



Original

Evaluación de la dimensionalidad del *Student School Engagement Survey*: apoyo para un modelo multidimensional bifactor

Richard A. Inman^b, Paulo A.S. Moreira^{a,b,*}, Diana Cunha^b, y Jorge Castro^b^a Instituto de Psicologia e de Ciências da Educação, Universidade Lusíada-Norte, Porto, Portugal^b Centro de Investigação em Psicologia para o Desenvolvimento (CIPD), Porto, Portugal

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 26 de septiembre de 2019

Aceptado el 27 de febrero de 2020

On-line el 22 de mayo de 2020

Palabras clave:

Participación de los estudiantes
Student School Engagement Survey
 Modelo bifactor
 Validez de constructo

R E S U M E N

El *Student School Engagement Survey* (SSES) es un cuestionario utilizado para evaluar las intervenciones de participación estudiantil realizadas por el Centro Nacional de Participación Estudiantil en los Estados Unidos. Este cuestionario ha sido diseñado para medir los componentes conductuales, emocionales y cognitivos del compromiso e implicación del alumnado en la escuela; sin embargo, su estructura factorial no ha sido validada. Para abordar esta limitación, se ha probado la estructura factorial de la versión portuguesa del SSES utilizando una muestra de 4866 adolescentes. El análisis factorial exploratorio ha revelado cinco factores teóricamente significativos que describen subtipos de compromiso emocional y conductual, así como el apoyo de los maestros para el aprendizaje. El análisis factorial confirmatorio ha apoyado el modelo de una versión abreviada del SSES con un modelo bifactorial. Los índices del modelo bifactorial han indicado que los valores totales del SSES son interpretables como una medida de un único constructo de la implicación del estudiante en la escuela. Finalmente, como evidencia de validez convergente, la escala ha tenido una fuerte correlación con una medida establecida de participación estudiantil. La versión propuesta del SSES es una medida psicométricamente adecuada desde el punto de vista del compromiso del estudiante, aunque no se puede decir que mida el compromiso cognitivo.

© 2020 Universidad de País Vasco. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Assessing the dimensionality of Student School Engagement Survey: Support for a multidimensional bifactor model

A B S T R A C T

The Student School Engagement Survey (SSES) is used to evaluate student engagement interventions run by the National Center for Student Engagement in the U.S. It was designed to measure the behavioral, emotional, and cognitive components of engagement, but its factorial structure has not been validated. To address this limitation, we tested the factorial structure of the Portuguese version of the SSES using a representative sample of 4866 adolescents. An exploratory factor analysis revealed five theoretically meaningful factors describing subtypes of emotional and behavioral engagement, and teacher support for learning. A confirmatory factor analysis supported modelling a shortened version of the SSES with a bifactor model. Bifactor indices indicated total SSES scores are interpretable as a measure of a single student engagement construct. Finally, as evidence of concurrent validity, the scale had a strong positive correlation with an established measure of student engagement. The proposed version of the SSES is a psychometrically adequate measure of student engagement, although cannot be said to measure cognitive engagement.

© 2020 Universidad de País Vasco. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Keywords:

Student engagement
Student School Engagement Survey
 Bifactor model
 Construct validity

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: paulomoreira@por.ulusíada.pt (P.A.S. Moreira).

Introducción

Una conceptualización teórica, frecuente en la literatura de investigación, postula que el compromiso del estudiante tiene tres dimensiones dinámicas distintas e interactivas: compromiso conductual, cognitivo y emocional (Fredricks, Blumenfeld, y Paris, 2004; Jimerson, Campos, y Greif, 2003). Una característica de estas dimensiones, como lo demuestra el continuo debate sobre su contenido (Reschly y Christenson, 2012), es que son constructos complejos. Por ejemplo, el compromiso en el comportamiento abarca la conducta del estudiante, el compromiso en actividades escolares y acciones tangibles que demuestran la voluntad de superar contenidos desafiantes (Nguyen, Cannata, y Miller, 2016). El compromiso cognitivo se conceptualiza como la inversión en el aprendizaje (Yazzie-Mintz, 2007), las percepciones y creencias (Jimerson, Campos, y Greif, 2003) y el aprendizaje autorregulado (Appleton, Christenson, Kim, y Reschly, 2006). Finalmente, el compromiso emocional incorpora reacciones afectivas a la escuela (Connell y Wellborn, 1991), sentido de pertenencia (Appleton, Christenson, Kim, y Reschly, 2006) y los estados relevantes para el compromiso de los estudiantes, como el interés (Skinner, Furrer, Marchand, y Kindermann, 2008).

Un marco teórico emergente sugiere que el constructo del compromiso del estudiante también debe incluir las percepciones de los estudiantes y su sentido de relación con otras personas como una forma de reconocer la bondad de ajuste entre el estudiante y su entorno de aprendizaje (Appleton, Christenson, Kim, y Reschly, 2006; Christenson y Anderson, 2002; Reschly y Christenson, 2006; Sinclair, Christenson, Lehr, y Reschly, 2003). De hecho, Reschly y Christenson (2012) argumentan que las percepciones de los estudiantes son las fuentes más precisas de información sobre la realidad objetiva. En línea con este marco teórico, un número creciente de instrumentos que miden el compromiso de los estudiantes, incluyen ítems que recogen las percepciones de los estudiantes sobre el apoyo y la relación con otras personas, incluidos maestros, compañeros y miembros de la familia (p. ej., Appleton, Christenson, Kim, y Reschly, 2006).

Se ha demostrado que el grado en que los estudiantes participan en la escuela es un importante predictor del rendimiento académico (Lee, 2014; Wang y Holcombe, 2010), las tasas de abandono escolar (Fall y Roberts, 2012; Wang y Fredricks, 2014), el bienestar (Wang, Chow, Hofkens, y Salmela-Aro, 2015), y la prevalencia de delincuencia y enfermedades mentales (Li y Lerner, 2011). A su vez, el compromiso de los estudiantes se relaciona con factores que incluyen el estado socioeconómico, el género y la raza/etnia (Yazzie-Mintz, 2007), así como factores educativos como el rendimiento académico previo (Chase, Hilliard, Geldhof, Warren, y Lerner, 2014; Moreira, Dias, Matias, Castro, Gaspar y Oliveira, 2018). Tales hallazgos exponen que ciertos grupos de estudiantes (p. ej., estudiantes que pertenecen a familias con niveles socioeconómicos más bajos) corren el riesgo de perder el compromiso con la escuela y sus consecuencias negativas asociadas. Afortunadamente, una gran cantidad de investigaciones indican que el compromiso de los estudiantes responde a las prácticas docentes y escolares (Finn y Zimmer, 2012), lo que significa que los pronósticos de los estudiantes en riesgo pueden mejorarse mediante intervenciones específicas (Appleton, Christenson, y Furlong, 2008).

El cuestionario de compromiso del estudiante con la escuela (The Student School Engagement Survey, SSES)

Una organización involucrada en la implementación de intervenciones de compromiso estudiantil en los Estados Unidos es el Centro Nacional de Compromiso Estudiantil (NCSE, *National Center for Student Engagement*) fundado por la Fundación Colorado para Familias y Niños (CFFC, *Colorado Foundation for Families*

and Children). Como un medio para evaluar la efectividad de sus intervenciones (es decir, como una medida de resultado del compromiso del estudiante), el NCSE ha desarrollado el Cuestionario de Compromiso del Estudiante con la Escuela (SSES, *Student School Engagement Survey*; Finlay, 2006). Según Finlay (2006), el SSES se ha creado seleccionando diversos ítems de compromiso extraídos de múltiples fuentes de datos, cuestionarios nacionales (*National Longitudinal Study of Adolescent to Adult Health; ADD Health*), artículos de revistas (Fredricks, Blumenfeld, y Paris, 2004) y cuestionarios de referencia (*Center for Substance Abuse Prevention*, 2003). Los ítems elegidos se han agrupado en tres subescalas que representan las tres dimensiones principales del compromiso de los estudiantes, según lo define Fredricks et al. (2004): cognitivo, emocional y conductual.

Podemos exponer una pequeña evidencia a través de tres estudios piloto, presentados en el informe de investigación inicial del NCSE (Finlay, 2006), que sugiere que el SSES puede ser una medida fiable. Por ejemplo, en tres muestras independientes, los valores alfa de Cronbach para las subescalas del SSES varían entre $\alpha = .88$ a $\alpha = .90$ para el compromiso emocional; $\alpha = .87$ a $\alpha = .92$ para el compromiso cognitivo y $\alpha = .49$ a $\alpha = .80$ para el compromiso conductual. Además, se han mostrado índices similares de fiabilidad en estudios publicados que utilizan muestras de estudiantes de Israel (Shoshani y Slone, 2013; $\alpha = .80$ a $.91$) y México (Rodríguez y Boutakidis, 2013; $\alpha = .83$ y $.89$ para el compromiso cognitivo y emocional), lo que implica que esta escala puede tener cierta validez transcultural. Los estudios piloto del NCSE (Finlay, 2006) también proporcionan evidencias de validez convergente. La puntuación de las escalas cognitiva y conductual tiene asociaciones significativas y positivas con los promedios de las calificaciones de los estudiantes ($r = .37$ y $r = .35$ respectivamente), y en una muestra de estudiantes de primaria, las escalas emocional y cognitiva se correlacionan significativamente con las calificaciones de matemáticas ($r = .48$ y $r = .40$), calificaciones de inglés ($r = .43$ y $r = .37$) y ausencias injustificadas ($r = .61$ y $r = .46$).

A pesar de estos hallazgos iniciales, la evidencia que respalda la adecuación psicométrica del SSES es limitada. Sorprendentemente, aún no se ha realizado una prueba empírica de su validez de constructo utilizando el análisis factorial exploratorio (AFE) o el análisis factorial confirmatorio (AFC). Sin una evaluación de la estructura factorial del SSES cualquier conclusión que se realice sobre el resultado de una intervención puede ser conceptualmente defectuosa. Se requiere realizar un AFE dado el continuo debate sobre el número y la naturaleza de las dimensiones del compromiso (Reschly y Christenson, 2012). De hecho, argumentamos que hay varios ejemplos de ítems que no coinciden, en un sentido teórico, con sus dimensiones asignadas. Por ejemplo, el ítem «Estudio en casa incluso cuando no tengo un examen» se ha incluido como un indicador de compromiso cognitivo. Esto se considera más apropiado como un aspecto del compromiso conductual porque describe una acción tangible dirigida a aprender un contenido académico. Se puede hacer un argumento similar para el ítem «Hablo con personas fuera de la escuela sobre lo que estoy aprendiendo en clase», que también se clasifica bajo compromiso cognitivo. Además, varios ítems que describen las percepciones de los estudiantes sobre el apoyo y la relación con los maestros (p. ej., «La mayoría de mis maestros se preocupan por cómo estoy») se incluyen como indicadores de compromiso emocional. Investigaciones anteriores respaldan firmemente la incorporación de tales percepciones como una dimensión distinta pero interrelacionada del compromiso de los estudiantes (Appleton, Christenson, Kim, y Reschly, 2006; Moreira, Cunha, y Inman, 2019). Dados estos problemas, existe una necesidad urgente de identificar la estructura factorial del SSES usando AFE, y luego confirmar esta estructura en una muestra independiente usando AFC. Estudios recientes que prueban la dimensionalidad de otras medidas de compromiso estudiantil (por

ejemplo, [Moreira, Cunha, y Inman, 2019](#)) sugieren que un modelo bifactorial puede ser plausible para el SSES.

Evaluación de la dimensionalidad del SSES: el modelo bifactorial

Un trabajo reciente, rescatado de la literatura de investigación sobre compromiso estudiantil, ha utilizado el enfoque del modelo bifactorial para probar la dimensionalidad de diferentes instrumentos de compromiso estudiantil ([Moreira, Cunha, y Inman, 2019](#); [Wang, Fredricks, Ye, Hofkens, y Linn, 2016, 2017](#)). Los modelos bifactoriales son aplicables cuando se prueban construcciones que comprenden múltiples dimensiones distintas pero relacionadas, así como cuando existe un interés de investigación en estas dimensiones específicas, además del constructo global ([Chen, West, y Sousa, 2006](#)). Los modelos bifactoriales de compromiso estudiantil son similares a los modelos de segundo orden, ya que incluyen un factor general de compromiso estudiantil. Sin embargo, en el modelo bifactorial, este factor explica las relaciones entre los ítems en lugar de las relaciones entre los factores de primer orden (por ejemplo, variables latentes que representan el compromiso cognitivo, emocional y conductual). Además, los modelos bifactoriales también incluyen factores específicos (no matemática o conceptualmente iguales a los factores de primer orden) que explican la variación única entre grupos de ítems más allá del factor general ([Chen, West, y Sousa, 2006](#)).

Los estudios psicométricos recientes, de las medidas de compromiso de los estudiantes, utilizan modelos bifactoriales para ayudar a separar las contribuciones únicas de las múltiples dimensiones del constructo de compromiso global ([Wang, Fredricks, Ye, Hofkens, y Linn, 2016, 2017](#)). En otras palabras, los modelos bifactoriales se han utilizado para determinar si los ítems de la escala son unidimensionales y, por lo tanto, pueden capturar un constructo teórico unidimensional. Un estudio reciente de [Moreira, Cunha, y Inman \(2019\)](#) apoya el modelado de la medida multifactorial de compromiso estudiantil como un modelo bifactorial, debido a que este instrumento incluye ítems que recogen las percepciones de los estudiantes sobre el apoyo de los maestros, los compañeros y la familia, además del compromiso cognitivo, emocional y conductual. Concretamente, estos hallazgos muestran que las percepciones de los estudiantes sobre el apoyo pertenecen a un constructo global de compromiso estudiantil.

El presente estudio

El SSES es una medida de compromiso estudiantil que se utiliza en gran medida para evaluar el resultado de las intervenciones de compromiso estudiantil en los Estados Unidos. Sin embargo, aún no se ha realizado una prueba empírica de la validez de constructo de esta medida utilizando AFE o AFC. Este tipo de evaluación es necesaria porque varios de los ítems del SSES no se alinean teóricamente con sus dimensiones asignadas. En el caso del presente estudio, el AFE también es necesario porque estamos usando una traducción al portugués en un entorno cultural distinto para el cual se diseñó la versión original en inglés (es decir, en Portugal). Por lo tanto, el objetivo principal del estudio es evaluar la dimensionalidad del SSES, utilizando el AFE, y luego confirmar esta estructura en una muestra independiente a través del AFC. Debido a que los estudios recientes apoyan el modelado de instrumentos de compromiso estudiantil utilizando el enfoque del modelo bifactorial ([Moreira, Cunha, y Inman, 2019](#)), nuestro objetivo es probar si un modelo bifactorial representa la estructura factorial del SSES en portugués.

Método

Participantes

Este estudio psicométrico utiliza participantes de una fase inicial de un estudio longitudinal de seis años, sobre los efectos de la escuela en el compromiso de los estudiantes (para más detalles, ver [Moreira, Dias, Matias, Castro, Gaspar y Oliveira, 2018](#)). En total, se han utilizado datos de 4.866 estudiantes pertenecientes a 101 escuelas en Portugal. Estos estudiantes (54.7% mujeres; 44.8% hombres) estaban matriculados en el séptimo ($n = 2247$) o décimo grado ($n = 2577$) durante la fase de recopilación de datos. Los estudiantes de séptimo grado tenían una edad media de 12.5 años ($DT = 0.75$). Los estudiantes en el décimo grado tenían una edad media de 15.6 años ($DT = 0.90$).

Instrumentos

El Cuestionario de Compromiso del Estudiante con la Escuela (Student School Engagement Survey, SSES)

Los participantes han completado una versión del SSES traducida al portugués europeo. Los directores del estudio han obtenido permiso para traducir, adaptar y probar las propiedades de este instrumento del Director del NCSE. Este instrumento comprende 42 ítems de compromiso estudiantil en tres apartados. Los ítems del 1 al 3 («¿Cómo de importante crees que...?») se puntúan de 1 = muy importante a 5 = nada importante. Los ítems del 4 al 28 («¿Cuánto está de acuerdo con cada una de las siguientes afirmaciones?») se califican de 1 = muy de acuerdo a 4 = muy en desacuerdo. Los ítems del 29 al 42 («¿Con qué frecuencia son ciertas las siguientes afirmaciones para usted?») se puntúan de 1 = siempre a 4 = nunca/casi nunca.

Se ha realizado la traducción de los ítems utilizando las propuestas de [Mallinckrodt y Wang \(2004\)](#). En primer lugar, un equipo de investigadores con dominio del inglés y el portugués ha preparado una traducción al portugués de la versión original del instrumento. Este primer borrador se ha traducido nuevamente al inglés por un segundo equipo de investigadores que, igualmente, dominan ambos idiomas. Este segundo equipo no tenía experiencia previa con el SSES. Posteriormente, los expertos en compromiso escolar han determinado la equivalencia de estos ítems traducidos y su reflejo de compromiso emocional, cognitivo o conductual. Finalmente, se le ha pedido a un comité de consultores por pares, los cuales son hablantes nativos de portugués y miembros de la población objeto de investigación, que realizaran un examen de la escala adaptada utilizando un procedimiento de «pensar en voz alta».

Cuestionario de Compromiso del Estudiante (SEI, Student Engagement Instrument)

Los estudiantes también han completado una segunda medida de compromiso estudiantil: una breve versión portuguesa de 15 ítems del Cuestionario de Compromiso del Estudiante (SEI, *Student Engagement Instrument*, [Appleton, Christenson, Kim, y Reschly, 2006](#); [Moreira y Dias, 2018](#)). Este instrumento tiene dos subescalas de compromiso cognitivo (control y relevancia del trabajo escolar, así como aspiraciones y objetivos futuros) y tres subescalas que recogen las percepciones de los estudiantes sobre el apoyo de los maestros, la familia y los compañeros, respectivamente (colectivamente denominado compromiso afectivo, [Betts, Appleton, Reschly, Christenson, y Huebner, 2010](#)). Los ítems se puntúan de 1 = totalmente en desacuerdo a 4 = totalmente de acuerdo. Para el propósito del presente estudio, se calcula la media de los 15 ítems para que sirviera como puntuación de compromiso estudiantil. Se ha demostrado que las propiedades psicométricas de varias versiones del SEI son adecuadas en un gran número de investigaciones ([Appleton, Christenson, Kim, y Reschly, 2006](#); [Betts,](#)

Appleton, Reschly, Christenson, y Huebner, 2010; Lovelace, Reschly, Appleton, y Lutz, 2014; Virtanen, Kiuru, Lerkkanen, Poikkeus, y Kuorelahti, 2016) incluidas las investigaciones con muestras portuguesas (Moreira y Dias, 2018; Moreira, Vaz, Dias, y Petracchi, 2009; Virtanen, Moreira, Ulvseth, Andersson, Tetler, y Kuorelahti, 2018). En el presente estudio, la confiabilidad de la puntuación de *compromiso estudiantil* es buena ($\omega = .84$).

Procedimiento

Antes de la recopilación de datos, se obtiene la aprobación del comité de ética de la Universidad de Lusíada, Portugal. La recopilación de datos se ha producido al comienzo del año académico de 2013 (septiembre-diciembre de 2013). En cada escuela participante, un miembro del personal ha actuado como enlace entre la escuela y el equipo de investigación. Este representante de la escuela ha planificado los procedimientos internos para la recopilación de datos. Se han administrado los cuestionarios a cada clase de estudiantes, reunidos en una sola habitación, bajo la supervisión del representante de la escuela. Debemos tener en cuenta que dicho trabajo forma parte de un estudio longitudinal más amplio, ya que los estudiantes también han realizado otras mediciones, específicamente aquellas que miden el bienestar subjetivo.

Análisis estadísticos

Los análisis se han realizado con R (R Core y Team, 2019). La cantidad de datos perdidos por ítem ha sido pequeña en todas las medidas (< 1%). Para el SSES el 5% de los encuestados han tenido al menos un ítem de datos perdidos y el 78% de estos han tenido datos perdidos para solo uno o dos ítems. Para el SEI el 11% de los encuestados han tenido al menos un ítem de datos perdidos y el 89% de estos han tenido datos perdidos para solo uno o dos ítems.

La muestra se ha dividido aleatoriamente en dos submuestras. La primera muestra (muestra A) se ha utilizado para el análisis factorial exploratorio (AFE, $n = 2381$). La segunda muestra (muestra B) se ha utilizado para el análisis factorial confirmatorio (AFC, $n = 2485$). Estas submuestras no difieren en términos de edad media, $t(4854.5) = .06$, $p = .949$, o composición de género, $\chi^2(1) = .02$, $p = .890$. La muestra completa se ha utilizado para evaluar la validez de la escala.

AFE. Para determinar el número de factores a extraer, se utilizan análisis paralelos (AP; Horn, 1965). Posteriormente, aplicamos un análisis de máxima verosimilitud para probar la solución de factor propuesta por AP. Utilizamos un método de rotación directa de oblimin porque se espera que las dimensiones del compromiso estén correlacionadas. Para optimizar el SSES portugués elegimos adoptar un umbral de regla general para eliminar ítems con un factor de carga < .40. Basándonos en las recomendaciones de Raubenheimer (2004) excluimos factores con menos de dos indicadores con cargas de factores $\geq .40$. Los valores perdidos se imputan usando la mediana.

AFC. Una vez identificada una estructura factorial optimizada usando AFE, se lleva a cabo un AFC para confirmar esta estructura en una muestra independiente. Basándonos en investigaciones anteriores (Moreira, Vaz, Dias, y Petracchi, 2009), elegimos probar un modelo bifactor. Debido a que los coeficientes de correlación intraclass (CCI) para los ítems del SSES eran bajos, indicando un promedio de 3.5% de variación en las puntuaciones, se ha explicado por *clustering* a nivel escolar, el AFC se ha realizado usando la matriz de covarianza total. Debido a que las puntuaciones de los ítems son ordinales utilizamos un método robusto de mínimos cuadrados ponderados en diagonal (Li, 2016). Nuestro criterio de ajuste del modelo se ha guiado por varios indicadores y heurísticas para un buen ajuste: índice de ajuste comparativo (IAC) $\geq .95$ (Hu y Bentler, 1999), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) $\leq .05$ (Browne y Cudeck, 1992) y la raíz residual cuadrática media

estandarizada (SRMR) < .05 (Hu y Bentler, 1999). Los valores perdidos se han manejado en este análisis utilizando la eliminación por pares.

Índices bifactoriales. Primero, evaluamos la fiabilidad del factor general calculando omega (ω). El coeficiente ω estima la proporción de varianza en la puntuación total del SSES atribuida a todas las fuentes de varianza. Se puede aplicar la misma lógica para calcular un índice de fiabilidad para cada subescala: omegaS (ω_S).

A continuación, evaluamos el grado en que las puntuaciones totales del SSES pueden interpretarse como una medida de un solo constructo a pesar de la multidimensionalidad en las puntuaciones. Esto se ha realizado calculando el coeficiente omega jerárquico (ω_H) que representa la proporción de la variación sistemática en las puntuaciones totales explicadas por el factor general (Reise, Moore, y Haviland, 2010; Zinbarg, Yovel, Revelle, y McDonald, 2006). Los valores de ω_H superiores a .75 indican que una puntuación de escala total se puede interpretar como una medida de un solo constructo (Reise, Scheines, Widaman, y Haviland, 2013). La lógica de ω_H se puede aplicar a la jerarquía omega calculada para cada subescala (ω_{HS}). Estos valores representan la proporción de varianza confiable de cada puntuación de la subescala después de tener en cuenta la variabilidad debida al factor general (Reise, Bonifay, y Haviland, 2013).

A continuación, evaluamos el grado en que los datos multidimensionales son unidimensionales. Esto se ha logrado mediante el cálculo de la varianza común explicada (VCE) junto con el porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC) (Rodríguez, Reise, y Haviland, 2016). Como regla, los valores de VCE más altos significan una mayor confianza en la aplicación de un modelo de medición unidimensional. Los valores de VCE superiores a .70 sugieren que las cargas de factores de un modelo unidimensional son una buena aproximación de las cargas de factores en un factor general de un modelo bifactorial; es decir, una indicación de menos sesgo (Rodríguez, Reise, y Haviland, 2016). PUC y el indicador de la estructura del modelo moderan la asociación entre la VCE y el sesgo del modelo; cuando hay más correlaciones no contaminadas (cuando el PUC es mayor) el sesgo relativo puede ser bajo, incluso con valores de VCE más pequeños.

Finalmente, como medida de la replicabilidad del constructo, calculamos el índice H (Hancock y Mueller, 2001). Los valores de $H > .80$ implican un constructo latente bien definido que probablemente sea estable en todos los estudios (Rodríguez, Reise, y Haviland, 2016).

Validez. Una medida puede considerarse válida si mide lo que pretende medir (Borsboom, Mellenbergh, y Van Heerden, 2004). Hemos puesto a prueba la validez concurrente del SSES portugués mediante la evaluación de la asociación entre este y otra medida validada del constructo de compromiso estudiantil: el SEI (Appleton, Christenson, Kim, y Reschly, 2006). Tanto SSES como el SEI miden un constructo de compromiso estudiantil multidimensional con algunas dimensiones compartidas (es decir, ambos miden las percepciones de los estudiantes sobre sus relaciones con los maestros). El modelo de ecuaciones estructurales (MEE) se ha usado para estimar la relación entre la estructura bifactorial del SSES y un indicador compuesto de compromiso estudiantil del SEI. Guiados por el trabajo de Yost y Finney (2018), el compromiso de los estudiantes del SEI se ha modelado como un factor latente con un solo indicador compuesto. La varianza de error no estandarizada del indicador compuesto se ha calculado utilizando la siguiente ecuación: $(1-r_{xx}) \times \text{var}(x)$; r_{xx} corresponde al alfa de Cronbach para la puntuación compuesta, y $\text{var}(x)$ es la varianza. Se ha permitido que el factor latente que representa la variable externa se ha correlacionado con los factores generales y específicos. Este enfoque proporciona una comprensión de la relación entre variables externas y el factor general aislado de los efectos de factores específicos.

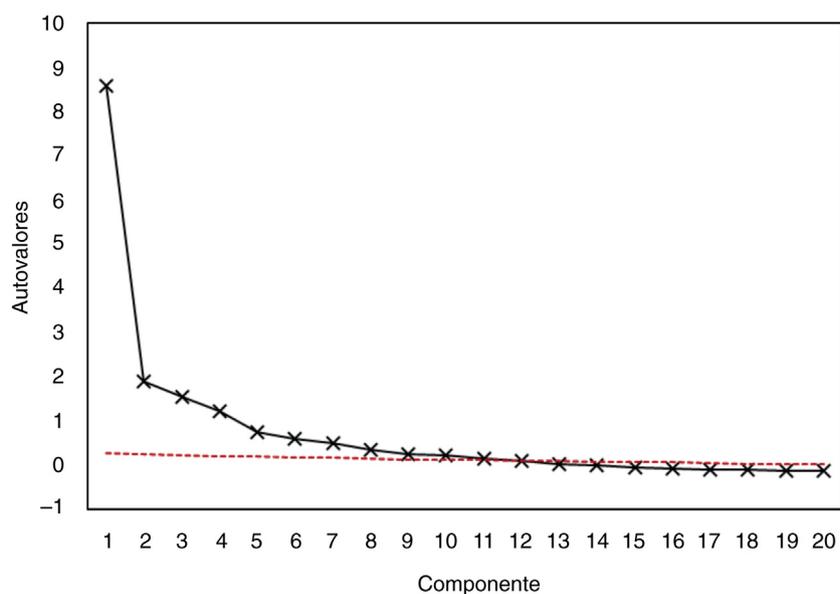


Figura 1. Valores reales (línea continua con marcadores) vs. valores propios simulados (línea punteada).

Resultados

Análisis factorial exploratorio

El AP de 42 ítems ha apoyado la retención de once factores (Figura 1). Las cargas de los componentes estandarizados para la solución de once factores se presentan en la Tabla 1. El primer factor teóricamente significativo tiene cinco ítems. El contenido de estos ítems ha recogido las percepciones de los estudiantes sobre el apoyo en el aprendizaje por los maestros (ejemplo de ítem: «Los maestros de mi escuela tratan a los estudiantes de manera justa»). El segundo factor significativo también tiene cinco ítems. Estos ítems han recogido la conducta del alumno (ejemplo de ítem: «Completo mi trabajo a tiempo»). El tercer factor significativo tiene tres ítems que han recogido los comportamientos del estudio (ejemplo de ítem: «Reviso los errores de mi trabajo escolar»). El cuarto factor significativo tiene tres ítems que han recogido un sentido de pertenencia y conexión con la escuela (ejemplo de ítem: «Siento que pertenezco a mi escuela»). El quinto factor significativo tiene tres ítems que han recogido las reacciones afectivas al trabajo escolar (ejemplo de ítem: «Me siento emocionado por el trabajo en la escuela»).

Cuatro factores han sido excluidos inmediatamente por tener menos de tres ítems; otros dos factores también han sido excluidos. El primero de estos factores tiene ítems que también recogen la conducta de los estudiantes. Decidimos excluir este factor porque comparte un ítem muy similar y, por lo tanto, redundante, al factor de conducta inicial del estudiante («Sigo las reglas en la escuela» vs. «Sigo las reglas de la escuela») y porque tiene menos ítems. Los ítems del segundo factor tienen una redacción casi idéntica («Cuando entré por primera vez a mi escuela pensé que era...»). Por lo tanto, elegimos excluir este factor porque teóricamente no recoge de manera significativa la dimensión de compromiso.

Análisis factorial confirmatorio

La variación sugerida del AFE, descrita anteriormente en la versión portuguesa, podría explicarse por cinco factores principales con un total de 19 ítems: *apoyo del maestro para el aprendizaje, conducta de los estudiantes, conductas de estudio, sentido de pertenencia y reacciones afectivas a la escuela y al trabajo escolar*. El propósito del AFC ha sido confirmar esta estructura con una muestra

independiente. Basándonos en investigaciones anteriores (Moreira, Cunha, y Inman, 2019) elegimos probar un modelo bifactorial con un *factor general de compromiso estudiantil* y cinco factores específicos correspondientes a los cinco factores revelados por el AFE (ver Figura 2). El ajuste del modelo bifactorial ha dado como resultado el siguiente ajuste: CFI = .957, RMSEA = .073 y SRMR = .059. Las cargas factoriales para este modelo se muestran en la Tabla 2.

Índices bifactoriales

Los índices bifactoriales también se presentan en la Tabla 2. Los valores para los coeficientes ω y ω_s ($> .79$) se han observado en el SSES portugués y sus subescalas han tenido buena fiabilidad. Además, evaluamos si la puntuación total del SSES puede interpretarse como una medida de un solo constructo, a pesar de la multidimensionalidad, calculando ω_H . Un punto de corte general para ω_H es .75 (Reise, Bonifay, y Haviland, 2013). Para este modelo, ω_H ha sido .83. Para todos los factores específicos, los valores para ω_{HS} han sido más bajos que para ω_H , lo que indica que gran parte de la varianza de cada uno se atribuye al factor general (Rodríguez, Reise, y Haviland, 2016).

Los valores para ECV (*Explained Common Variance*; varianza común explicada) y PUC han sido .57 y .83, respectivamente. El valor para ECV ha indicado que el 57% de la varianza común en los ítems es atribuible al factor general de *compromiso estudiantil*; en otras palabras, el compromiso de los estudiantes ha sido el constructo dominante medido por el SSES portugués. No obstante, debido a que el ECV está por debajo del umbral de .70 sugerido por Rodríguez, Reise, y Haviland (2016), los investigadores deberían modelar esta escala utilizando un enfoque bifactorial para los análisis del modelo de ecuación estructural (SEM) y Teoría de Respuesta al ítem (TRI). Sin embargo, el alto valor de PUC sugiere que el sesgo relativo de un modelo unidimensional aún puede ser pequeño, a pesar de que los valores ECV sean bajos. El valor de H para el factor general ha sido de .91. Esto es mayor que el umbral recomendado de .80 (Rodríguez, Reise, y Haviland, 2016), lo que implica una variable latente bien definida.

Validez concurrente

Se ha usado SEM para evaluar la correlación de factores entre el factor de compromiso estudiantil general del modelo bifactorial

Tabla 1
Cargas factoriales de los ítems después de un análisis factorial exploratorio (AFE) con rotación oblimin usando la muestra A ($n = 2.381$)

Ítem	Factor											Ítem	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11		
13	1.00												La mayoría de mis clases son aburridas (R).
11	1.00												Fracasaré sin importar cuánto lo intente (R).
7		.64											Los maestros de mi escuela tratan a los estudiantes de manera justa.
12		.56											La disciplina en mi escuela es justa.
9		.55											Me gusta la mayoría de mis maestros en la escuela.
10		.54											Estoy recibiendo una buena educación en mi escuela.
14		.42											La mayoría de mis maestros se preocupan por cómo estoy.
8													Me siento seguro en mi escuela.
15													Aprendo mucho de mis clases.
24			.66										Trato a mis compañeros con respeto.
26			.66										Trato a mis maestros con respeto.
28			.49										Sigo las reglas en la escuela.
25			.46										Completo mi trabajo a tiempo.
23			.41										Vengo a clase preparado.
27													Intento hacer lo mejor que puedo mis deberes.
21				.88									Cuando entré por primera vez a mi escuela, pensé que era amable.
20				.77									Cuando entré por primera vez a mi escuela, pensé que era bueno.
22				.52									Cuando entré por primera vez a mi escuela, pensé que estaba limpio.
36					.68								Reviso los errores de mi trabajo escolar.
34					.63								Estudio en casa incluso cuando no tengo un examen.
35					.48								Hablo con personas fuera de la escuela sobre lo que estoy aprendiendo en clase.
37													Si no entiendo lo que leo, vuelvo y lo leo de nuevo.
5						.77							Siento que pertenezco a mi escuela.
4						.57							Me siento cercano a las personas en mi escuela.
6						.54							Estoy feliz de estar en mi escuela.
32							.67						Estoy interesado en el trabajo que hago en mis clases.
31							.63						Me siento emocionado por el trabajo en la escuela.
41							.40						Disfruto el trabajo que hago en clase.
33													Mi clase es un lugar divertido para estar.
29								.56					Sigo las reglas en la escuela.
30								.49					Me meto en problemas en la escuela. (R).
17								.48					Respeto a la mayoría de mis maestros.
18													La escuela es una pérdida de tiempo (R).
42									.63				Siento que puedo ir a mi(s) maestro(s) con las cosas de las que necesito hablar.
16													Hay un adulto en la escuela con el que puedo hablar sobre mis problemas.
19													La mayoría de mis maestros me entienden.
38													La mayoría de mis maestros me alaban cuando trabajo duro.
2										.57			¿Las cosas que estás aprendiendo en la escuela serán útiles más adelante en la vida?
1										.56			¿Es para sacar buenas notas?
3													¿Es para asistir a la escuela todos los días?
40											.50		Saco buenas notas en la escuela.
39											.44		Intento hacer lo mejor en la escuela.

Nota. (R): ítem es codificado en reverso. Los ítems en negrita son ítems probados en AFC. Solo se informan cargas de factor > .40.

y una puntuación de compromiso estudiantil del SEI (Tabla 3). De acuerdo con lo que se esperaría de dos instrumentos que miden el mismo constructo, el análisis ha revelado una fuerte correlación positiva ($r = .74, p < .001$). Las correlaciones de factores entre la puntuación compuesta de *compromiso estudiantil* del SEI y los factores específicos del modelo bifactorial han sido débiles ($rs < .20$), pero no obstante estadísticamente significativas para el *sentido de pertenencia*, las *reacciones afectivas a la escuela* y el *trabajo escolar*, y la *conducta del estudiante*. Este hallazgo implica que la correlación observada entre el SSES y el SEI se habría sobreestimado si hubiéramos utilizado un modelo unidimensional del SSES.

Discusión

El SSES es un instrumento de evaluación diseñado originalmente para ser utilizado por una organización nacional en los Estados Unidos, el *National Center for Student Engagement* (NCSE) para evaluar la efectividad de las intervenciones de promoción del compromiso de los estudiantes. Para que el SSES pueda ser utilizado para este propósito, debe tener propiedades psicométricas adecuadas; es decir, debe medir el compromiso de los estudiantes de manera fiable y válida. En este sentido, debido a que la evidencia para respaldar esto actualmente es limitada, el objetivo general del estudio

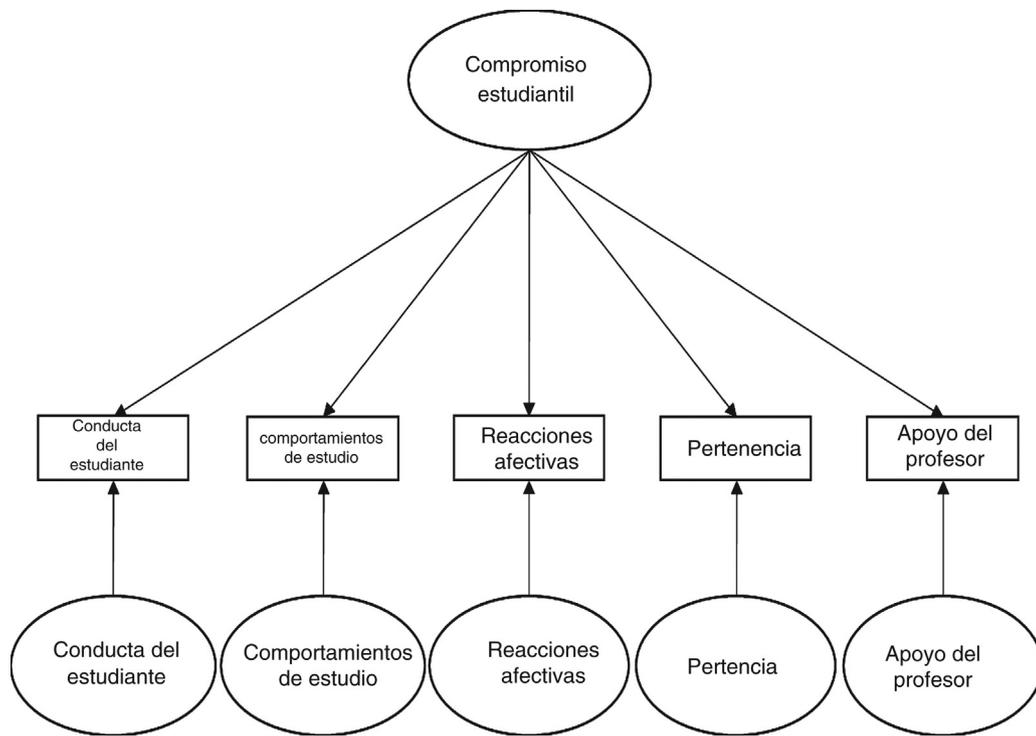


Figura 2. Modelo bifactorial testado en AFC. Las elipses representan factores generales y específicos. Los rectángulos representan grupos de ítems.

Tabla 2

Cargas factoriales completamente estandarizadas y variaciones residuales para los ítems del Cuestionario de Compromiso del Estudiante con la Escuela basados en el modelo bifactorial, probado usando la muestra B (n = 2.485)

Ítem	λ_{GEN}	$\lambda_{EMO.B}$	λ_{TSL}	$\lambda_{BEH.SC}$	$\lambda_{EMO.AR}$	$\lambda_{BEH.SB}$	Varianza Residual
4	.445	.476					.575
5	.548	.812					.040
6	.622	.409					.446
7	.579		.441				.470
9	.595		.457				.437
10	.697		.368				.379
12	.548		.434				.511
14	.497		.403				.591
23	.677			.296			.454
24	.591			.586			.307
25	.594			.344			.529
26	.607			.677			.173
28	.580			.475			.438
31	.602				.502		.386
32	.622				.619		.230
41	.677				.348		.421
34	.468					.610	.409
35	.449					.445	.600
36	.565					.596	.326
ω	.947						
ω_S		.838	.844	.887	.848	.787	
ω_H	.825						
ω_{HS}		.440	.289	.336	.317	.436	
ECV	.569						
ECV _S		.543	.341	.398	.385	.556	
H	.910	.708	.521	.654	.523	.582	

Nota. GEN: factor general de compromiso estudiantil, EMO.B: compromiso emocional: pertenencia, TSL: apoyo del profesor para el aprendizaje, BEH.SC: compromiso conductual: conducta del estudiante, EMO.AR: compromiso emocional: reacciones afectivas, BEH.SB: compromiso conductual: estudiar comportamientos, ω = Omega, ECV: Explained Common Variance: varianza común explicada, H: Índice de replicabilidad de constructo (Hancock y Mueller, 2001).

ha sido evaluar las propiedades psicométricas del SSES. Concretamente, la estructura factorial de este instrumento nunca se ha probado, siendo necesario probarlo debido a los múltiples casos en los que los ítems tienen un desajuste teórico con las subescalas en las que fueron asignadas. Para abordar este problema, el documento actual se ha dedicado en gran medida a probar la dimensionalidad

del SSES portugués mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio.

El AFE ha indicado que 19 de los 42 ítems originales podrían agruparse en cinco factores teóricamente significativos. Dos de estos factores corresponden a dos de los diferentes dominios del compromiso emocional resaltados por (Fredricks, Blumenfeld, y

Tabla 3

Las correlaciones entre los factores Cuestionario de Compromiso del Estudiante con la Escuela (SSES) del modelo bifactorial y los valores de compromiso estudiantil del Cuestionario de Compromiso del Estudiante (*Student Engagement Instrument*, SEI). Análisis realizado con la muestra completa ($n = 4866$)

	Compromiso del estudiante (SEI)	
	R	p
Factor general		
Compromiso del Estudiante con la Escuela (SSES)	.740	< .001
Factor específico		
Compromiso emocional: pertenencia	.051	.061
Compromiso emocional: reacciones afectivas	.139	< .001
Compromiso conductual: conducta del estudiante	.139	.001
Compromiso conductual: estudiar comportamientos	.004	.914
Apoyo docente para el aprendizaje.	.038	.182

Nota. SSES: Cuestionario de compromiso del estudiante con la Escuela, SEI: Instrumento de compromiso del estudiante.

Paris (2004)): *reacciones afectivas a la escuela y el trabajo escolar*, así como *sentido de pertenencia*. Otros dos factores representan diferentes dominios de compromiso conductual: *la conducta del estudiante y los comportamientos de estudio*. Estos subdominios son consistentes con las distinciones teóricas realizadas en la investigación específica para el compromiso conductual (Nguyen, Cannata, y Miller, 2016) y también son consistentes con los factores identificados en otros instrumentos de compromiso estudiantil, incluido el MMSE. El factor final, *el apoyo de los maestros para el aprendizaje*, incluye cinco ítems que recogen los pensamientos de los estudiantes sobre la calidad del apoyo recibido directa o indirectamente de los maestros (p. ej., «Los maestros de mi escuela tratan a los estudiantes de manera justa», «La disciplina en mi escuela es justa», «La mayoría de mis maestros se preocupan por cómo estoy», «Estoy obteniendo una buena educación en mi escuela») o la calidad de las relaciones entre estudiantes y maestros («Me gusta la mayoría de mis maestros en la escuela»). Dichos ítems se han clasificado por el NCSE como indicadores de compromiso cognitivo a pesar de haber definido este aspecto del compromiso como «inversión psicológica en el aprendizaje, un deseo de ir más allá de los requerimientos y una preferencia por el desafío» (Finlay, 2006, p. 3). En su lugar, proponemos que dichos ítems sean consistentes con las percepciones de los estudiantes sobre las influencias contextuales (en este caso, la influencia de los maestros) tal como lo capta la dimensión de compromiso afectivo del SEI (Appleton, Christenson, Kim, y Reschly, 2006; Moreira y Dias, 2018) y el Multidimensional Measure of Student Engagement (MMSE)/Cuestionario Multidimensional de Compromiso del Estudiante (Moreira, Cunha, y Inman, 2019).

Un hallazgo importante del estudio ha sido que la versión abreviada del SSES (con los 19 ítems retenidos después del AFE) podría modelarse como un factor general de compromiso estudiantil después de dividir la varianza común compartida de cinco factores específicos; es decir, a través de un modelo bifactorial. Los valores altos para omega jerárquico y un VCE superior a 0,50 sugieren que la mayoría de los valores de la varianza del SSES se explica por el factor general de compromiso estudiantil. Estos resultados, por lo tanto, se suman a un creciente número de investigaciones que demuestran que el compromiso de los estudiantes con la escuela es un constructo multidimensional, y que debe modelarse como un modelo bifactorial para usar con SEM o TRI, pero que los valores totales en estas dimensiones también son interpretables como un indicador de un constructo de orden superior (Moreira, Cunha, y Inman, 2019; Wang, Fredricks, Ye, Hofkens, y Linn, 2017). Nuestro estudio también se basa en evidencias que respaldan los marcos teóricos de compromiso que incluyen las percepciones subjetivas de los estudiantes sobre el apoyo de otras personas pertenecientes al constructo de compromiso estudiantil global (Appleton, Christenson,

Kim, y Reschly, 2006; Moreira, Cunha, y Inman, 2019). En resumen, después de haber demostrado que la estructura interna del SSES es consistente con la estructura del constructo de compromiso estudiantil propuesta por los marcos teóricos recientes y los estudios empíricos (p. ej., Moreira, Cunha, y Inman, 2019), el estudio indica que el SSES tiene validez estructural (Messick, 1995).

Una contribución adicional del estudio actual ha sido la demostración de que el SSES reducido a 19 ítems tiene validez concurrente. Se puede decir que una escala tiene validez cuando mide lo que pretende medir (Borsboom, Mellenbergh, y Van Heerden, 2004). Concretamente, la validez se ha aprobado evaluando las correlaciones de factores entre unos valores compuestos de una medida de referencia de compromiso estudiantil, en este caso el SEI bien validado (Appleton, Christenson, Kim, y Reschly, 2006; Betts, Appleton, Reschly, Christenson, y Huebner, 2010; Moreira y Dias, 2018), y el factor general de compromiso estudiantil del modelo bifactorial del SSES. Como se anticipó, la asociación entre estas dos medidas ($r = .74$) puede describirse como moderada (Ferguson, 2009) a fuerte (Cohen, 1988). Por lo tanto, este hallazgo indica que el factor general de compromiso estudiantil del SSES comparte una fuerte similitud conceptual con el constructo de compromiso estudiantil evaluado por el SEI. Este hallazgo es notable porque ambos instrumentos miden diferentes dimensiones del compromiso de los estudiantes. Por ejemplo, el SEI recoge el compromiso cognitivo (aspiraciones y objetivos futuros; percepciones de control y relevancia del trabajo escolar) y las percepciones de los estudiantes sobre el apoyo de sus compañeros y familiares; mientras que el SSES no. A su vez, el SSES captura aspectos del compromiso conductual (conducta del estudiante y conductas de estudio) y reacciones afectivas a la escuela, mientras que el SEI no lo hace. La fuerte correlación entre estas dos medidas sugiere, por lo tanto, que recogen un constructo de compromiso estudiantil global compartido, pero que cada una cubre un espacio conceptual único.

Implicaciones prácticas

Es importante tener medidas psicométricamente sólidas del compromiso de los estudiantes, basadas en una conceptualización teórica precisa del constructo de compromiso de los estudiantes, para informar las intervenciones y abordar cuestiones educativas importantes, como la desconexión y la mejora de la asistencia a la escuela. Aunque el NCSE utiliza actualmente el SSES para evaluar la efectividad de las intervenciones de compromiso de los estudiantes, el presente estudio es el primero en evaluar la estructura factorial de este instrumento a través de un análisis factorial. Debido a que los resultados de la AFE han revelado una estructura factorial diferente a la propuesta por el NCSE, la primera implicación de este estudio es que los usuarios del SSES deben considerar cuidadosamente cómo se relacionan sus ítems con las dimensiones teóricas. Afortunadamente, el presente estudio proporciona una idea de las dimensiones del compromiso de los estudiantes recogido por el SSES. Los autores proponen que una versión abreviada de 19 ítems del SSES puede ser una herramienta útil para medir el constructo global de compromiso de los estudiantes, a pesar de la omisión de varias dimensiones relevantes (es decir, el compromiso cognitivo y las percepciones de los estudiantes sobre el apoyo de sus compañeros y la familia).

Fortalezas y limitaciones del estudio

Un punto fuerte de este estudio es que se ha realizado utilizando una gran muestra de alumnos de séptimo y décimo grado (con una n cercana a las 5000 personas) de más de 100 escuelas de Portugal. Además, esta muestra escolar recoge la naturaleza diversa de las escuelas en Portugal, incluyendo instituciones públicas y privadas; escuelas intermedias (de séptimo a noveno grado), secundaria (de

décimo a doceavo grado) y mixtas (de séptimo a doceavo grado); así como escuelas de zonas urbanas y rurales. En resumen, la muestra utilizada en el presente estudio se considera representativa de los alumnos de séptimo y décimo grados en Portugal. Además, aunque no se han realizado cálculos de potencia, el tamaño de la muestra ha superado con creces todas las reglas generales para el AFE y el AFC (Kyriazos, 2018), lo que implica que el estudio tiene una potencia estadística adecuada. No obstante, algunas características específicas de la muestra de estudio sugieren que se necesitan realizar trabajos futuros para determinar si el SSES es válido en y entre diferentes grupos de estudiantes. Por ejemplo, los estudios deben evaluar si el SSES tiene equivalencia de medición en diferentes grupos de edad (incluidos los estudiantes de primaria). Finalmente, es importante reconocer que los resultados se han basado en un instrumento en lengua portuguesa aplicado en Portugal. Por ello se requiere más investigación, para determinar si el SSES tiene equivalencia de medición intercultural.

Financiación

El apoyo a esta investigación proviene de fondos nacionales de la Fundação para a Ciência e Tecnologia I.P. (FCT) [Portuguese Foundation for Science and Technology], under the Projects PTDC/CPE-CED/122257/2010; PTDC/MHC-CED/2224/2014; and CIPD-BI-UID/PSI/04375/2016.

Referencias

- Appleton, J. J., Christenson, S. L., y Furlong, M. J. (2008). Student engagement with school: Critical conceptual and methodological issues of the construct. *Psychology in the Schools, 45*(5), 369–386. <https://doi.org/10.1002/pits>
- Appleton, J. J., Christenson, S. L., Kim, D., y 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>
- Betts, J. E., Appleton, J. J., Reschly, A. L., Christenson, S. L., y Huebner, S. E. (2010). A study of the factorial invariance of the Student Engagement Instrument (SEI): Results from middle and high school students. *School Psychology Quarterly, 25*(2), 84–93. <https://doi.org/10.1037/a0020259>
- Borsboom, D., Mellenbergh, G. J., y van Heerden, J. (2004). The concept of validity. *Psychological Review, 111*(4), 1061–1071. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.111.4.1061>
- Browne, M. W., y Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research, 21*(2), 230–258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Center for Substance Abuse Prevention (2003). Core measures initiative phase I recommendations. Center for Substance Abuse Prevention. <http://addictionstudies.dec.uwi.edu/Documents/epidemiology/Core%20Measures%20Notebook.pdf>
- Chase, P. A., Hilliard, L. J., Geldhof, G. J., Warren, D. J., y Lerner, R. M. (2014). Academic achievement in the high school years: the changing role of school engagement. *Journal of Youth and Adolescence, 43*(6), 884–896. <https://doi.org/10.1007/s10964-013-0085-4>
- Chen, F. F., West, S. G., y Sousa, K. H. (2006). A comparison of bifactor and secondary-order models of quality of life. *Multivariate Behavioral Research, 41*(2), 189–225. <https://doi.org/10.1207/s15327906mbr4102>
- Christenson, S. L., y Anderson, A. R. (2002). Commentary: The centrality of the learning context for students' academic enabler skills. *Journal of School Psychology, 31*(3), 378–393.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Connell, J. P., y Wellborn, J. G. (1991). Competence, autonomy and relatedness: A motivational analysis of self-system processes. En M. R. Gunnar y L. A. Sroufe (Eds.), *Minnesota symposium on child psychology* (pp. 43–77). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Fall, A. M., y Roberts, G. (2012). High school dropouts: Interactions between social context, self-perceptions, school engagement, and student dropout. *Journal of Adolescence, 35*(4), 787–798. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2011.11.004>
- Ferguson, C. J. (2009). An effect size primer: A guide for clinicians and researchers. *Professional Psychology: Research and Practice, 40*(5), 532–538. <https://doi.org/10.1037/a0015808>
- Finlay, K. (2006). Quantifying school engagement: Research report. Retrieved from <http://schoolengagement.org/school-engagement-services/ncse-publications/reports/>.
- Finn, J. D., y Zimmer, K. S. (2012). Student engagement: What is it? Why does it matter? En S. L. Christenson, A. L. Reschly, y C. Wylie (Eds.), *Handbook of research on student engagement* (pp. 97–131). New York, NY: Springer.
- Fredricks, J. A., Blumenfeld, P. C., y Paris, A. H. (2004). School engagement: Potential of the concept, state of the evidence. *Review of Educational Research, 74*(1), 59–109. <https://doi.org/10.3102/00346543074001059>
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. In R. Cudeck, S. du Toit, & D. Sörbom (Eds.), *Structural Equation Modeling: Present and Future—A Festschrift in Honor of Karl Joreskog* (pp. 195–216). Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*, 179–185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jimerson, S. R., Campos, E., y Greif, J. L. (2003). Toward an understanding of definitions and measures of school engagement and related terms. *The California School Psychologist, 8*(1), 7–27. <https://doi.org/10.1007/BF03340896>
- Kyriazos, T. A. (2018). Applied psychometrics: Sample size and sample power considerations in factor analysis (EFA CFA) and SEM in general. *Psychology, 9*, 2207–2230. <https://doi.org/10.4236/psych.2018.98126>
- Lee, J. S. (2014). The relationship between student engagement and academic performance: Is it a myth or reality? *Journal of Educational Research, 107*(3), 177–185. <https://doi.org/10.1080/00220671.2013.807491>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods, 48*(3), 936–949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Li, Y., y Lerner, R. M. (2011). Trajectories of school engagement during adolescence: Implications for grades, depression, delinquency, and substance use. *Developmental Psychology, 47*(1), 233–247. <https://doi.org/10.1037/a0021307>
- Lovell, M. D., Reschly, A. L., Appleton, J. J., y Lutz, M. E. (2014). Concurrent and predictive validity of the student engagement instrument. *Journal of Psychoeducational Assessment, 32*(6), 509–520. <https://doi.org/10.1177/0734282914527548>
- Mallinckrodt, B., y Wang, C. C. (2004). Quantitative methods for verifying semantic equivalence of translated research instruments: A Chinese version of the Experiences in Close Relationships Scale. *Journal of Counseling Psychology, 51*, 368–379. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.51.3.368>
- Messick, S. (1995). Standards of validity and the validity of standards in performance assessment. *Educational Measurement: Issues and Practice, 14*(4), 5–8. <https://doi.org/10.1111/j.1745-3992.1995.tb00881.x>
- Moreira, P., Cunha, D., y Inman, R. A. (2019). An integration of multiple student engagement dimensions into a single measure and validity-based studies. *Journal of Psychoeducational Assessment, Advance online publication*. <https://doi.org/10.1177/0734282919870973>
- Moreira, P., Dias, A., Matias, C., Castro, J., Gaspar, T., y Oliveira, J. (2018). School effects on students' engagement with school: Academic performance moderates the effect of school support for learning on students' engagement. *Learning and Individual Differences, 67*, 67–77. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2018.07.007>
- Moreira, P., y Dias, M. A. (2018). Tests of factorial structure and measurement invariance for the Student Engagement Instrument: Evidence from middle and high school students in Portugal. *International Journal of School & Educational Psychology, 7*(3), 174–186. <https://doi.org/10.1080/21683603.2017.1414004>
- Moreira, P., Vaz, F. M., Dias, P. C., y Petracchi, P. (2009). Psychometric properties of the portuguese version of the student engagement instrument. *Canadian Journal of School Psychology, 24*(4), 303–317. <https://doi.org/10.1177/0829573509346680>
- Nguyen, T. D., Cannata, M., y Miller, J. (2016). Understanding student behavioral engagement: Importance of student interaction with peers and teachers. *Journal of Educational Research, 111*(2), 1–12. <https://doi.org/10.1080/00220671.2016.1220359>
- R Core Team. (2019). R: A language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Core Team.
- Raubenheimer, J. (2004). An item selection procedure to maximise scale reliability and validity. *SA Journal of Industrial Psychology, 30*(4), 59–64. <https://doi.org/10.4102/sajip.v30i4.168>
- Reise, S. P., Bonifay, W. E., y Haviland, M. G. (2013). Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. *Journal of Personality Assessment, 95*(2), 129–140. <https://doi.org/10.1080/00223891.2012.725437>
- Reise, S. P., Moore, T. M., y Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment, 92*(6), 544–559. <https://doi.org/10.1080/00223891.2010.496477>
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K., y 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>
- Reschly, A. L., y Christenson, S. L. (2006). Prediction of dropout among students with mild disabilities: A case for the inclusion of student engagement variables. *Remedial and Special Education, 27*(5), 276–292. <https://doi.org/10.1177/07419325060270050301>
- 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. L. Reschly, & C. Wylie (Eds.), *Handbook of Research on Student Engagement* (pp. 3–19). <https://doi.org/10.1007/978-1-4614-2018-7>
- Rodriguez, 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>

- Rodriguez, J. L., y Boutakidis, I. P. (2013). The association between school engagement and achievement across three generations of Mexican American students. *Journal of the Association of Mexican American Educators*, 7(1), 5–12.
- Shoshani, A., y Slone, M. (2013). Middle school transition from the strengths perspective: Young adolescents' character strengths, subjective well-being, and school adjustment. *Journal of Happiness Studies*, 14(4), 1163–1181. <https://doi.org/10.1007/s10902-012-9374-y>
- Sinclair, M. F., Christenson, S. L., Lehr, C. A., y Anderson, A. R. (2003). Facilitating student engagement: Lessons learned from Check y Connect longitudinal studies. *The California School Psychologist*, 8, 29–41. <https://doi.org/10.1007/BF03340894>
- Skinner, E. A., Furrer, C., Marchand, G., y Kindermann, T. (2008). Engagement and disaffection in the classroom: Part of a larger motivational dynamic? *Journal of Educational Psychology*, 100(4), 765–781. <https://doi.org/10.1037/a0012840>
- Virtanen, T. E., Kiuru, N., Lerkkanen, M. K., Poikkeus, A. M., y Kuorelahti, M. (2016). Assessment of student engagement among junior high school students and associations with self-esteem, burnout, and academic achievement. *Journal for Educational Research Online*, 8(2), 136–157. <https://doi.org/10.1177/1741143214558576>
- Virtanen, T. E., Moreira, P., Ulvseth, H., Andersson, H., Tetler, S., y Kuorelahti, M. (2018). Analyzing measurement invariance of the Students' Engagement Instrument brief version: The cases of Denmark Finland, and Portugal. *Canadian Journal of School Psychology*, 33(4), 297–313. <https://doi.org/10.1177/0829573517699333>
- Wang, M. T., Chow, A., Hofkens, T., y Salmela-Aro, K. (2015). The trajectories of student emotional engagement and school burnout with academic and psychological development: Findings from Finnish adolescents. *Learning and Instruction*, 36, 57–65. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2014.11.004>
- Wang, M. T., y Fredricks, J. A. (2014). The reciprocal links between school engagement, youth problem behaviors, and school dropout during adolescence. *Child Development*, 85(2), 722–737. <https://doi.org/10.1111/cdev.12138>
- Wang, M. T., Fredricks, J. A., Ye, F., Hofkens, T. L., y Linn, J. S. (2016). The Math and Science Engagement scales: Scale development, validation, and psychometric properties. *Learning and Instruction*, 43, 16–26. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2016.01.008>
- Wang M.T. Fredricks J.A. Ye F. Hofkens T. Linn J.S. Conceptualization and assessment of adolescents' engagement and disengagement in school: A multidimensional school engagement scale. *European Journal of Psychological Assessment*, Advance on. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000431>.
- Wang, M. T., y Holcombe, R. (2010). Adolescents' perceptions of school environment, engagement, and academic achievement in middle school. *American Educational Research Journal*, 47(3), 633–662. <https://doi.org/10.3102/0002831209361209>
- Yazzie-Mintz, E. (2007). Voices of students on engagement: A report on the 2006 high school survey of student engagement. Retrieved from https://pdfs.semanticscholar.org/504f/ce0c038d6cf1206d67566d54ebe1df8d0d2d.pdf?_ga=2.246060676.10773328.1579168923-334591954.1579168923
- Yost, A. B., y Finney, S. J. (2018). Assessing the unidimensionality of trait reactance using a multifaceted model assessment approach. *Journal of Personality Assessment*, 100(2), 186–196. <https://doi.org/10.1080/00223891.2017.1280044>
- Zinbarg, R. E., Yovel, I., Revelle, W., y McDonald, R. P. (2006). Estimating generalizability to a latent variable common to all of a scale's indicators: A comparison of estimators for ω_h . *Applied Psychological Measurement*, 30(2), 121–144. <https://doi.org/10.1177/0146621605278814>