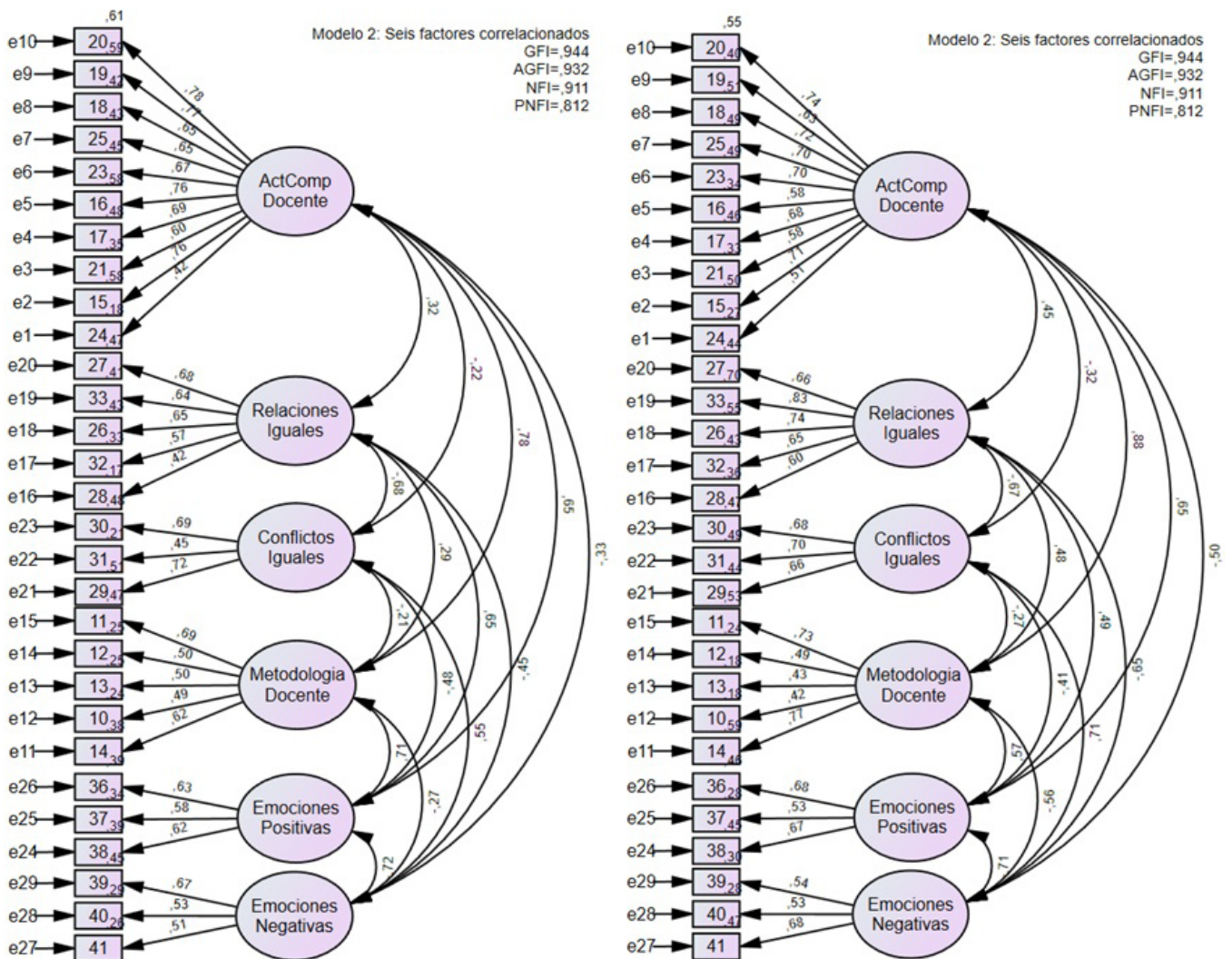


Figura 2. Análisis de invarianza factorial por sexo en el Modelo 2.

Nota. Representación gráfica del modelo 2 sin restricciones para la muestra de niños (izquierda) y de niñas (derecha).

**Tabla 5.**

Índices de ajuste de la invarianza de medida del CUBE-EUP para el sexo.

Modelos	$\chi^2 / gl$	$\Delta\chi^2 / gl$	SRMR	$\Delta$ SRMR	GFI	AGFI	$\Delta$ GFI	$\Delta$ AGFI	NFI	$\Delta$ NFI	PNFI	$\Delta$ PNFI
Invarianza configural	1,60		0,071		0,94	0,93			0,91		0,81	
Invarianza métrica	1,83	-0,23	0,076	-0,01	0,93	0,92	0,01	0,01	0,89	0,02	0,82	-0,01
Invarianza escalar	2,04	-0,21	0,082	-0,01	0,92	0,91	0,01	0,01	0,88	0,02	0,83	-0,01
Invarianza estricta	2,09	-0,05	0,077	0,01	0,92	0,91	0,01	<0,01	0,87	0,01	0,85	-0,02

Nota. Modelo 1: cinco factores correlacionados; Modelo 2: seis factores correlacionados: emociones positivas y negativas; Modelo 3: 2º orden: dos factores; Modelo 4: factor común. SRMR: residuo cuadrático medio, GFI: índice bondad de ajuste, AGFI: índice absoluto de bondad de ajuste, NFI: índice de ajuste normado, PNFI: índice de ajuste normado de parsimonia,  $\Delta$ : diferencia.

**Tabla 6.**

Coeficiente Omega de McDonald, Fiabilidad compuesta y varianza media extraída de las dimensiones del CUBE-EP.

Factor	Modelo 2 (n = 318)			Modelo 2 con niños (n = 172)			Modelo 2 con niñas (n = 126)		
	$\omega$	FC	VME	$\omega$	FC	VME	$\omega$	FC	VME
F1: Actitud y comportamiento docente	0,88	0,87	0,40	0,88	0,86	0,38	0,87	0,88	0,42
F2: Relaciones entre iguales	0,78	0,68	0,44	0,72	0,65	0,37	0,83	0,73	0,57
F3: Conflictos entre iguales	0,67	0,75	0,60	0,65	0,69	0,45	0,72	0,80	0,82
F4: Metodología docente	0,69	0,59	0,49	0,68	0,57	0,45	0,67	0,69	0,76
F5: Emociones positivas	0,66	0,63	0,57	0,64	0,69	0,49	0,67	0,66	0,66
F6: Emociones negativas	0,57	0,47	0,30	0,60	0,50	0,33	0,61	0,50	0,34

Nota.  $\omega$ : Omega de McDonald, FC: Fiabilidad compuesta; VME: Varianza media extraída.

#### 4. Discusión y conclusiones

El objetivo de la investigación fue estudiar las propiedades psicométricas de un cuestionario para medir el bienestar escolar en el alumnado de Educación Primaria. Para su diseño, en una fase inicial, se analizó el discurso del alumnado a partir de preguntas que fueron formuladas atendiendo a lo expresado en la literatura (Losada-Puente *et al.*, 2022) en referencia al bienestar subjetivo (valoración cognitiva y afectiva de las experiencias escolares), al bienestar psicológico (autorrealización y crecimiento personal) y al social (relaciones en el entorno escolar). En la siguiente fase, se redactaron los ítems y el alumnado valoró la importancia de los mismos como influyentes en su bienestar en la escuela teniendo que eliminar aquellos que hacían mención al bienestar psicológico (p.ej., me siento satisfecho con lo que hago) por lo que el cuestionario final queda compuesto por las valoraciones cognitivas (satisfacción escolar) y afectivas (emociones) integrando, también, las referentes a las relaciones entre iguales y profesorado-alumnado.

Por lo tanto, el propósito final de su construcción es obtener información importante para conocer cómo la infancia valora sus experiencias en uno de los lugares donde pasa buena parte de su día a día (Barrance y Hampton, 2023; Su *et al.*, 2019). Siguiendo lo expresado por Muñiz y Fonseca-Pedrero (2019) «la construcción de los ítems constituye una de las etapas más cruciales dentro del proceso de elaboración del test. Los ítems son la materia prima, los ladrillos a partir de los cuales se conforma un instrumento de evaluación» (p. 9), la mayor potencialidad del CUBE-EP es que

sus ítems surgen de la percepción del alumnado confiriéndole, además, validez de contenido al poner en valor los elementos a los que este le da importancia y comprobar, posteriormente, su correspondencia con lo estudiado sobre el bienestar escolar. Esto es coherente con las propuestas actuales que apuestan por el diseño de instrumentos específicos para población infantil (Fanchini *et al.*, 2019; Tian *et al.*, 2015) y que surjan de su propio discurso (Anderson y Graham, 2016; Graham *et al.*, 2014). A ello se suma el hecho de que el CUBE-EP rellena una laguna presente en el territorio español, en el que no se han encontrado instrumentos que cumplan con las características propuestas.

El análisis exploratorio del instrumento permitió considerar cinco dimensiones que, después del análisis confirmatorio, resultaron ser seis: actitudes y comportamiento docente, relaciones entre iguales, conflictos entre iguales, metodología docente, emociones positivas y emociones negativas (previamente consideradas «emociones» de forma integrada). La presencia de algunas de estas dimensiones en otros cuestionarios justifican la relevancia de su análisis conjunto a través de un instrumento unificado que aglutine conceptos tales como las relaciones dentro del entorno escolar (con iguales y con el profesorado) (Fouquet-Chaprade, 2011; Konu y Rimpelä, 2002; Liu *et al.*, 2015; Su *et al.*, 2019; Tian *et al.*, 2015), incluyendo la ausencia de conflictos y la sensación de seguridad (Guimard *et al.*, 2015), el rol del docente (actitudes, comportamientos, metodologías) (Guimard *et al.*, 2015; Tian *et al.*, 2015), o las emociones positivas y negativas (Buda y Szirmai, 2010; Fanchini *et al.*, 2019; Liu *et al.*, 2015).



Otros aspectos previamente considerados en el diseño inicial del instrumento tras el análisis cualitativo, como por ejemplo la autonomía y la satisfacción con los propios logros, no tuvieron peso en el instrumento final. Instrumentos previos contemplan dimensiones como la identificación, actitud y compromiso con la escuela (Buda y Szirmai, 2010; Moliner *et al.*, 2020; Yang *et al.*, 2018), autorrealización (Konu y Rimpelä, 2002), logro (Moliner *et al.*, 2020; Tian *et al.*, 2015) o la competencia y el rendimiento académico (Fanchini *et al.*, 2019; Liu *et al.*, 2015; Yang *et al.*, 2018). En el presente estudio, la ausencia de estas dimensiones (eliminadas durante los análisis factoriales) no implica que no se consideren relevantes para futuras investigaciones sobre bienestar escolar, estudiando su relación con estas otras variables del entorno escolar.

Este argumento también se aplica a la exclusión, en el CUBE-EP, de elementos del entorno escolar (características del centro, del aula, organización escolar), presentes en otros cuestionarios en los que se contemplan dimensiones relativas a las características de los espacios (Chen *et al.*, 2020; Guimard *et al.*, 2015; Konu y Rimpelä, 2002) o al clima del aula (Buda y Szirmai, 2010; Fouquet-Chauprade, 2011; Liu *et al.*, 2015). Además, merece atención la exclusión del ítem que alude a la comunicación familia-escuela, también ausente en los cuestionarios de los estudios mencionados.

Estructuralmente, se ha obtenido un instrumento con unas buenas propiedades psicométricas, formado por 29 ítems agrupados en las seis dimensiones mencionadas previamente. Además, esta estructura factorial permanece invariable en el grupo de niños y de niñas. Una posible limitación del instrumento se refiere a la fiabilidad en algunas dimensiones (metodología docente y emociones positivas y negativas) cuando se tiene en cuenta a todo el alumnado participante. Esto invita a considerar la necesidad de realizar estudios con una muestra más amplia, así como indagar de nuevo sobre el valor concedido a las emociones negativas, al ser esta la dimensión con menor varianza extraída explicada. Así mismo, en esta investigación no se ha realizado un estudio de la validez concurrente ni discriminante, al no comparar los resultados obtenidos con los de otras escalas. Sabiendo de la existencia de escalas interesantes en las que se evalúan conceptos relacionados con el bienestar, una línea interesante de futuro sería tenerlas en cuenta para un análisis comparativo.

En definitiva, la construcción de este instrumento no solo tiene fines investigadores, sino que representa una herramienta de utilidad para los centros educativos, por su sencillez, brevedad y fácil interpretación a la hora de obtener un diagnóstico del bienestar del alumnado dentro de este espacio. Así, será posible describir situaciones cotidianas en los centros educativos que puedan ser generadoras de bienestar/malestar para el alumnado y, a partir de su análisis, organizar acciones y propuestas de mejora para el fortalecimiento de las relaciones, el aprendizaje académico y socio-emocional y la resolución de posibles conflictos, generalmente a través de la figura del coordinador de bienestar y protección, tal y como se recoge en la normativa educativa actual.

## Referencias

- Anderson, D. L., y Graham, A. P. (2016). Improving student well-being: having a say at school. *School Effectiveness and School Improvement*, 27(3), 348-366. <https://doi.org/10.1080/09243453.2015.1084336>
- Barrance, R. M., y May Hampton, J. M. (2023). The relationship between subjective well-being in school and children's participation rights: international evidence from the Children's Wo Worlds survey. *Children and Youth Services Review*, 151, 107038. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2023.107038>
- Buda, M., y Szirmai, E. (2010). School Bullying in the Primary School. Report of a Research in Hajdú-Bihar County (Hungary). *Journal of Social Research & Policy*, 1(1), 49-68.
- Casas, F., Bălătescu, S., Bertran, I., González, M., y Hatos, A. (2013). School satisfaction among adolescents: Testing different indicators for its measurement and its relationship with overall life satisfaction and subjective well-being in Romania and Spain. *Social Indicators Research*, 111, 665-681. <http://doi.org/10.1007/s11205-012-0025-9>
- Chen, X., Tian, L. y Huebner, E. S. (2020). Bidirectional relations between subjective well-being in school and prosocial behavior among elementary school-aged children: A longitudinal study. *Child & Youth Care Forum*, 49(1), 77-95. <https://doi.org/10.1007/s10566-019-09518-4>
- Corominas, M., González-Carrasco, M., y Casas, F. (2022). Children's school subjective well-being: the importance of schools in perception of support received from classmates. *Psicología Educativa*, 28(2), 99-109. <http://doi.org/10.5093/psed2021a7>
- Dominguez-Lara, S., y Rodriguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones*, 3(2), 59-65. <http://doi.org/10.24016/2017.v3n2.51>
- Dueber, D. M. (2017). *Bifactor Indices Calculator: A Microsoft Excel-based tool to calculate various indices relevant to bifactor CFA models* [Excel File]. <https://doi.org/10.13023/edp.tool.01>
- Elosua, P. (2005). Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto. *Psicothema*, 17(2), 356-362.
- Fanchini, A., Jongbloed, J., y Dirani, A. (2019). Examining the well-being and creativity of schoolchildren in France. *Cambridge Journal of Education*, 49(4), 391-416. <https://doi.org/10.1080/0305764X.2018.1536197>
- Fornell, C., y Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with it Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <http://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Fouquet-Chauprade, B. (2014). Bien-être et ressenti des discriminations à l'école. Une étude empirique en contexte ségrégué. *L'Année sociologique*, 64(2), 421-444. <https://doi.org/10.3917/anso.142.0421>
- Graham, A., Fitzgerald, R., Powell, M. A., Thomas, N., Anderson, D. L., White, N., y Simmons, C. A. (2014). Approaches to well-being in schools: what role does recognition play? Executive summary. *Centre for Children and Young People, Southern Cross University*. <https://doi.org/10.4226/47/58aed4c09218>
- Guimard, P., Bacro, Florin, A., Ferrière, S., Gaudonville, T., y Thanh Ngo, H. (2015). Le bien-être des élèves à l'école et au collège. Validation d'une échelle multidimensionnelle, analyses descriptives et différentielles. *Education y formations*, 88-89, 163-184.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B., y Anderson, R. (2019). *Multivariate data analysis* (8ª ed.). Cengage Learning.
- Heale, R., y Twycross, A. (2015). Validity and reliability in quantitative studies. *Evidence Based Nursery*, 15(3), 66-67. <http://doi.org/10.1136/eb-2015-102129>
- Konu, A., y Rimpelä, M. (2002). Well-being in schools: a conceptual model. *Health Promotion International*, 17(1), 79-87. <https://doi.org/10.1093/heapro/17.1.79>
- Lagonell, M. T., Sidera, F., Gras, M., y Mera, D. (2018). Design of a Self-esteem Scale for Schoolchildren: EVA 2015. *Universitas Psychologica*, 17(4), 1-11. <http://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy17-4.dsss>

- Lévi, J.-P., y Varela, J. (2006). *Análisis multivariable para las Ciencias Sociales*. McGrawHill.
- Ley Orgánica 3/2020, de 29 de diciembre, por la que se modifica la Ley Orgánica 2/2006, de 3 de mayo, de Educación. *Boletín Oficial del Estado*, 340, de 30 de diciembre de 2020.
- Ley Orgánica 8/2021, de 4 de junio, de protección integral a la infancia y la adolescencia frente a la violencia. *Boletín Oficial del Estado*, 134, de 5 de junio de 2021.
- Liu, W., Tian, L., Huebner, E. S., Zheng, X., y Li, Z. (2015). Preliminary development of the elementary school students' subjective well-being in school scale. *Social Indicators Research*, 120, 917-937. <https://doi.org/10.1007/s11205-014-0614-x>
- Losada-Puente, L., Mendiri, P., y Rebollo-Quintela, N. (2022). Del bienestar general al bienestar escolar: una revisión sistemática. *RELIEVE*, 28(1), 1-15 <http://doi.org/10.30827/relieve.v28i1.23956>
- McLellan, R., y Steward, S. (2015). Measuring children and young people's well-being in the school context. *Journal of education*, 45(3), 307-332. <https://doi.org/10.1080/0305764X.2014.889659>
- Mendiri, P., Rebollo-Quintela, N., y Losada-Puente, L. (2024). El bienestar escolar desde la experiencia del alumnado de Educación Primaria. *Educar*, 60(2), 237-254. <https://doi.org/10.5565/rev/educar.1818>
- Moliner, L., Alegre, F., Cabedo-Mas, A., y Chiva-Bartoll, O. (2020). Students' social well-being at school: Development, validation and analysis of the results of a questionnaire for primary education students. *Frontiers in Education*, 6, 800248. <https://doi.org/10.31124/advance.11708949.v1>
- Morata-Ramírez, M. A., Holgado-Tello, F. P., Barbero-García, I., y Mendez, G. (2015). Análisis Factorial Confirmatorio. Recomendaciones sobre Mínimos Cuadrados no Ponderados en función del error Tipo I de Ji-cuadrado y RMSEA. *Acción Psicológica*, 12(1), 79-90. <http://doi.org/10.5944/ap.12.1.14362>
- Muñiz, J., y Fonseca-Pedrero, E. (2019). Diez pasos para la construcción de un test. *Psicothema*, 31(1), 7-16. <https://doi.org/10.7334/psicothema2018.291>
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory*. McGraw-Hill.
- Putnick, D. L., y Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Raccanello, D., Vicentini, G., Trifiletti, E., y Burro, R. (2020). A Rasch Analysis of the School-Related Well-Being (SRW) Scale: Measuring Well-Being in the Transition from Primary to Secondary School. *International Journal of Environment Research and Public Health*, 18(1), 1-23. <https://doi.org/10.3390/ijerph18010023>
- Reise, S. P., Bonifay, W., y Haviland, M. G. (2013). Scoring and modelling psychological measures in the presence of multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 129-140. <https://doi.org/10.1080/00223891.2012.725437>
- Rodríguez, A., Reise, S. P., y Haviland, M. G. (2016). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223-237. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249>
- Sabri, F., Rotheroe, A., y Kazimirski, A. (2015). *Measuring the well-being of young people with special educational needs*. New Philanthropy Capital.
- Su, T., Tian, L., y Huebner, E. S. (2019). The reciprocal relations among prosocial behavior, satisfaction of relatedness needs at school, and subjective well-being in school: A three-wave cross-lagged study among Chinese elementary school students. *Current Psychology*, 40, 3734-3746. <https://doi.org/10.1007/s12144-019-00323-9>
- Tian, L., Wang, D., y Huebner, E. S. (2015). Development and Validation of the Brief Adolescents' Subjective Well-Being in School Scale (BASWBSS). *Social Indicators Research*, 120, 615-634. <https://doi.org/10.1007/s11205-014-0603-0>
- Yang, Q., Tian, L., Huebner, E. S., y Zhu, X. (2018). Relations among academic achievement, self-esteem, and subjective well-being in school among elementary school students: A longitudinal mediation model. *School Psychology Quarterly*, 34(3), 328-340. <https://doi.org/10.1037/spq0000292>