

Validación española del Instrumento de Vinculación Estudiantil en Formación Profesional

Spanish validation of the Vocational Engagement Instrument in Vocational Training

<https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2024-406-644>

Inmaculada Sureda-García

<https://orcid.org/0000-0002-5024-1799>

Universitat de les Illes Balears, Institute of Research and Innovation in Education o Institut de Recerca I Innovació

Rafael Jiménez

<https://orcid.org/0000-0002-1181-3221>

Universitat de les Illes Balears, Instituto de Investigación Sanitaria Illes Balears (IdISBa)

Albert Sesé

<https://orcid.org/0000-0003-3771-1749>

Universitat de les Illes Balears, Instituto de Investigación Sanitaria Illes Balears (IdISBa)

Francesca Salvà-Mut

<https://orcid.org/0000-0001-8517-0014>

Universitat de les Illes Balears, Institute of Research and Innovation in Education o Institut de Recerca I Innovació

Resumen

El concepto de vinculación escolar desempeña un papel crucial en la comprensión de los factores de riesgo que conducen al abandono escolar, especialmente entre un alumnado vulnerable. La literatura ha desglosado la vinculación escolar en tres subtipos: aspectos académicos, cognitivos y emocionales (Fredericks et al., 2004). Este modelo se revela de suma importancia en la contribución a estudios empíricos que evalúan la vinculación académica entre estudiantes de formación profesional, dado que este nivel educativo enfrenta un índice significativo de abandono. En este contexto, este artículo

presenta pruebas de validez de las puntuaciones del Instrumento de Vinculación Estudiantil (IVE), una nueva herramienta psicométrica diseñada para medir la Vinculación del Alumnado en el ámbito de la Formación Profesional (FP). El estudio se llevó a cabo utilizando una muestra estratificada por conglomerados compuesta por 4522 estudiantes (64,6% hombres) pertenecientes a tres regiones españolas: Mallorca (n = 1511, 33,4%), Barcelona (n = 1038, 23%), y Valencia (n = 1973, 43,6%). Los participantes estaban matriculados en el primer año de FP de grado básico (n = 1370, 30,3%) o FP de grado medio (n = 3152, 69,7%). Se aplicó una estrategia de comparación de modelos que incorporó diversas estructuras latentes, como unifactorial, penta-factorial y bifactorial, mediante Análisis Factorial Confirmatorio (CFA) y modelos de Ecuaciones Estructurales Exploratorias (ESEM), utilizando el método de estimación WLSMV. El modelo bifactorial demostró el mejor ajuste ($\chi^2/\text{gl}=4,64$, RMSEA=.031, CFI=.970, TLI=.970, SRMR=.039). Además, se verificó la invariancia de medias considerando el nivel de FP (básico/ grado medio) (RMSEA=.028 y CFI=.910) y el sexo autoinformado (masculino/ femenino) (RMSEA=.029, CFI=.913). Estos resultados prometedores sobre la estructura latente del IVE pueden conducir a la identificación de patrones diferenciales de vinculación estudiantil. Asimismo, podrían facilitar el desarrollo e implementación de programas de intervención centrados en la minimización del abandono escolar y en la mejora del rendimiento académico.

Palabras clave: vinculación estudiantil, formación profesional, validación de test, redes psicométricas, modelos latentes.

Abstract

The concept of student engagement plays a crucial role in understanding the risk factors leading to dropout, particularly among vulnerable students. The literature has divided school engagement into three subtypes: academic, cognitive, and emotional (Fredericks et al., 2004). This model proves highly relevant in contributing to empirical studies that assess academic engagement among vocational education students, as this educational level faces a significant dropout rate. In this context, this article presents evidence of the validity of scores from the Vocational Engagement Instrument (VEI), a new psychometric tool designed to measure engagement in the context of Vocational Education and Training (VET) students. The study was conducted using stratified cluster sampling of 4,522 students (64.6% males) from three Spanish regions: Mallorca (n = 1,511, 33.4%), Barcelona (n = 1,038, 23%), and Valencia (n = 1,973, 43.6%). Participants were enrolled in the first year of basic VET (n = 1,370, 30.3%) or intermediate VET (n = 3,152, 69.7%). A model comparison strategy included different latent structures (unifactorial, penta-factorial, bifactor) through Confirmatory Factor Analysis (CFA) and Exploratory Structural Equation Models (ESEM), using the Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted (WLSMV) estimation method. The bifactor

model achieved the best overall fit ($\chi^2/\text{df}=4,64$, RMSEA=.031, CFI=.970, TLI=.970, SRMR=.039). Furthermore, measurement invariance was verified considering the VET level (basic/intermediate) (RMSEA=.028 and CFI=.910) and self-reported sex (male/female) (RMSEA=.029, CFI=.913). These promising results regarding the latent structure of the VEI may lead to the identification of differential patterns of student engagement. Additionally, they could facilitate the development and implementation of intervention programs focused on minimizing school dropout and enhancing academic performance.

Keywords: student engagement, vocational education training, test validation, psychometric networks, latent models.

Introducción

La literatura sobre el abandono escolar temprano se ha centrado en el estudio de los factores de riesgo, las interacciones entre estos factores y los procesos que conducen al abandono escolar (Soler et al., 2021). En línea con esta perspectiva, Reschly y Christenson (2012), a través de su programa de intervención "Check and Connect" (diseñado para promover la participación de los estudiantes a través de la construcción de relaciones, la resolución de problemas y la persistencia de los estudiantes marginados) establecen un modelo que tiene como objetivo relacionar el contexto, la participación del alumnado y sus resultados académicos. Este modelo es de especial relevancia para los objetivos del presente estudio con estudiantes de FP y representa una contribución relevante debido a la escasez de información y estudios empíricos sobre este tema y etapa formativa en la educación española (Echeverría y Martínez, 2017). En el sistema educativo español, la educación secundaria profesional se organiza en dos niveles: FP de grado básico (en adelante FPGB) y FP de grado medio (en adelante FPGM). La FPGB está dirigida a estudiantes que no han finalizado la educación secundaria obligatoria. La edad de ingreso es de 15 años, y tiene una duración de dos cursos académicos. La literatura sobre las especificidades de este alumnado explica la vulnerabilidad social y educativa como característica personal de este colectivo, mostrando los altos niveles de abandono en esta formación (Olmos et al., 2020). En la FPGM, los estudiantes tienen el título de *GESO* o formación equivalente, sin embargo, el acceso a estos estudios está infravalorado en comparación con los estudios de

bachillerato español. Estos estudiantes provienen de diversas formas de admisión, incluyendo itinerarios educativos no lineales (aquellos que han experimentado interrupciones en sus estudios académicos de secundaria o postsecundaria, o en el mercado laboral) (Cerdà et al., 2022).

A pesar de la falta de estudios específicos, dentro de este marco teórico, el concepto de vinculación estudiantil juega un papel fundamental en la comprensión de los procesos de abandono en la FP y la prevención de dicho abandono en otros estudios académicos (OCDE, 2023). El constructo vinculación estudiantil se refiere a que el alumnado esté involucrado o comprometido con las actividades académicas y sociales de su escuela (Wang et al., 2019). El concepto de vinculación ha surgido como una forma de comprender y mejorar los resultados de los y las estudiantes en riesgo de fracaso escolar.

Factores del Instrumento de Vinculación Estudiantil (IVE)

La literatura concluyó que la vinculación del alumnado se componía de tres subtipos: conductual-académico (p. ej., conducta positiva, esfuerzo, participación), cognitivo (p. ej., autorregulación, metas de aprendizaje, inversión en el aprendizaje) y emocional o afectivo (p. ej., pertenencia y relaciones con el profesorado, compañeros y compañeras de clase y familia) (Fredericks et al., 2004). En base al trabajo teórico de Reschly y Christenson (2012), Fredricks et al. (2004) y la teoría cognitivo social del desarrollo de la carrera que refuerza el estudio de variables cognitivas como la autoeficacia y las expectativas de resultados (Lent et al., 1994), se proponen cinco factores en el IVE. Los factores son los siguientes: deberes escolares y disciplina, metas y expectativas, integración social (iguales del grupo clase), apoyo del profesorado y apoyo de la familia.

En primer lugar, los deberes y la disciplina escolar (SD) explican la vinculación conductual en toda la literatura (Estell & Perdue, 2013; Fredericks et al., 2004). Los deberes escolares y la disciplina reflejan como el alumnado se enfoca en hacer la tarea académica para la evaluación de comportamientos como la persistencia, el esfuerzo y la atención del estudiante. Además, este factor contempla conductas positivas, como seguir las reglas, adherirse a las normas del aula y la ausencia de comportamientos disruptivos como faltar a la escuela o meterse en problemas.

Un segundo factor identifica las metas y expectativas (GE) del alumnado, que implican la vinculación cognitiva. El concepto de expectativas de resultados implica las consecuencias anticipadas de un curso de acción. La expectativa de resultados vocacionales podría considerarse como las consecuencias imaginarias de la realización de conductas académicas y profesionales que serían útiles para las opciones y decisiones profesionales posteriores (Betz y Voyten, 1997).

El tercer factor explica la integración social (SI) con los compañeros y compañeras de clase. El tipo de relación y el apoyo social recibido por el grupo de pares condiciona la participación estudiantil a corto y largo plazo del alumnado. Una buena relación con los pares proporciona apoyo emocional, mejora la autoestima y el desarrollo de la identidad, y tiene importantes consecuencias para el bienestar social, emocional y cognitivo de los sujetos (Sureda et al., 2021). El cuarto factor determina el apoyo del profesorado (TS) como una clave importante en la vinculación emocional, ya que se considera que el profesorado tiene una influencia próxima y, por tanto, crucial en la vinculación del alumnado (Niittylahti et al., 2019; Quin et al., 2018). Finalmente, el quinto factor contempla el apoyo de la familia (FS). El alumnado que cuenta con el apoyo y el compromiso percibido de sus familias muestra más interés y se involucra más en las actividades académicas, evitando así la desvinculación escolar o el riesgo de abandono escolar (Sureda et al., 2021; Wang et al., 2019).

Instrumentos Relevantes para el IVE

El nuevo instrumento abordó la concepción multicomponente de la vinculación, dirigida a una intervención práctica para mejorar la vinculación del alumnado, y se dirigió a un perfil de estudiantes en formación profesional. En este caso, los tres instrumentos más relevantes por los criterios mencionados y por el diseño y construcción de nuestra medida de evaluación son el *Student Engagement Instrument* (SEI) (Appleton et al., 2006), la escala *Trousse d'évaluation des décrocheurs potentiels* (TEDP) (Janosz et al., 2007) y la *Vocational Outcome Expectations Scale* (VOE; McWhirter et al., 2000).

El *Student Engagement Instrument* (SEI), utilizado en el proyecto "Check & Connect" (Appleton y Christenson, 2004; Appleton et al., 2006), operacionaliza la vinculación emocional y cognitiva, utilizando 35 ítems.

Aborda diferentes contextos de interacción (escuela, familia y comunidad) y los resultados del alumnado (vinculación, éxito y abandono para evaluar la vinculación conductual) de manera conjunta y relacionada. Este instrumento se basa en variables altamente modificables a partir de la intervención escolar, posibilitando acciones educativas dirigidas a prevenir y reducir el abandono escolar (Reschly y Christenson, 2012).

Este instrumento utilizó una muestra inicial de 1931 estudiantes de noveno grado de un distrito escolar urbano étnicamente diverso, mayoritariamente de bajos ingresos. Otros estudios sobre SEI utilizaron una muestra de estudiantes de 6° a 12° grado. En cuanto a las propiedades psicométricas, se obtuvieron evidencias de validez de criterio con correlaciones significativas con las variables académicas (rendimiento en lectura y matemáticas, número de asignaturas suspendidas y promedio de calificaciones). El instrumento también obtuvo evidencia adecuada de consistencia interna de sus subescalas que van de .72 a .92. Este comportamiento psicométrico adecuado también se complementó con una adecuada fiabilidad test-retest, que osciló entre .60 y .62. (Christenson et al., 2012).

Entre las limitaciones del SEI, se señala que en algunos ítems es un poco complicado establecer si sus contenidos son mutuamente excluyentes y, por lo tanto, afirmar su asignación a un solo subtipo de vinculación (Mameli y Passini, 2017). Sin embargo, el SEI debe completarse con datos académicos de la administración educativa u otros instrumentos, que nos permitan conocer la vinculación conductual con el fin de evaluar la vinculación multidimensional. Además, el SEI fue diseñado para atender a una población de educación secundaria general y no, específicamente, a una población de educación secundaria vocacional.

Otra herramienta relevante es el *Trousse d'évaluation des décrocheurs potentiels* (TEDP) (Janosz et al., 2007), dirigido a la práctica educativa, y diseñado para predecir el abandono escolar en diferentes estudios académicos. El TEDP se compone de 54 ítems, utilizados originalmente en Quebec, y permite identificar tipologías de estudiantes, con edades comprendidas entre los 12 y los 18 años, que corren el riesgo de abandonar la escuela antes de graduarse en la educación secundaria. Las respuestas se ordenan de acuerdo con 4 opciones de tipo Likert: 1, falso; 2, algo falso; 3, algo cierto; 4, verdadero; aunque el contenido de algunas preguntas puede modificar el formato de la respuesta y ofrecer otras opciones, o una respuesta abierta.

El estudio de validación del instrumento TEDP proporciona evidencias adecuadas de validez de decisión, con análisis de la curva ROC, y valores de área bajo la curva apropiados entre .70 y .85. En cuanto a la estabilidad en el tiempo de la medida, se obtienen valores adecuados en torno a .70. La validación se llevó a cabo en una muestra de 35000 estudiantes de secundaria, con edades comprendidas entre los 12 y los 18 años, en 79 centros educativos evaluados como parte de una estrategia de intervención (Janosz et al., 2007). El TEDP indica que, aunque los factores de riesgo de abandono escolar son numerosos y tienen múltiples orígenes (factores individuales, familiares, socioeconómicos, etc.), no es necesario medirlos todos para obtener una evaluación fiable (Janosz et al., 2007). Por otro lado, permite postular que no todos los que abandonan de manera temprana la escuela tienen las mismas vulnerabilidades o fortalezas, ya que su experiencia escolar o social puede ser diferente. Entre sus limitaciones, mide la vinculación escolar de acuerdo con el instrumento *l'Adaptation Sociale et Personnelle pour les Adolescents Québécois* (MASPAQ) de LeBlanc (1996), centrándose más en los factores conductuales de la vinculación. Entre otras limitaciones de este instrumento, el índice de riesgo de abandono varía en función de los estudios que se cursan y de las características de los estudiantes (edad, sexo, formación), por lo que no existe, a priori, un índice de riesgo de abandono.

El tercer instrumento de interés para el estudio del perfil del alumnado de formación profesional es el *Vocational Outcome Expectations Scale* (VOE) (McWhirter et al., 2000). Específicamente, las expectativas de resultados vocacionales podrían considerarse como las consecuencias imaginarias de realizar conductas académicas y profesionales que serían útiles para las opciones y decisiones profesionales posteriores en sus estudios académicos secundarios o postsecundarios. (Betz y Voyten, 1997; Işik, 2013). El VOE es una escala de 12 ítems que mide el nivel de expectativas positivas de las personas encuestadas con respecto a los resultados de su elección de carrera. Las calificaciones se realizan en una escala de 4 puntos con anclajes que van desde 1 “totalmente en desacuerdo” hasta 4 “totalmente de acuerdo”. El rango de puntuaciones posibles varía desde una puntuación mínima de 12 hasta una puntuación máxima de 48, y las puntuaciones más altas reflejan expectativas de resultados más positivas. La validez concurrente de la escala fue apoyada por una correlación positiva ($r = .54$) con otra escala de expectativas de

resultados (Fouad y Smith, 1996). McWhirter et al. (2000) demostraron que la fiabilidad test-retest de la escala era de .59, y que el coeficiente de consistencia interna Alfa de Cronbach era de .83. Işik (2013) determinó que la fiabilidad test-retest de la versión turca fue de .79 y el coeficiente de consistencia interna Alfa de Cronbach fue de .87, lo que indica una fiabilidad adecuada. Las limitaciones de esta escala, en términos de nuestros objetivos, son que no utiliza una medida multicomponente de la vinculación de los estudiantes. Sobre la base de las fortalezas de los instrumentos revisados, el objetivo fue validar las puntuaciones de un nuevo instrumento que permita evaluar la vinculación del alumnado en una población de FP.

Métodos

Participantes

La muestra estuvo formada por 4522 estudiantes españoles (64.6% varones), procedentes de Mallorca (n = 1511, 33.4%), Barcelona (n = 1038, 23%) y Valencia (n = 1973, 43.6%), todos ellos matriculados en el primer curso de FPGB (n = 1370, 30.3%) o FPGM (n = 3152, 69.7%) (Tabla I). Se utilizó un muestreo estratificado por conglomerados. Los estratos se formaron a partir de 17 familias profesionales según el tipo de centro y la ubicación. Esta población inicial se restringió a estudiantes de 14 a 19 años con el fin de asegurar la homogeneidad evolutiva de la muestra. En el caso del alumnado de FPGB, representaron una edad media de 16.06 años ($SD = 0.77$) y en el caso de la FPGM de 17.34 años ($SD = 0.97$). El conjunto de la muestra representó una edad media de 16.88 años ($SD = 1.09$).

Desarrollo del instrumento

El nuevo instrumento considera la importancia de evaluar factores sobre la dimensión emocional, cognitiva y conductual de la vinculación estudiantil (como la integración social con los compañeros, el apoyo del profesorado, el apoyo de la familia, la meta profesional, y los deberes

TABLA I. Descripción de la muestra

		FPGB		FPGM		Total	
		Recuento	%	Recuento	%	Recuento	%
Región	Mallorca	354	25.8	1157	36.7	1511	33.4
	Barcelona	277	20.2	761	24.1	1038	23.0
	Valencia	739	53.9	1234	39.1	1973	43.6
Sexo	Masculino	975	71.6	1937	61.6	2912	64.6
	Femenino	387	28.4	1206	38.4	1593	35.4
Inmigrante	Sí	167	26.7	456	24.0	623	24.6
	No	459	73.3	1447	76.0	1906	75.4
Intención de abandonar la escuela	Sí	285	21.3	756	24.4	1041	23.4
	No	1053	78.7	2348	75.6	3401	76.6
Expulsiones de la escuela	Sí	630	46.8	672	21.6	1302	29.2
	No	717	53.2	2438	78.4	3155	70.8
Aprobar el curso sin asistir a clases	Sí	235	17.9	341	11.3	576	13.3
	No	1080	82.1	2684	88.7	3764	86.7
Número de cursos repetidos	0	130	9.8	1231	40.2	1361	31.0
	1	753	56.8	1254	40.9	2007	45.7
	2	386	29.1	453	14.8	839	19.1
	3	35	2.6	70	2.3	105	2.4
	4	20	1.5	44	1.4	64	1.5
	> 4	1	0.1	12	0.4	13	0.3

Fuente: elaboración propia.

y disciplina escolar) por parte del SEI (Appleton y Christenson, 2004) y el TEDP (Janosz et al., 2007), incorporando la evaluación de las expectativas creadas hacia los estudios como una variable significativa en los estudios vocacionales desde el instrumento VOE (McWhirter et al., 2000) (Tabla II).

El IVE tenía inicialmente 52 ítems con cuatro opciones de respuesta tipo Likert (totalmente en desacuerdo, en desacuerdo, de acuerdo y totalmente de acuerdo) que operacionalizan una estructura latente de cinco dimensiones. El contenido de los ítems y sus estadísticas descriptivas se presentan en una tabla que figura en el Anexo.

TABLA II. Factores utilizados en el IVE

Instrumentos relevantes en el IVE	Factores utilizados en el IVE
Student Engagement Instrument (SEI)	Control y pertinencia del trabajo escolar y de las aspiraciones y metas futuras (10 ítems)
	Relaciones profesor-alumno (9 ítems)
	Apoyo entre iguales al aprendizaje (5 ítems)
	Apoyo familiar (13 ítems)
Trousse d'évaluation des décrocheurs potentiels (TEDP)	Deberes escolares y disciplina escolar (10 ítems)
	Percepción del compromiso de los padres (9 ítems)
Vocational Outcome Expectations Scale (VOE)	Expectativas profesionales (5 ítems)

Fuente: elaboración propia.

Validez del contenido

El instrumento fue evaluado por un panel de 16 personas expertas (9 mujeres) con experiencia en estudios profesionales, secundarios y universitarios para la validación de contenidos (seis profesores de formación profesional, cinco de educación secundaria y cinco de universidades españolas). De acuerdo con Poli y Hungler (2000), se establecieron dos niveles de análisis de los ítems en función de su grado de relevancia y pertinencia utilizando valores de 1 (no relevante o no pertinente) a 4 (muy relevante o pertinente). También se solicitaron sugerencias sobre cuestiones no pertinentes o no relevantes en este contexto o población. Las personas expertas podían hacer una propuesta de cambio en la redacción o la eliminación de los ítems. Finalmente, haciendo un trabajo grupal presencial con los expertos, se concretaron las sugerencias, valoraciones y acuerdos. Las medias estadísticas de concordancia fueron de 3.65 para la relevancia y 3.68 para la pertinencia. El valor medio más bajo fue de 3 con V de Aiken = .67 e IC del 90% de la V de Aiken = [.55;.77], y 4 el valor más alto con V de Aiken = 1 e IC del 90% de la V de Aiken = [.95;1]. La relevancia y pertinencia de los ítems con el IC de la V de Aiken, así como los cambios en la redacción o eliminación de los ítems, se proporcionan en el siguiente archivo

recuperado del repositorio académico en línea de Zenodo: <https://doi.org/10.5281/zenodo.10257332>.

Validez aparente

El cuestionario se aplicó a una muestra piloto de 172 estudiantes de FP (24.4% en FPGB y 75.6% en FPGM, 65.1% varones, $M = 18.4$ años). Se les pidió que completaran el cuestionario por escrito. Posteriormente, se les animó a hacer comentarios sobre la formulación de las preguntas y si el cuestionario atendía a su comprensión de la vinculación estudiantil. Basándonos en el alfa de Cronbach ordinal (Elosua y Zumbo, 2008), algunos ítems del instrumento original fueron reformulados a partir de los comentarios proporcionados por el alumnado participante en el estudio piloto, mejorando la traducción de los ítems sin pérdida de validez de contenido. En general, los ítems fueron entendidos como intencionados y fue posible responder con las alternativas de respuesta ofrecidas. En el estudio piloto se calcularon los valores del coeficiente alfa ordinal, y todos los factores obtuvieron una consistencia interna aceptable con valores que oscilaron entre .76 y .81.

Procedimiento

El estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Investigación de la Universitat de les Illes Balears (nº de registro 5488), lo que permitió crear un fichero cifrado de datos personales gestionado por la universidad y el grupo de investigación. Tras obtener la colaboración de los centros, se realizaron reuniones informativas con la dirección de los centros y, posteriormente, se obtuvo el consentimiento informado de las familias del alumnado menor de edad. Se informó a los estudiantes que su participación sería anónima, confidencial y voluntaria. El tiempo medio necesario para cumplimentar el cuestionario fue de 30 minutos. La encuesta se realizó durante un período de dos a tres meses después del inicio del año escolar, antes de los primeros resultados académicos, evitando que la evaluación académica interfiriera con las respuestas, así como la pérdida (más adelante) de una parte del alumnado. El instrumento se administró dentro de una clase regular sin introducir factores de distracción.

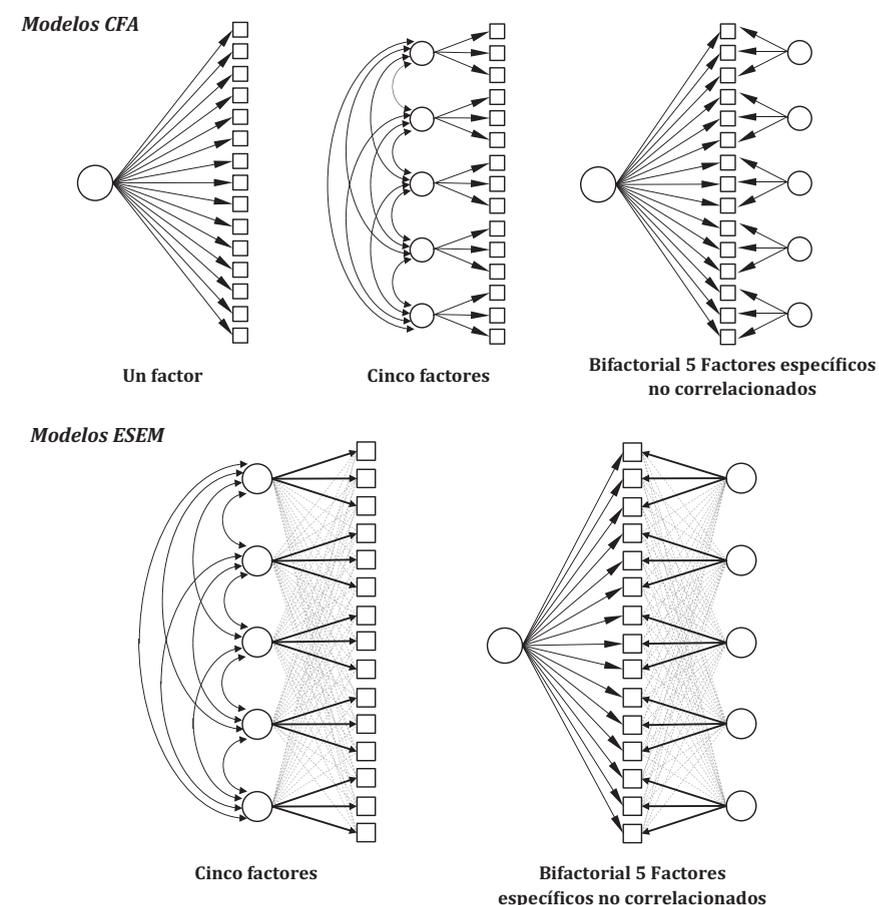
Análisis de datos

Se implementó el análisis descriptivo univariante de los datos para explorar el comportamiento estadístico de los 52 ítems, evaluar la calidad de los datos y verificar el cumplimiento de los supuestos estadísticos (normalidad univariante y multivariante). No se implementaron métodos de imputación para los valores faltantes, utilizando la eliminación por pares. La ocurrencia de valores faltantes en las respuestas de los ítems fue prácticamente insignificante, con su presencia porcentual fluctuando entre el 0% y 1,2%. De manera preliminar, los 52 ítems de la versión inicial del cuestionario fueron sometidos a un análisis de estructura latente mediante Redes Psicométricas (PN, por sus siglas en inglés). Se utilizó un Análisis Gráfico Exploratorio (EGA, por sus siglas en inglés) (Golino & Epskamp, 2017) mediante el paquete EGAnet (Hudson, 2020) del programa R. En concreto, se utilizaron los métodos “glasso” y “TMFG” (*Triangulated Maximally Filtered Graph*) para estimar la red latente (Massara et al., 2017). Estos métodos permiten detectar la existencia de factores latentes a partir de agrupaciones de ítems en una estructura de red interrelacionada. Se implementaron los algoritmos de estimación “walktrap” y “louvain”. Se realizó una simulación mediante bootstrap paramétrico (1000 muestras) para evaluar la estabilidad de los modelos obtenidos. Con esta estrategia analítica se pretendió un doble objetivo: comprobar si las PN captan la hipotética estructura teórica de cinco factores, y detectar y eliminar ítems con mal funcionamiento psicométrico en la estructura latente.

A continuación, se utilizó esta versión refinada que implementa las PN para llevar a cabo una estrategia de comparación de modelos que incluía 5 modelos hipotéticos que compiten entre sí: modelos de un factor, cinco factores y bifactorial bajo estimación de CFA (Análisis Factorial Confirmatorio); y para descartar la existencia de altas cargas cruzadas de ítems, se aplicó el Modelo de Ecuaciones Estructurales Exploratorias (ESEM, por sus siglas en inglés) tanto al modelo de cinco factores como al bifactorial. El diagrama conceptual de todos los modelos se presenta en la Figura I.

Todos los modelos propuestos se estimaron mediante el método de Mínimos Cuadrados Ponderados con Media y Varianza ajustados (WLSMV, por sus siglas en inglés) con errores estándar robustos, ya que la escala Likert de los ítems tenía menos de cinco categorías de

FIGURA I. Diagrama conceptual de los modelos de estructura latente que compiten entre sí



Fuente: elaboración propia.

respuesta. El método WLSMV emplea la matriz de correlación policórica al realizar un análisis factorial confirmatorio con variables categóricas. Este enfoque es particularmente adecuado para situaciones en las que trabajar con datos que se desvían del supuesto de normalidad involucra variables de naturaleza ordinal o nominal (Brauer et al., 2023; Martínez-Abad y Rodríguez-Conde, 2017; Muthén et al., 1997). Una vez obtenido el modelo mejor ajustado, se implementaron análisis adicionales de

invarianza multigrupo en dos variables: nivel de estudios de FP (Básico/ Grado medio) y sexo autoinformado (Hombre/Mujer). Se utilizó un procedimiento de medición de la invarianza (Brown, 2014) que incluía cinco configuraciones de invarianza, desde el nivel más bajo hasta el más alto de restricciones de igualdad en los parámetros del modelo a estimar entre diferentes submuestras. El primer paso fue la invarianza configuracional, que examina si los datos de las dos submuestras están representados por la misma estructura factorial. Se estimó el segundo paso, la invarianza débil/métrica, en la que las cargas factoriales se restringen a ser equivalentes entre subgrupos. Se completó el tercer paso, la invarianza fuerte/escalar, en la que todas las intercepciones se restringen a ser iguales en las dos submuestras. En el cuarto paso se comprobó la invarianza estricta, en la que la varianza del error de medición se restringe a ser igual entre los grupos comparados. Y, por último, también se estimó el quinto paso, en el que se restringe la igualdad de las medias de los factores latentes.

Se utilizaron los siguientes índices para evaluar la bondad de ajuste general de los modelos: (a) el estadístico ji-cuadrado (χ^2), (b) el cociente ji-cuadrado a grados de libertad (χ^2/df), (c) RMSEA y su intervalo de confianza (IC) del 90%, con un valor p para RMSEA < .05, (d) CFI, (e) TLI, y f) SRMR. Se utilizaron los valores de corte propuestos por Byrne (2016), Hair et al. (2008), Hu y Bentler (1999), Kline (2005) y Steiger (2007) para determinar un ajuste adecuado: valores de ji-cuadrado no significativos; $\chi^2/df \leq 5$; RMSEA $\leq .05$; CFI y TLI $\geq .95$; y SRMR $\leq .08$.

En cuanto al análisis adecuado de los modelos bifactoriales, centrados en la fuerza del factor general y la potencial unidimensionalidad, se estimaron diferentes índices específicos. El Omega Jerárquico (ω_H) (al cuadrado) representa la variancia total explicada que se puede estimar para los factores generales y específicos; cuando el valor para el factor general es $\geq .70$, puede ser parcialmente indicativo de unidimensionalidad, y cuando el valor para los factores específicos es $\geq .30$, estos pueden considerarse significativos. El índice H permite evaluar cuán bien una variable latente está representada por un conjunto de ítems, con un valor mínimo de adecuación igual a .70, y se puede calcular tanto para el factor general como para los específicos.

El índice PUC estima la proporción de correlaciones no contaminadas por multidimensionalidad, el ECV-SS es la Variancia Común Explicada de un factor específico con respecto a sí mismo, y el ECV-SG es el ECV de un factor específico con respecto al factor general. Se recomienda

interpretar conjuntamente los valores de PUC y ECV, teniendo en cuenta que la unidimensionalidad de un modelo se puede establecer cuando se obtiene $\omega_H \geq .70$, PUC > .70 y ECV > .60 (Constantinou y Fonagy, 2019; Reise y cols., 2013). En cuanto al comportamiento de los ítems, el índice ECV-i indica qué porcentaje de la variancia real de cada ítem es explicado por el factor general, esperando valores $\geq .80$ para concluir sobre una influencia significativa del factor general (Stucky y Edelen, 2015); valores más bajos de ECV-i podrían indicar cargas más altas en factores específicos. Un análisis adecuado de un modelo bifactorial requiere que todos estos índices sean interpretados conjuntamente para verificar si el factor general es suficiente para explicar la variancia de los ítems, y por lo tanto, los factores específicos son irrelevantes, o por el contrario, los factores específicos pueden considerarse significativos para la medición del constructo.

Por lo que respecta al análisis de invarianza, se realizaron pruebas de $\Delta\chi^2$ y ΔCFI para comparar el ajuste de las restricciones menos restringidas a las totalmente restringidas (igualdad de parámetros entre los grupos). Dado que la prueba de ji-cuadrado es realmente restrictiva para no ser significativa (sesgada por el tamaño de la muestra) como indicativa de un buen ajuste, un ΔCFI entre modelos menor o igual a .01 también se consideró estadísticamente no significativo (Cheung y Rensvold, 2002). Los modelos CFA se estimaron utilizando *lavaan* (Rosseel, 2012) y *semTools* (Jorgensen et al., 2021) del programa R (R Core Team, 2021), y los modelos ESEM con el programa MPlus 7.4 (Muthén & Muthén, 2017).

Resultados

Los modelos de Redes Psicométricas aplicados a los 52 ítems del cuestionario IVE mostraron una clara estructura latente de cinco factores utilizando el método TMFG (100% de las repeticiones), y el método glasso encontró un modelo de seis factores en el 81.4% de las repeticiones y un modelo de cinco factores en el 18.6% restante. En ambas soluciones, los cinco factores hipotetizados para operacionalizar el constructo pueden identificarse claramente, pero existen discrepancias en cuanto a la detección de un sexto factor. Considerando su composición (5 ítems), el sexto factor es una escisión del factor Apoyo de la familia. El contenido de estos ítems, por ejemplo, “Mis padres esperan que continúe mis estudios durante el mayor tiempo posible”, o “Daría un disgusto a mis padres

si dejara el instituto/colegio”, trata de medir la reacción de los padres ante ciertos comportamientos o sus expectativas, de acuerdo con la percepción del alumnado (hijos). Esta forma indirecta de medir el apoyo de la familia no parece obtener un buen comportamiento psicométrico.

Además, dos ítems del factor Metas y expectativas: “Cuando hago una actividad escolar intento comprender bien lo que estoy haciendo” y “Me comparo con mis compañeros/as para saber si voy aprendiendo al ritmo adecuado”, así como un ítem del factor Deberes y disciplina escolar: “Me gusta ir al instituto/colegio”, presentaron menor estabilidad en sus cargas factoriales dentro de la estructura latente mediante remuestreo bootstrap, especialmente con el método glaso. Por esta razón, estos 8 ítems fueron eliminados de la versión inicial del cuestionario. La versión refinada del cuestionario con 44 ítems se muestra en el Anexo de este documento.

El siguiente paso consistió en llevar a cabo la estrategia de comparación de modelos SEM para evaluar la estructura latente que mejor se ajustaba al cuestionario. Los cinco modelos latentes hipotetizados (Figura 1), CFA y ESEM, se estimaron utilizando el método WLSMV. La Tabla 3 muestra los índices generales de bondad de ajuste para todos los modelos estimados. De acuerdo con los resultados, el peor ajuste correspondió al modelo CFA de un factor ($\chi^2=17637.83$, $df=902$, $p<.001$, $\chi^2/df=19.55$, $RMSEA=.071$, IC del 90% para $RMSEA=[.070;. 071]$, $CFI=.81$, $TLI=.80$ y $SRMR=.095$), en el que ninguno de estos índices alcanza los valores de corte para un ajuste adecuado. Y el mejor fue el modelo CFA Bifactorial 5F ($\chi^2=3983.24$, $df=858$, $p<.001$, $\chi^2/df=4.64$, $RMSEA=.031$, IC del 90% para $RMSEA=[.030;.032]$, $CFI=.97$, $TLI=.97$ y $SRMR=.039$), en el que χ^2/df es inferior a 5, $RMSEA$ está claramente por debajo de .05, CFI y TLI son superiores a .95, y $SRMR$ es inferior a .08; aunque el ji-cuadrado es estadísticamente significativo, todos los índices indican un buen ajuste.

La inclusión de los modelos ESEM en la estrategia analítica responde a la necesidad de descartar la existencia de altas cargas cruzadas factoriales entre factores. Los modelos ESEM pueden considerarse un híbrido entre el análisis factorial exploratorio (EFA) y confirmatorio (CFA), ya que permite establecer relaciones a priori como los CFA, pero al mismo tiempo, no restringe las cargas cruzadas factoriales a cero como los EFA. Los resultados obtenidos para los dos modelos ESEM estimados, cinco factores y bifactorial 5F, mostraron peores valores de ajuste que los obtenidos por los modelos CFA (excepto el modelo CFA de un factor) y

TABLA III. Índices generales de bondad de ajuste para los modelos CFA y ESEM y comparación de pruebas (método WLSMV)

Modelo	χ^2	gl	Sig.	χ^2/df	RMSEA (IC del 90%)	p(RMSEA<.05)	CFI	TLI	SRMR	$\Delta\chi^2$
1F CFA	17637.83	902	<.001	19.55	.071 (.070-.071)	<.001	.81	.80	.095	
5F ESEM	12199.56	736	<.001	16.58	.059 (.058-.060)	<.001	.91	.88	.080	5438.27***
Bifactorial 5F ESEM	8454.38	697	<.001	12.13	.050 (.049-.051)	.70	.94	.92	.067	3745.18***
5F CFA	4756.71	892	<.001	5.33	.033 (.032-.034)	1.00	.97	.96	.042	3697.67***
Bifactorial 5F CFA	3983.24	858	<.001	4.64	.031 (.030-.032)	1.00	.97	.97	.039	773.47***

Fuente: elaboración propia * $p<.05$ ** $p<.01$ *** $p<.001$.

se observaron diferencias estadísticamente significativas utilizando las pruebas j-cuadrado para la comparación de modelos. Tras analizar las matrices factoriales de los modelos ESEM estimados, no se detectaron cargas cruzadas factoriales con valores altos, ya que todos ellos fueron menores a .15.

Una vez obtenido un ajuste adecuado para el modelo CFA Bifactorial 5F, se realizó un estudio de invariancia considerando dos variables: el nivel de FP (Básico/Grado medio) y el sexo autoinformado (Masculino/Femenino). En la Tabla IV se muestran los índices generales de bondad de ajuste y las pruebas de comparación para todos los niveles de invariancia restringida y ambas variables.

El estudio completo de invariancia obtuvo buenos resultados de ajuste en todos los niveles de restricción (Configuracional, Débil, Fuerte, Estricto y Medias) para el nivel de FP y el sexo autoinformado. Aunque las pruebas de $\Delta\chi^2$ solo fueron no significativas entre los niveles Débil y Configuracional, el ΔCFI se mantuvo por debajo de .01 para todos

TABLA IV. Índices generales de bondad de ajuste para el modelo CFA Bifactorial 5F bajo pruebas de invariancia para el nivel de FP (Básico/Grado medio) y para el sexo autoinformado (Masculino/Femenino)

	χ^2	gl	Sig.	RMSEA (IC del 90%)	Δ RMSEA	CFI	Δ CFI	$\Delta\chi^2$
Nivel de FP								
Configuracional	4514.10	1716	<.001	.030 (.029-.031)	-	.916	-	-
Débil	5096.60	1798	<.001	.026 (.025-.027)	.004	.926	.010	53.99
Fuerte	5535.30	1836	<.001	.027 (.026-.028)	.001	.917	.009	323.64***
Estricto	5763.10	1880	<.001	.027 (.026-.028)	.000	.914	.003	114.72***
Medias	6044.40	1886	<.001	.028 (.027-.029)	.001	.910	.004	34.67***
Sexo autoinformado								
Configuracional	4374.60	1716	<.001	.029 (.028-.030)	-	.915	-	-
Débil	4930.20	1798	<.001	.026 (.025-.027)	.004	.925	.010	53.10
Fuerte	5182.90	1836	<.001	.026 (.025-.027)	.001	.926	.001	178.91***
Estricto	5389.90	1880	<.001	.026 (.025-.027)	.000	.922	.004	105.31***
Medias	6362.20	1886	<.001	.029 (.028-.030)	.018	.913	.009	166.80***

Fuente: elaboración propia *= $p<.05$ **= $p<.01$ ***= $p<.001$.

los niveles de invariancia considerando los estudios de FP y el sexo autoinformado. El RMSEA mostró un ajuste adecuado con valores de .028 y .029 para los niveles de FP y el sexo autoinformado, respectivamente.

Antes de presentar los resultados del ajuste analítico de los parámetros del modelo bifactorial con 1 factor general y 5 factores específicos no correlacionados, se debe tener en cuenta que el supuesto general de este tipo de modelo es que el factor general explica una mayor cantidad de variancia de los ítems que los factores específicos. Sin embargo, si solo se consideran los valores de los índices de ajuste global, es posible concluir que el modelo bifactorial es el mejor, cuando de hecho no lo es. Esta posibilidad de aparición de falsos positivos se incrementa si se tiene en cuenta que los índices de ajuste tradicionales (RMSEA, CFI, TLI, etc.) tienden a favorecer los modelos bifactoriales (Gignac, 2016). Es necesario interpretar índices específicos para modelos bifactoriales (Omega H, índice H, PUC y ECV) para garantizar la plausibilidad de una verdadera estructura bifactorial con factores específicos relevantes, frente a la unidimensionalidad de un factor general. En este estudio, el Omega H fue de .72, el índice H fue de .88, el PUC fue de .80 y el ECV fue de .40 para el factor general de vinculación; estos valores indican un factor general sólido, pero no se puede asegurar la unidimensionalidad. Los valores de Omega H para los cinco factores específicos fueron todos superiores a .30 y los valores del índice H fueron todos superiores a .70, excepto para el primer factor específico Deberes escolares y disciplina (H = .61). Estos resultados indican que los cinco factores específicos pueden considerarse significativos en el modelo bifactorial (Tabla V).

En cuanto al valor de ECV-i, solo el 14% de los ítems (6 de 44) presentaron un valor igual o superior a .80, por lo que su variabilidad fue explicada casi en su totalidad por el factor general. Estos resultados reafirman el peso significativo de los factores específicos en la contribución a la variancia de los ítems explicados junto con el factor general. Los factores con mayor peso específico según el valor promedio del valor ECV-i de los ítems que los componen fueron, en este orden, Integración social (.20), Apoyo de la familia (.25) y Apoyo del profesorado (.39); mientras que Metas y expectativas (.63) y Deberes y disciplina escolar (.60) presentaron un menor peso específico en comparación con el factor general.

Finalmente, todas las cargas factoriales estandarizadas, tanto del factor general como de los específicos, fueron estadísticamente significativas ($p<.01$), variando de .24 a .56 para el factor general ($M=.37$) y de .06 a .68 ($M=.44$) para los factores específicos. No se han detectado ítems que

TABLA V. Cargas factoriales estandarizadas e índices de fiabilidad del modelo bifactorial 5F (44 ítems)

Ítems	Factor general de vinculación	Deberes y disciplina escolar (SD)	Metas y expectativas (GE)	Integración social (SI)	Apoyo del profesorado (TS)	Apoyo de la familia (FS)	ECV-i
SD1	.52	.51					.51
SD2	.44	.58					.36
SD3	.51	.24					.81
SD4	.46	.53					.44
SD5	.26	.24					.55
SD6	.24	.14					.75
SD7	.26	.17					.71
SD8	.33	.27					.61
SD9	.44	.30					.69
GE1	.38		.07				.97
GE2	.47		.06				.98
GE3	.48		.31				.70
GE4	.45		.23				.80
GE5	.42		.19				.84
GE6	.56		.45				.61
GE7	.53		.52				.51
GE8	.38		.44				.43
GE9	.44		.63				.32
GE10	.46		.51				.45
GE11	.32		.15				.81
GE12	.46		.51				.45
GE13	.44		.62				.33
SI1	.24			.68			.11
SI2	.29			.66			.16
SI3	.24			.54			.16
SI4	.30			.57			.21
SI5	.27			.36			.36
TS1	.35				.51		.29
TS2	.36				.56		.30
TS3	.30				.35		.42

(Continuada)

TABLA V. Cargas factoriales estandarizadas e índices de fiabilidad del modelo bifactorial 5F (44 ítems) (Continuada)

Ítems	Factor general de vinculación	Deberes y disciplina escolar (SD)	Metas y expectativas (GE)	Integración social (SI)	Apoyo del profesorado (TS)	Apoyo de la familia (FS)	ECV-i
TS4	.33				.50		.30
TS5	.37				.52		.34
TS6	.37				.51		.34
TS7	.43				.35		.59
TS8	.35				.26		.65
TS9	.37				.58		.29
FS1	.28					.62	.17
FS2	.36					.62	.25
FS3	.32					.65	.20
FS4	.35					.42	.41
FS5	.35					.48	.35
FS6	.31					.65	.18
FS7	.33					.68	.19
FS8	.31					.60	.21
Omega H	.72	.32	.35	.35	.51	.67	
Índice H	.88	.61	.75	.73	.73	.82	
ECV-SS	.40	.45	.45	.82	.63	.77	
ECV-SG	.40	.07	.10	.12	.13	.17	

Fuente: elaboración propia. Todas las cargas son estadísticamente significativas a nivel de $p < .001$.

presenten simultáneamente cargas factoriales bajas en el factor general y en los factores específicos, por lo que no se ha eliminado ningún ítem de la estructura latente, también para preservar la validez de contenido del instrumento.

Discusión

La medición de la vinculación del alumnado puede ser muy relevante para prevenir problemas escolares y evitar el fracaso escolar y, por tanto, el abandono escolar (Wang et al., 2011). Desafortunadamente, la

literatura muestra un número limitado de instrumentos para evaluar dicha vinculación (Cedefop, 2016b; Christenson et al., 2012; Wang et al., 2019), lo que implica algunas limitaciones en cuanto al dominio de la medida y la población objetivo. Además, en el contexto educativo español no existen estudios dirigidos a medir la vinculación de los estudiantes en el ámbito de la educación secundaria profesional (Echeverría y Martínez, 2017).

El presente estudio proporciona un instrumento con puntuaciones fiables y válidas del constructo de vinculación estudiantil en una población estudiantil de FP, tanto de grado básico como medio. Los resultados mostraron cinco factores no correlacionados para operacionalizar el constructo de vinculación en esta población: deberes y disciplina escolar, metas y expectativas, integración social (iguales del grupo clase), apoyo del profesorado y apoyo de la familia. Estos hallazgos explican que el constructo muestra múltiples cargas de componentes sobre un factor general, la vinculación de los estudiantes. Este factor general refleja lo que se comparte entre los ítems y representa las diferencias de los estudiantes en la dimensión objetivo.

En este caso, el estudio sugiere que se pueden crear puntuaciones para diferenciar al alumnado con patrones de vinculación específicos (Cedefop, 2016a). Este resultado refuerza la idea de que la vinculación estudiantil no siempre implica el mismo grado de vulnerabilidad o desapego en todos los estudiantes. En esta línea, es esencial estudiar los factores implicados en el proceso. El contexto escolar, las experiencias personales vividas, la actividad escolar, el profesorado, el grupo de iguales y los progenitores, condicionan la vinculación del alumnado, de ahí la necesidad de medir diferentes factores de vinculación escolar.

Además, de acuerdo con los resultados, cinco ítems del apoyo de la familia no obtienen un buen comportamiento psicométrico. Estos ítems consideran una forma indirecta de medir el apoyo familiar, explicando la reacción de los progenitores ante ciertos comportamientos o sus expectativas, sin contemplar lo que hace la familia cuando el estudiante necesita ayuda o atención personal. Asimismo, este resultado podría explicar que el peso de estas variables familiares no sea el mismo para el alumnado de FPGB que para el de FPGM, de acuerdo con la etapa evolutiva (Alonso, 2014). Así, esta variable sería más importante entre el alumnado más joven, concretamente entre el de FPGB (Elffers, 2013), y

no tan importante entre el de FPGM, que suele estar por encima de la edad teórica de ingreso (16 años).

Por su parte, ítems del factor dos, metas y expectativas, como “*Me comparo con mis compañeros/as para saber si voy aprendiendo al ritmo adecuado*” o “*Cuando hago una actividad escolar intento comprender bien lo que estoy haciendo*” pueden no corresponder a las instrucciones dadas por el profesorado, principalmente, en los estudios de FPGB y FPGM, justificando su mal comportamiento psicométrico. De acuerdo con la literatura (Fix et al., 2019), el profesorado de FP prioriza las instrucciones para evaluar el progreso intraindividual y proporcionar retroalimentación y apoyo social a los estudiantes en función de sus resultados.

La escasez de estudios empíricos sobre la vinculación escolar y el alumnado de educación secundaria profesional en España hace que la contribución de este estudio sea valiosa en sí misma dentro del contexto psicoeducativo y social. Además, el instrumento IVE con evidencia adecuada de fiabilidad y validez, es de gran utilidad para desarrollar un instrumento sencillo que permita detectar bajos niveles de vinculación estudiantil y también prevenir el abandono escolar que se produce en la mencionada población estudiantil. Asimismo, el instrumento IVE puede favorecer las intervenciones psicoeducativas preventivas y las adaptaciones escolares individualizadas, mejorando así la orientación educativa en estos temas (Pilcher et al., 2020).

Por otro lado, futuras investigaciones deberían incluir estudios longitudinales que permitan ampliar los resultados. Además, la administración del instrumento IVE podría complementarse con otras escalas que aborden el contexto escolar (organización escolar, metodología del centro, etc.) para completar la evaluación de la vinculación del alumnado y la prevención del abandono escolar.

Financiación

Los datos de este artículo provienen del proyecto I+D “Itinerarios de éxito y abandono en la formación profesional de nivel I y II” (EDU2013-42854-R), financiado por el Ministerio de Economía y Competitividad, la Agencia Estatal de Investigación y el Fondo Europeo de Desarrollo Regional (Gobierno de España).

Referencias Bibliográficas

- Alonso, C. (2014). Familia, escuela y clase social: sobre los efectos perversos de la implicación familiar. [Family, school and social class: on the perverse effects of family involvement]. *Revista de Asociación de Sociología de la Educación*, 7(2), 395-409.
- Appleton, J. J., & Christenson, S. L. (2004). *Scale description and references for the Student Engagement Instrument*. Unpublished manuscript.
- Appleton, J. J., Christenson, S. L., Kim, D., & Reschly, A. L. (2006). Measuring cognitive and psychological engagement: Validation of the Student Engagement Instrument. *Journal of School Psychology*, 44(5), 427-445. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2006.04.002>
- Betz, N., & Voyten, K. K. (1997). Efficacy and outcome expectation influence career exploration. *Career Development Quarterly*, 46(2), 197-189. <https://doi.org/10.1002/j.2161-0045.1997.tb01004.x>
- Brauer, K., Ranger, J., & Ziegler, M. (2023). Confirmatory factor analyses in psychological test adaptation and development. A nontechnical discussion of the WLSMV estimator. *Psychological Test Adaptation and Development*, 4, 4-12. <https://doi.org/10.1027/2698-1866/a000034>
- Brown, T. A. (2014). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Publications.
- Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge.
- Cedefop (2016a). *Leaving education early: Putting vocational education and training centre stage. Volume I: Investigating causes and extent*. Publications Office. Cedefop research paper, 57. <https://doi.org/10.2801/893397>
- Cedefop (2016b). *Leaving education early: Putting vocational education and training centre stage. Volume II: Evaluating policy impact*. Publications Office. Cedefop research paper, 58. <https://dx.doi.org/10.2801/967263>
- Cerdà-Navarro, A., Quintana-Murci, E., & Salvà-Mut, F. (2022). Reasons for dropping out of intermediate vocational education and training in Spain: the influence of sociodemographic characteristics and academic background. *Journal of Vocational Education & Training*, 1-25. <https://doi.org/10.1080/13636820.2022.2049625>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Christenson, S. L., Reschly, A. L., & Wylie, C. (2012). *Handbook of research on student engagement*. Springer. Recuperado a partir de https://www.researchgate.net/profile/Azkananda_Widiasani/publication/310773130_Handbook_of_Student_Engagement/links/5836a0dd08aed45931c772b7.pdf
- Constantinou, M., & Fonagy, P. (2019). Evaluating Bifactor Models of Psychopathology Using Model-Based Reliability Indices. *PsyArXiv*. <https://doi.org/10.31234/osf.io/6tf7j>
- Echeverría, B., & Martínez, P. (2017). *Diagnóstico de la investigación sobre la Formación Profesional Inicial en España (2005-2017)*. [Diagnosis of research on Initial Vocational Training in Spain (2005-2017)]. Fundación Bankia. Recuperado a partir de https://www.fundacionbertelsmann.org/wp-content/uploads/2021/10/2019_Publicacion_Diagnostico_Investigacion_FPI_digital.pdf
- Elffers, L. (2013). Staying on track: Behavioral engagement of at-risk and non-at-risk students in post-secondary vocational education. *European Journal of Psychology of Education*, 28(2), 545-562. <https://doi.org/10.1007/s10212-012-0128-3>
- Elosua, P., & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901. Recuperado a partir de <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/8747>
- Estell, D. B., & Perdue, N. H. (2013). Social support and behavioral and affective school engagement: The effects of peers, parents, and teachers. *Psychology in the Schools*, 50, 325-339. <https://doi.org/10.1002/pits.21681>
- Fix, G. M., Ritzen, H. T. M., Pieters, J. M., & Kuiper, W. A. J. M. (2019). Effective curricula for at-risk students in vocational education: a study of teachers' practice. *Empirical Research in Vocational Education and Training*, 11, 1-17. <https://doi.org/10.1186/s40461-018-0076-5>
- Fouad, N. A., & Smith, P. L. (1996). A test of a social cognitive model for middle school students: Math and science. *Journal of Counseling Psychology*, 43(3), 338-346. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.43.3.338>
- Fredericks, J. A., Blumenfeld, P. C., & Paris, A. H. (2004). School engagement: Potential of the concept, state of the evidence. *Review of Educational Research*, 74, 59-109. <https://doi.org/10.3102/00346543074001059>
- Gignac, G. E. (2016). The higher-order model imposes a proportionality constraint: That is why the bifactor model tends to fit better. *Intelligence*, 55, 57-68. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2016.01.006>

- Golino, H. F., & Epskamp, S. (2017). Exploratory graph analysis: A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research. *PLOS ONE*, *12*(6), e0174035. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0174035>
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (2008). *Multivariate Analysis* (5.^a Ed.). Prentice Hall.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *6*(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hudson, G. (2020). *EGAnet: Exploratory Graph Analysis—A framework for estimating the number of dimensions in multivariate data using network psychometrics*. R package version 0.9.5.
- Işık, E. (2013). Perceived Social Support and Locus of Control as the predictors of Vocational Outcome Expectations. *Educational Sciences: Theory & Practice*, *13*(3), 1426-1430. Recuperado a partir de <https://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ1017701.pdf>
- Janosz, M., Archambault, I., Lacroix, M., & Lévesque, J. (2007). *Trousse d'évaluation des décrocheurs potentiels (TEDP): Manuel d'utilisation*. Montréal: Groupe de recherche sur les environnements scolaires. Université de Montréal.
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2021). *semTools: Useful tools for structural equation modeling*. R package version 0.5-5. Recuperado a partir de <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Kline, R. B. (2005). *Methodology in the social sciences. Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford Press.
- Le Blanc, M. (1996). MASPAQ, mesures de l'adaptation sociale et personnelle pour les adolescents québécois: manuel. Montréal, École de psycho-éducation, Groupe de recherche sur l'inadaptation psychosociale chez l'enfant, Université de Montréal.
- Lent, R. W., Brown, S. D., & Hackett, G. (1994). Toward a unifying social cognitive theory of career and academic interest, choice, and performance. *Journal of Vocational Behavior*, *45*, 79-122. <https://doi.org/10.1006/jvbe.1994.1027>
- Mameli C., & Passini S. (2017). Measuring four-dimensional engagement in school: A validation of the student engagement scale and of the agentic engagement scale. *TPM - Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, *24*(4), 527-541. <https://doi.org/10.4473/TPM24.4.4>
- Martínez-Abad, F., & Rodríguez-Conde, M. J. (2017). Behaviour of product-moment and tetrachoric-polychoric correlations in ordinal scales: a simulation study. *RELIEVE*, *23*(2), 1-19. doi: <http://dx.doi.org/10.7203/relieve.23.2.9476>
- Massara, G. P., Di Matteo, T., & Aste, T. (2017). Network filtering for big data: Triangulated maximally filtered graph. *Journal of Complex Networks*, *5*(2), 161-178. <https://doi.org/10.1093/comnet/cnw015>
- McWhirter, E. H., Crothers, M., & Rasheed, S. (2000). The effects of high school career education on social-cognitive variables. *Journal of Counseling Psychology*, *47*(3), 330-341. <https://doi.org/10.1037//0022-0167.47.3.330>
- Muthén, B., du Toit, S. H. C., & Spisic, D. (1997). Robust inference using weighted least squares and quadratic estimating equations in latent variable modeling with categorical and continuous outcomes. *Technical report*. Recuperado a partir de https://www.statmodel.com/download/Article_075.pdf
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus: Statistical Analysis with Latent Variables: User's Guide* (Version 8). Muthén & Muthén.
- Niittylahti, S., Annala, J., & Mäkinen, M. (2019). Student engagement at the beginning of vocational studies. *Nordic Journal of Vocational Education & Training*, *9*(1), 21-42. <https://doi.org/10.3384/njvet.2242-458X.199121>
- OECD (2023). *Propuestas para un plan de acción para reducir el abandono escolar temprano en España*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9bc3285d-es>
- Olmos Rueda, P., Mas Torello, O., & Salva Mut, F. (2020). Educational disengagement profiles: a multidimensional contribution within basic vocational education and training. *Revista de Educación*, (389), 67-91. <https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2020-389-455>
- Pilcher, S.; Torii, K., & Andow, Jo. (2020). *Evidence scan of educational interventions for children and young people disengaged from education*. Mitschell Institute.
- Poli, D., & Hungler, B. (2000). *Investigación científica de la Salud*. [Scientific Health Research]. McGraw-Hill.
- Quin, D., Heerde, J. A., & Toumbourou, J. W. (2018). Teacher support within an ecological model of adolescent development: Predictors of school engagement. *Journal of School Psychology*, *69*, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2018.04.003>

- R Core Team (2021). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Recuperado a partir de <https://www.R-project.org/>
- Reschly, A. L., & Christenson, S. L. (2012). Jingle, Jangle, and Conceptual Haziness: Evolution and Future Directions of the Engagement Construct. In S.L. Christenson, A. Reschly, & C. Wylie (Ed.) *Handbook of Research on Student Engagement* (pp 3-20). Springer.
- Reise, S.P. Scheines, R., Widaman, K.F., & Haviland, M.G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5-26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Rosseel, Y. (2012). "lavaan": An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Soler, A., Martínez Pastor, J.I., López-Messeguer, R., Valdés, M.T., Sancho Gargallo, M.A., Morillo, B., & de Cendra, L. (2021). *Mapa del abandono educativo temprano en España. Informe General*. Fundación Europea Educación y Sociedad.
- Steiger, J. H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 893-898. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.017>
- Stucky, B. D., & Edelen, M. O. (2015). Using hierarchical IRT models to create unidimensional measures from multidimensional data. In S. P. Reise & D. A. Revicki (Eds.), *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment*, (pp. 183-206). New York: Routledge.
- Sureda, I., Jiménez, R., Álvarez, O., & Quintana, E. (2021). Emotional and Behavioural Engagement among Spanish Student in vocational education training. *Sustainability*, 13(7), 3882. <https://doi.org/10.3390/su13073882>
- Wang, M. T., Fredricks, J., Ye, F., Hofkens, T., & Linn, J. S. (2019). Conceptualization and assessment of adolescents' engagement and disengagement in school: A Multidimensional School Engagement Scale. *European Journal Psychological Assessment*, 35(4), 592-606. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000431>

- Wang, M. T., Willett, J. B., Eccles, J. S. (2011). The assessment of school engagement: examining dimensionality and measurement invariance by gender and race/ethnicity. *Journal of School Psychology*, 49(4), 465-480. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2011.04.001>

Información de contacto: Rafael Jiménez. Universitat de les Illes Balears. Cra. de Valldemossa, km 7.5, 07122. Palma, Islas Baleares, España.
E-mail: rafa.jimenez@uib.es

Anexo

Contenido de los ítems y sus estadísticas descriptivas por factores del modelo latente bifactorial 5F del IVE. Estadística descriptiva: [N válido, M, SD, asimetría (g1), apuntamiento (g2)]

Factor 1: Deberes y disciplina escolar (SD) (9 ítems)

- SD1** Me esfuerzo con las tareas escolares [4509, 2.1, 0.7, 0.43, -0.54]
SD2 Estudio y/o hago deberes casi todos los días [4494, 1.78, 0.86, -0.64, -0.23]
SD3 Cuando hago un trabajo en el instituto/colegio, quiero hacerlo bien [4485, 2.52, 0.59, 1.48, -1.08]
SD4 Dedico tiempo suficiente fuera del instituto/colegio para hacer los deberes y estudiar [4490, 1.67, 0.84, -0.55, -0.17]
SD5* Molesto en clase a propósito [4501, 0.38, 0.66, 3.57, 1.9]
SD6* Contesto al profesor/a de forma poco educada [4489, 0.44, 0.79, 2.57, 1.82]
SD7* Utilizo "chuletas" u otros medios para copiar en un examen [4491, 0.42, 0.75, 2.57, 1.81]
SD8* He faltado a clase/s sin justificación [4486, 0.83, 0.95, -0.55, 0.79]
SD9 Antes de entregar mis trabajos o tareas académicas, las reviso para comprobar que las he hecho correctamente [4496, 2.13, 0.76, 0.36, -0.71]

Ítems eliminados del Factor 1:

1. Me gusta ir al instituto/colegio [4500, 1.83, 0.83, -0.04, -0.58]

Factor 2: Metas y expectativas (GE) (13 ítems)

- GE1** Cuando me esfuerzo en los estudios, los resultados que obtengo son positivos [4467, 2.27, 0.73, 0.22, -0.75]
GE2 Considero que los exámenes, pruebas o ejercicios de clase son una buena herramienta para saber lo que he aprendido [4483, 2.06, 0.8, 0.3, -0.74]
GE3 Lo que estoy aprendiendo en las clases es importante para mi futuro profesional [4477, 2.45, 0.7, 1.34, -1.22]
GE4 Estudiar me va a ofrecer muchas oportunidades profesionales de futuro [4481, 2.49, 0.65, 1.19, -1.15]
GE5 Deseo seguir formándome una vez acabe los estudios actuales [4474, 2.3, 0.78, 0.58, -0.99]
GE6 Los estudios que estoy realizando me hacen ser optimista en relación con mi futuro profesional [4479, 2.24, 0.73, 0.62, -0.82]
GE7 Estudio porque me gusta lo que estoy haciendo [4482, 2.24, 0.82, 0.45, -0.97]
GE8 Gracias a los estudios que realizo podré tener un trabajo con el que ganaré suficiente dinero para vivir [4484, 2.1, 0.74, 0.46, -0.66]
GE9 Gracias a los estudios que realizo creo que podré dedicarme a lo que quiero [4480, 2.09, 0.82, 0, -0.68]
GE10 Mis estudios me ayudarán a tener éxito en mi carrera profesional [4470, 2.19, 0.69, 0.79, -0.7]
GE11 Para dedicarme a lo que realmente quiero, tendré que seguir formándome después de acabar estos estudios [4466, 2.31, 0.79, 0.4, -0.98]
GE12 Los estudios que realizo son adecuados a mis características personales [4481, 2.11, 0.74, 0.51, -0.67]
GE13 Me gusta la profesión para la que me estoy formando [4492, 2.25, 0.79, 0.66, -0.98]

Ítems eliminados del Factor 2:

1. Cuando hago una actividad escolar intento comprender lo que estoy haciendo [4489, 2.3, 0.61, 0.65, -0.51]
 2. Me comparo con mis compañeros/as para saber si voy aprendiendo al ritmo adecuado [4482, 1.6, 0.93, -0.8, -0.19]

Factor 3: Integración social (SI) (5 ítems)

- SI1** Mis compañeros/as se preocupan por mí [4500, 1.91, 0.72, 0.55, -0.57]
SI2 Mis compañeros/as me ayudan cuando lo necesito [4505, 2.15, 0.67, 0.88, -0.61]
SI3 Mis compañeros/as respetan mis opiniones [4481, 1.96, 0.69, 0.7, -0.54]
SI4 Me gusta comunicarme con mis compañeros/as [4486, 2.37, 0.65, 1.14, -0.88]
SI5 Tengo amigos/as en mi instituto/colegio [4493, 2.49, 0.66, 1.85, -1.28]

Factor 4: Apoyo del profesorado (TS) (9 ítems)

- TS1** Mis profesores/as están disponibles cuando los/las necesito [4509, 2.16, 0.64, 0.86, -0.5]
TS2 El profesorado de mi centro educativo escucha al alumnado [4503, 2.1, 0.64, 0.7, -0.44]
TS3 Las normas del centro educativo donde estudio son justas [4474, 1.9, 0.76, 0.1, -0.47]
TS4 El profesorado de mi centro educativo está interesado en mí como persona, no sólo como estudiante [4462, 1.79, 0.79, -0.16, -0.39]
TS5 En general, mis profesores/as son abiertos/as y honestos/as conmigo [4475, 2.12, 0.67, 0.52, -0.48]
TS6 En general, el profesorado de mi instituto/colegio trata de manera adecuada al alumnado [4475, 2.15, 0.68, 0.59, -0.57]
TS7 Me gusta hablar con los/las profesores/as de mi instituto/colegio [4469, 1.88, 0.76, 0.14, -0.5]
TS8 Me siento seguro/a en mi instituto/colegio [4473, 2.19, 0.69, 0.93, -0.72]
TS9 En mi instituto/colegio, la mayoría del profesorado se preocupa por el alumnado [4484, 1.98, 0.71, 0.37, -0.49]

Factor 5: Apoyo de la familia (FS) (8 ítems)

- FS1** Mi familia está disponible cuando la necesito [4498, 2.49, 0.75, 1.6, -1.45]
FS2 Cuando sucede algo bueno en el instituto/colegio, mi familia quiere saberlo [4492, 2.33, 0.78, 0.77, -1.08]
FS3 Cuando tengo problemas en el instituto/colegio, mi familia está dispuesta a ayudarme [4463, 2.47, 0.73, 1.88, -1.44]
FS4 Mis padres** saben cuándo tengo deberes o exámenes [4354, 1.56, 1, -1.05, -0.11]
FS5 Si tengo un problema en el instituto/colegio, normalmente lo hablo con mis padres** [4396, 1.71, 1, -0.97, -0.3]
FS6 Mis padres** hacen todo lo que pueden para ayudarme a tener buenas notas [4401, 2, 0.88, -0.26, -0.64]
FS7 Puedo contar con mis padres** cuando tengo dificultades en el instituto/colegio [4396, 2.18, 0.85, 0.24, -0.91]
FS8 Mis padres** me preguntan habitualmente cómo me van las cosas en el instituto/colegio [4406, 2.3, 0.81, 0.61, -1.05]

Ítems eliminados del Factor 5:

1. Mi familia quiere que intente resolver por mí mismo los problemas que puedo tener en el instituto/colegio [4320, 2.15, 0.78, 0.3, -0.75]
 2. Mis padres** esperan que continúe mis estudios durante el mayor tiempo posible [4399, 2.49, 0.69, 1.77, -1.37]
 3. Para mis padres** es importante que yo apruebe el curso [4362, 2.71, 0.56, 5.21, -2.14]
 4. Daría un disgusto a mis padres** si dejara el instituto/colegio [4360, 2.35, 0.89, 0.71, -1.27]
 5. Para mis padres** es importante que dé lo mejor de mí en el instituto/colegio [4370, 2.61, 0.6, 2.66, -1.56]

* Ítems invertidos ** En la encuesta se utiliza la expresión "padres (o personas que cumplen sus funciones)"