

Adaptación y Validación del Student Engagement Scale (SES) al Contexto Universitario Chileno

Adaptation and Validation of the Student Engagement Scale (SES), to the Chilean University Context

Solange M. Loyer¹ y Claudia Pérez-Salas²

Resumen

El Student Engagement Scale (SES), propuesto por Lam et al. (2014), es un instrumento que mide las tres dimensiones de compromiso académico según la conceptualización de Fredericks et al. (2004): compromiso conductual, emocional y cognitivo. Hasta el momento no existen validaciones en español de la escala y su utilización en el contexto universitario es limitada. El presente estudio tuvo como objetivo adaptar esta escala al contexto universitario chileno y examinar sus propiedades psicométricas para una muestra de 452 estudiantes de dos universidades chilenas. El análisis factorial confirmatorio dio un ajuste aceptable, validando la estructura de 3 factores de la escala.

Palabras clave: compromiso académico, propiedades psicométricas, educación superior, compromiso académico, propiedades psicométricas, educación superior

Abstract

The Student Engagement Scale (SES), by Lam et al. (2014), measures the three dimensions of student engagement proposed by Fredericks et al. (2004): behavioral, emotional and cognitive engagement. To date, there are no validations of the scale in Spanish and its use in university contexts is limited. The purpose of this study was to adapt the scale to the Chilean university context and examine its psychometric properties for a sample of 452 students from two universities. Confirmatory factor analysis resulted in a good fit, validating the scale's three factor structure.

Keywords: academic engagement, psychometric properties, higher education

¹Doctora (c) en Psicología. Doctoranda. Universidad de Concepción. Edmundo Larenas 219 Concepción. Docente. Universidad Católica de la Santísima Concepción. Alonso Ribera 2850 Concepción, Chile. Correo: sloyer@uesc.cl

²Doctora en Psicología. Docente. Universidad de Concepción. Edmundo Larenas 219 Concepción, Chile. Correo: cperezs@udec.cl

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · N°78 · Vol. 4 · 51-67 · 2025

ISSN: 1135-3848 print / 2183-6051 online

This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

Introducción

El compromiso académico es uno de los principales predictores de desempeño académico (Fredericks et al., 2004), y uno de los principales factores para explicar el abandono temprano de estudios (Nouwen & Clycq, 2019). Es el modelo teórico principal de muchos investigadores e instituciones de educación que buscan mejorar el desempeño de los estudiantes interviniendo elementos contextuales que los rodean (i.e., Alrashidi et al., 2016; Appleton et al., 2008; Baron & Corbin, 2012; Fredericks et al., 2004; Fredericks et al., 2016).

Pese al amplio uso y aceptación del compromiso, no viene sin dificultades y discrepancias. Lo amplio de este constructo ha llevado a que exista una amplia gama de conceptualizaciones y definiciones del mismo (Appleton et al., 2008; Christenson et al., 2012; Fredericks et al., 2016; Wang et al., 2017; Wong & Liem, 2021) y en la forma de operacionalizarlo y medirlo (i.e., Alrashidi et al., 2016; Appleton et al., 2008; Baron & Corbin, 2012; Fredericks et al., 2004; Fredericks et al., 2016; Nouwen & Clycq, 2019; Skinner & Belmont, 1998; Skinner et al., 2009; Tight, 2019; Zepke 2015).

Skinner et al., (2009) lo definen como la *calidad de la participación* de los estudiantes o su *conexión con el trabajo académico*, mientras que otros autores lo definen como la *disposición a participar* de las actividades académicas (Appleton et al., 2008). También se refiere a la *participación dirigida y sostenida* de los estudiantes, así como a cualidades observables y no observables de las *interacciones de los estudiantes con las actividades* de aprendizaje y con los compañeros sociales (Skinner & Pitzer, 2012) o a la manifestación externa de la motivación (Skinner et al., 2009b). La Australian Council for Educational Research lo define como el *involucramiento de los estudiantes en las actividades* y condiciones que están relacionadas con un aprendizaje de alta calidad (Coates, 2008). Y de manera más simple, se puede entender como *el grado de involucramiento activo de un estudiante en una actividad de aprendizaje* (Wellborn, 1991).

Pero pese a las diferencias en la definición de compromiso académico, sí existiría consenso en que se trata de un constructo multidimensional y dinámico (i.e., Alrashidi et al., 2016; Appleton et

al, 2008; Fredericks et al., 2004; Nouwen & Clycq, 2019; Skinner et al., 2009; Skinner et al., 2009b) y una de las conceptualizaciones que más ha predominado en las investigaciones es la de Fredericks et al. (2004), quienes definen tres dimensiones de compromiso: conductual, emocional y cognitivo.

El *compromiso conductual*, según Sinatra et al. (2015), corresponde a la participación en el propio proceso de aprendizaje a través de distintas acciones, lo que se puede operacionalizar como involucramiento en el propio aprendizaje y tareas académicas y participación en actividades extracurriculares. Otros autores lo definen en términos de la participación, esfuerzo, atención, persistencia, conducta positiva y ausencia de conducta disruptiva (Connell, 1990; Finn, 1989). El *compromiso cognitivo* es más difícil de definir y no hay consenso entre los investigadores en cómo operacionalizarlo (Sinatra et al., 2015). Según Fredericks et al., (2004), hay dos líneas de definiciones: i) inversión psicológica para aprender y ii) cognición y aprendizaje estratégico. Para unos, su origen proviene del estudio del aprendizaje e instrucción lo que conlleva a la autorregulación y al uso de estrategias (Fredericks et al., 2004). Wehlage y Smith (1992), lo definen como involucramiento psicológico, es decir, un estudiante se involucra psicológicamente cuando invierte esfuerzo cognitivo para comprender. A esto, Connell y Wellborn (1991), agregan la flexibilidad para resolver problemas, y optar por desafíos y trabajo arduo. En esta conceptualización varios elementos de compromiso cognitivo se traslapan con compromiso conductual y emocional (Sinatra et al., 2015). Otros autores lo definen en términos de la autorregulación del aprendizaje usando estrategias de aprendizaje profundo y haciendo el esfuerzo necesario para comprender ideas complejas (Fredericks et al., 2004). Lam et al. (2014), definen el compromiso cognitivo como las estrategias cognitivas que el estudiante adopta y emplea en sus procesos de aprendizaje (Walker et al., 2006), pero excluyendo la autorregulación del aprendizaje por no ser esta solamente cognitiva. Según los autores, dicha conceptualización se remite a indicadores de este tipo de compromiso y no a los facilitadores, como ocurre con otras propuestas. El *compromiso emocional* se refiere a las reacciones emocionales positivas y negativas

asociadas a aprender (Connell & Wellborn, 1991), con profesores, compañeros o la institución, el sentido de pertenencia y el sentirse identificado con la institución (Finn, 1989; Fredericks et al., 2004; Voelkl, 1997). Según Lam et al. (2014), estudiantes con niveles de compromiso emocional altos, están intrínsecamente motivados a aprender y tienen mayor apego a su institución.

Respecto a las distintas conceptualizaciones de compromiso, Fredericks et al. (2004), destacan que estas incorporan una gran variedad de otros constructos y algunas definiciones se traslapan con otros constructos o teorías. También señalan que muchas de las definiciones de compromiso son muy generales y también existe duplicidad de conceptos y falta de diferenciación en las definiciones entre tipos de compromiso. Luego, la alta variabilidad en su conceptualización a veces se ha traducido en un traslapo de definiciones u operacionalizaciones entre autores (Christenson et al., 2012; Fredericks & McColskey, 2012), incluso traduciéndose en que muchas investigaciones utilicen marcos teóricos y definiciones de compromiso sin siquiera cuestionárselos (Sinatra et al., 2015) o inconsistentes con los instrumentos de evaluación utilizados (Saez et al., 2023), lo cual pone un manto de duda sobre los resultados que presentan y además dificulta hacer análisis comparativos entre estudios.

Al comparar las distintas conceptualizaciones que existen de compromiso académico, se observa una inconsistencia o confusión entre indicadores y facilitadores, donde lo que algunos autores consideran como indicadores, otros lo pueden considerar como facilitadores o viceversa (Lam et al., 2014; Sinclair et al., 2003; Skinner & Pitzer, 2012; Skinner et al., 2008; Wong & Liem, 2022) y se confunde además con las consecuencias del compromiso (Kahu, 2013). Luego, la gran mayoría de las escalas están midiendo simultáneamente indicadores y facilitadores para definir el compromiso académico (Lam et al., 2014; Skinner & Pitzer, 2012). Los *indicadores* se refieren a características que definen el compromiso académico y es lo que se espera que una escala mida, mientras que los *facilitadores* son factores contextuales que influyen en el compromiso académico. Skinner y Pitzer (2012), identifican dos tipos de facilitadores de compromiso: personales y sociales. Los facilitadores personales corresponden

a las autopercepciones de los estudiantes o a los procesos del “yo” que se refieren a evaluaciones duraderas de múltiples características del yo, como la autoeficacia o el sentido de pertenencia a la escuela. Los facilitadores sociales, en cambio, corresponden a los contextos sociales, que son interacciones interpersonales con interlocutores sociales importantes, como docentes, pares y padres. Esta precisión es de suma relevancia, dado que mientras los indicadores entregan una valoración del constructo, son los facilitadores los que guían las estrategias y políticas de intervención para mejorar el compromiso de los estudiantes (Appleton et al., 2008; Sinclair et al., 2003; Skinner & Pitzer, 2012; Skinner et al., 2008).

Este error de concepto no es menor al momento de elegir un instrumento de medición, ya que dificulta cualquier investigación que busque identificar los factores contextuales que influyen en el compromiso, que es precisamente lo que se requiere para poder diseñar estrategias y políticas de intervención que busquen aumentar los niveles de compromiso de los estudiantes.

Algunos autores recomiendan el uso de modelos bifactoriales para la modelación de constructos psicológicos complejos (e.g., Chen et al., 2006; Chen et al., 2012; Reise et al., 2013), construcción de escalas y evaluación de las propiedades psicométricas de éstas (Reise, 2012). Entre sus muchas ventajas, están que permite identificar la distorsión que ocurre al ajustar modelos unidimensionales a datos que son multidimensionales, ayuda a examinar la utilidad de usar subescalas (Reise et al., 2007) y es útil para analizar si un factor es capaz de predecir una variable externa, por sobre el factor general (Chen et al., 2012). Su uso no es muy generalizado (Reise, 2012), sin embargo, algunas investigaciones han evaluado el carácter bifactorial del compromiso académico (e.g., Albornoz et al., 2020; Dierendonck et al., 2020; Inman et al., 2020; Lee, 2021; Moreira et al., 2019; Stefansson et al., 2016).

La problemática presentada respecto a la investigación de compromiso académico es válida para estudios hechos en todos los niveles de educación, es decir, primaria, secundaria y educación superior y pese a observarse un aumento en el interés por estudiar el compromiso académico en educación superior, la mayor parte de las investigaciones siguen siendo a nivel de educación

primaria y secundaria (Kahu, 2014; Maroco et al., 2016; Martínez et al., 2022).

Student Engagement Scale (SES)

El Student Engagement Scale (SES) de Lam et al. (2014) es una escala de auto-reporte para medir compromiso académico que considera las tres dimensiones definidas por Fredericks et al. (2004), esto es, compromiso emocional, conductual y cognitivo. En su diseño y validación participaron investigadores de 12 países e hicieron gran énfasis en la inconsistencia o confusión que existe en muchas investigaciones e instrumentos de compromiso académico entre indicadores y facilitadores, situación también planteada por otros autores (e.g., Skinner et al., 2008). De esta manera, el instrumento propuesto por los autores busca medir solo indicadores para cada una de las tres dimensiones de compromiso académico considerado.

El SES consta de 33 ítems para las 3 dimensiones de compromiso, los cuales fueron obtenidos de diversas escalas y estudios (i.e. Skinner y Belmont, 1993; Finn et al., 1995; Miller et al., 1996; Dowson & McInerney, 2004). La escala de respuesta es de tipo Lickert de 5 puntos, donde para las dimensiones emocional y conductual se pide el grado de acuerdo, siendo, 1: muy en desacuerdo y 5: muy de acuerdo y para la dimensión cognitiva se pide indicar con qué frecuencia lo hacían, donde 1: nunca y 5: siempre. Para el estudio de las propiedades psicométricas del instrumento, los autores originales consideraron datos de 12 países (Austria, Canadá, China, Cyprus, Estonia, Grecia, Malta, Portugal, Rumania, Corea del Sur, Reino Unido y Estados Unidos), siendo la escala original traducida a varios idiomas (e.g., inglés, alemán, chino, griego, maltés, coreano, portugués, rumano), obteniendo una buena consistencia interna para las tres sub-escalas para la muestra de validación ($\alpha=.80-.89$) y una consistencia interna aceptable para la escala completa ($\alpha=.78$). La dimensión de compromiso conductual consta de 12 ítems, $\alpha=.80$, (i.e., “Me esfuerzo mucho para que me vaya bien el colegio”, “Pongo atención en clases”; “Si tengo problemas comprendiendo un problema, lo vuelvo a hacer hasta que lo entiendo”). Para compromiso emocional se tienen 9 ítems, $\alpha=.84$, (i.e., “Me gusta lo que estoy aprendiendo en el colegio”; “Me gusta

mi colegio”). La dimensión de compromiso cognitivo contempla 12 ítems, $\alpha=.89$, (i.e., “Cuando estudio, trato de conectar lo que estoy aprendiendo con mis propias experiencias”; “Cuando estudio, trato de combinar distintas piezas de información del material del curso de maneras nuevas”).

Para el análisis de dimensionalidad de la escala, Lam et al. (2014), analizaron tres modelos: un factor, tres factores y de segundo orden. El modelo de un factor presentó un mal ajuste ($\chi^2(495)=14.993,46$; CFI=0.89; RMSEA=.11), mientras que los modelos de tres factores y de segundo orden presentaron un ajuste aceptable ($\chi^2(492)=9849,65$; NNFI=.92; CFI=0.93; RMSEA=.08). Pese a que ambos modelos presentan el mismo nivel de ajuste, los autores proponen la estructura del modelo de segundo orden por ser más parsimonioso, pero no entregan mayores análisis. Este último considera las dimensiones de compromisos emocional, conductual y cognitivo como factores de primer orden y el compromiso académico como factor de segundo orden.

Se identificaron varios estudios que utilizan el SAS, con sus tres dimensiones, siendo la mayor parte realizadas para muestras de estudiantes de secundaria, lo cual tiene sentido dado que el estudio original fue en ese grupo etario. Sin embargo, la mayoría de ellos no analizan la estructura factorial de la escala (e.g., Tian & Chen, 2020; Wang et al., 2023; Theron et al., 2022; Santos et al., 2021). Esto es coherente con lo señalado por Buntis et al. (2021), quienes reportan que menos del 30% de los estudios que utilizaron escalas para medir compromiso, presentaron análisis de las propiedades psicométricas de los instrumentos. Esta práctica, lamentablemente bastante común en las investigaciones, podría ser interpretado, según Buntis et al. (2021), como que dichos instrumentos no eran aptos para el estudio respectivo.

Solo se encontraron tres estudios que analizaron la estructura factorial de la escala (Mameli et al., 2021; Mameli & Passini, 2017; Zhu et al., 2023), y los tres estudios validaron la estructura de tres factores. Mameli y Passini (2017) evaluaron una estructura de un factor, obteniendo un mal ajuste ($\chi^2(474)=4.180,39$; RMSEA=.08; CFI=.80; TLI=.79) y una estructura de 3 factores,

donde obtuvieron un buen ajuste ($\chi^2(471)=1.612,36$; RMSEA=.045; CFI=.90; TLI=.93), ambos para una muestra de estudiantes de secundaria. Las otras dos investigaciones solo evaluaron la estructura de 3 factores, obteniendo resultados similares. Zhu et al. (2023), obtuvieron un ajuste aceptable para la versión en inglés de la escala para una muestra de estudiantes de educación básica ($\chi^2(392)=1.730,36$; RMSEA=.066; CFI=.96; SRMR=.043) y para la versión en Chino ($\chi^2(394)=1.812,85$; RMSEA=.068; CFI=.93; SRMR=.055). La investigación de Mameli et al. (2021), evaluó una versión corta de 12 ítems de la escala, obteniendo un buen ajuste para el modelo de tres factores en una muestra de estudiantes de secundaria (RMSEA=.04; CFI=.98; SRMR=.04).

Se detectó una cantidad menor de investigaciones que han ocupado este instrumento para muestras de estudiantes universitarios, y de estos, ninguno reportó la adaptación de la escala al contexto universitario, y menos aún su validación (e.g. Chan et al., 2021; Chan et al., 2022; Mugizi et al., 2021; Santos et al., 2023). No se encontraron estudios de la escala en español. De esta manera, se detectó que no hay suficientes investigaciones que analicen la estructura de la escala para estudiantes universitarios y menos aún en el idioma español. Por lo anterior, el objetivo del presente estudio es traducir, adaptar y evaluar las propiedades psicométricas del *Student Engagement Scale (SES)* al contexto universitario Chileno, utilizando modelos factoriales y bifactoriales.

Método

Diseño y Participantes

El presente estudio correspondió a un diseño instrumental (Ato et al., 2013), para analizar las propiedades psicométricas del *Student Engagement Scale-SES* (Lam et al., 2014).

Los participantes fueron estudiantes universitarios de dos universidades chilenas. La muestra final fue de 452 estudiantes (53% mujeres, 46% hombres y 1% otro), con edades que fluctuaron entre los 18 y 26 años ($M=22.16$; $DE=2.38$). El 44% de los participantes correspondieron a estudiantes de Arquitectura, 31% a carreras de Ingeniería, 20% a Química y Farmacia y el 5% restante a otras carreras.

Procedimiento

Se siguieron las recomendaciones dadas en las directrices de desarrollo de Muñiz et al. (2013), para la *adaptación lingüística y adaptación de contexto escolar a universitario* de la escala. Se utilizaron dos traductores independientes y luego fue revisado por un comité mixto compuesto por traductores y dos especialistas.

Posteriormente se realizaron entrevistas cognitivas siguiendo los protocolos de Smith-Castro y Molina (2011), con el fin de detectar problemas de interpretación o comprensión de la escala. Se realizaron un total de ocho entrevistas a estudiantes de carreras de Ingeniería, Trabajo Social y Pedagogía en Lenguaje (español) y Comunicación. Como resultado de estas entrevistas, se realizaron varias modificaciones de forma a algunos ítems, asociadas principalmente a llevar la encuesta al contexto universitario y al lenguaje de los jóvenes.

La aplicación de este instrumento contó con la autorización de decanos y jefes de carrera, quienes autorizaron coordinar de manera directa con docentes, dado que la escala fue aplicada en clases. Esta fue aplicada de manera presencial al inicio o final de clases por medio de un código QR que permitía a los estudiantes contestar directamente en sus celulares.

Este estudio contó con la autorización del Comité de Ética, Bioética y Bioseguridad de la universidad de los autores. Los participantes debían dar su consentimiento informado previo a su participación.

Análisis de datos

Para la estimación de los *estadísticos descriptivos y confiabilidad por consistencia interna* se utilizó el programa JASP (JASP Team, 2022). Se estimaron estadísticos descriptivos de tendencia central, promedio (M), de dispersión, desviación estándar (DE) y las medidas de asimetría y curtosis para analizar la distribución normal de los datos. La confiabilidad por consistencia interna de cada subescala se estimó por medio del α de Cronbach y ω de McDonald.

Para estimar la *validez de constructo del instrumento* se realizaron análisis factoriales confirmatorios de tres modelos: a) modelo de un factor; b) modelo de tres factores; c) modelo bifactorial. Se utilizó el programa MPlus (Muthén

Tabla 1. Criterios de evaluación de índices de dimensionalidad del modelo bifactorial, recopilado por Dueber (2017)

Valor índice	Interpretación
ECV > .7	Sesgo relativo está bajo el 10% (Bonifay, Reise, Scheines & Meijer, 2015).
ECV > .8	Sesgo relativo está bajo el 5% (Bonifay, Reise, Scheines & Meijer, 2015).
ECV > .7 PUC > .7	Sesgo relativo es menor y la varianza común puede ser considerada como esencialmente unidimensional (Rodríguez, Reise & Haviland, 2016).
ECV > .6. PUC < .8 Omega H > .7	Presencia de multidimensionalidad no es lo suficientemente severa, como para interpretar el instrumento como principalmente unidimensional (Reise, Schienes, Widaman & Haviland, 2013).
Omega H > .8	Puntajes totales pueden ser considerados esencialmente como unidimensional (Reise, Bonifay & Haviland, 2013).
Carga alta en factor general; IECV > .8 ó .85	Ítems unidimensionales, reportan solo al factor general (Stucky & Edelen, 2015).
H > .80	Sugiere una variable latente bien definida por los ítems (Hancock & Mueller, 2001).
FD > .9	Los puntajes estimados de los factores son confiables (Gorsuch, 1983).

& Muthén, 2017), utilizando como estimador el WLSMV (mínimos cuadrados ponderados diagonalizados), por ser el mejor estimador para datos categóricos y no presentar limitaciones de tamaño de muestra (Brown, 2015). Se utilizaron los índices de ajuste RMSEA (*Root Mean Square Error of Aproximation*), TLI (*Tucker-Lewis Index*) y CFI (*Comparative Fix Index*). Los valores de corte para evaluar el nivel de ajuste fue $RMSEA < .08$ (Byrne, 2012), $TLI > .90$ y $CFI > .90$ (Brown, 2015, Bentler & Bonett, 1983; Schumacker & Lomax, 2015). Según Hair et al., (2009), las cargas factoriales deben ser superior a .3 para muestra sobre 350 participantes. Sin embargo, los mismos autores recomiendan como mínimo cargas factoriales superiores a .5 e idealmente superiores a .7.

Siguiendo la recomendación de Fornell y Larcker (1981), para evaluar la validez del constructo, se analizó además la *validez convergente* y *discriminante* de los factores de la escala.

Se estimó la Varianza Promedio Extraída (VPE) y la Fiabilidad Compuesta (FC) para evaluar la validez convergente. Según Fornell y Larcker (1981), valores sobre .7, son considerados buenos y valores sobre .5 son aceptables y para el caso de la FC, se consideran aceptables valores sobre .7.

La validez discriminante se analizó por medio de la comparación de la raíz cuadrada de la VPE de cada factor con las correlaciones que tiene dicho factor con las restantes variables latentes. Se tiene una adecuada validez discriminante cuando la VPE de cada factor es mayor que las correlaciones del factor con los otros factores (Fornell & Larcker, 1981), lo que es señal de que cada factor explica

más varianza por sí mismo que la que comparte con los otros factores

Para la dimensionalidad del modelo bifactorial, además de los índices de ajuste RMSEA, CFI y TLI, se siguieron las recomendaciones de varios autores y se estimaron otros índices (e.g. Dueber, 2020; Reise, 2012; Reise et al., 2013). Estos índices son: a) Porcentaje de correlaciones no contaminadas (*PUC-Percent of Uncontaminated Correlations*), representa la proporción de los ítems de la matriz de covarianza que solo son modelados por el factor general; b) Varianza común explicada (*ECV-Explained Common Variance*), que explica la proporción de varianza común explicada por el factor general (ECV) o específico (ECV_S); c) Omega jerárquico (*OmegaH-Omega Hierarchical*), que corresponde a la proporción de varianza del puntaje total explicado por el factor general (OmegaH) o factores específicos (OmegaHS); d) El IECV (*Item Explained Common Variance*), que proporciona la medida en que las respuestas de un ítem se explican solo por el factor general, reflejando por lo tanto la unidimensionalidad a nivel del elemento específico; e) confiabilidad de constructo (*H-construct reliability*), es una medida de la replicabilidad de constructo; y f) *Factor Determinacy* (FD), que representa la correlación entre los puntajes de los factores y los factores. Existen varios criterios de evaluación o valores de corte de estos índices de diversos autores, los que se resumen en la Tabla 1. Los cálculos se realizaron utilizando la calculadora de índices bifactoriales de Dueber (2017).

Tabla 2. Estadísticos descriptivos escala

Item	M	SD	Skewness	Kurtosis
Compromiso Conductual				
1 Me esfuerzo mucho para que me vaya bien en la universidad.	3.996	.876	-.886	.894
2 En clases trabajo haciendo mi máximo esfuerzo.	3.718	.889	-.389	-.522
3 Participo en las actividades durante la clase.	3.659	.967	-.649	.364
4 Pongo atención en clases.	4.169	.699	-.559	.274
5 Cuando estoy en clases, aparento que estoy trabajando/estudiando.	3.478	1.024	-.276	-.609
6 En mis asignaturas hago lo justo y necesario para aprobar.	3.069	1.183	-.085	-.971
7 Cuando estoy en clases, mi mente divaga.	2.471	1.119	.473	-.489
8 Si tengo dificultad comprendiendo un problema, lo vuelvo a revisar hasta que lo entienda.	4.223	.745	-.839	.654
9 Cuando me encuentro con un problema o desafío difícil de una tarea, sigo trabajando en ello hasta creer haberlo resuelto.	4.080	.802	-.665	.083
10 Soy un participante activo de las actividades que desarrolla la carrera.	2.739	1.166	.293	-.69
11 Me ofrezco de voluntario para ayudar con las actividades de la carrera.	2.376	1.182	.670	-.323
12 Asumo un rol activo en actividades extra curriculares.	2.449	1.247	.498	-.796
Promedio:	3.369	.992		
Compromiso Emocional				
13 Me interesa mucho aprender.	4.449	.593	-.552	-.617
14 Creo que lo que estoy aprendiendo es interesante.	4.431	.761	-1.665	3.868
15 Me gusta lo que estoy aprendiendo en mi carrera.	4.409	.767	-1.559	3.231
16 Disfruto aprendiendo cosas nuevas en clases.	4.385	.694	-.883	.328
17 Creo que aprender es aburrido.	4.449	.779	-1.595	2.831
18 Me gusta mi carrera.	4.323	.817	-1.27	1.910
19 Estoy orgulloso/a de estar en esta carrera.	4.324	.805	-.938	.022
20 La mayoría de las mañanas, espero con ansias iniciar mis actividades académicas.	2.741	1.037	.138	-.278
21 Estoy feliz de estar en esta carrera.	4.181	.912	-1.124	1.128
Promedio:	4.188	.796		
Cognitive Cognitivo				
22 Cuando estudio, trato de entender mejor el material, relacionándolo con cosas que ya sé.	4.196	.680	-.437	-.141
23 Cuando estudio, averiguo cómo la información puede ser útil en el mundo real.	3.613	1.018	-.258	-.685
24 Cuando estoy aprendiendo algo nuevo, trato de explicarlo en mis propias palabras.	4.281	.736	-.834	.426
25 Cuando estudio, trato de relacionar lo que estoy aprendiendo con mis propias experiencias.	3.978	.927	-.777	.160
26 Invento mis propios ejemplos para ayudarme a entender los conceptos importantes que aprendo en la carrera.	3.748	1.046	-.509	-.503
27 Cuando estoy aprendiendo cosas en mis ramos, trato de ver cómo se ajustan a otras cosas que ya sé.	4.058	.797	-.552	-.152
28 Cuando estoy aprendiendo cosas en alguno de mis ramos, a menudo trato de asociarlas con lo que aprendí en otras clases sobre lo mismo o cosas similares.	4.153	.757	-.570	-.144
29 Trato de ver las similitudes y diferencias entre cosas que estoy aprendiendo en mi carrera y cosas que ya sé.	4.016	.805	-.569	-.058
30 Trato de entender cómo las cosas que aprendo en mis ramos encajan entre sí.	4.150	.738	-.578	.046
31 Trato de conectar lo que ya sé con cosas que estoy tratando de aprender en mis ramos.	4.091	.726	-.490	.056
32 Intento pensar en los distintos temas y decidir qué es lo que debo aprender de ellos, en vez de estudiar estos temas solo leyéndolos.	3.449	1.051	-.343	-.429
33 Cuando estudio, trato de combinar de maneras nuevas las distintas piezas de información del material del curso.	3.462	.961	-.284	-.300
Promedio:	3.933	.854		

Resultados

Estadísticos Descriptivos

En la Tabla 2 se presentan los estadísticos descriptivos de tendencia central y de dispersión, promedio (*M*) y desviación estándar (*DE*), y los valores de asimetría y curtosis para cada ítem de la escala. Se observa que las dimensiones de compromiso emocional y cognitivo presentan en promedio respuestas más altas, es decir, hacia la derecha de la escala de Likert ($M=4.188$, $DE=.796$ y $M=3.933$, $DE=.854$, respectivamente), en comparación con compromiso conductual ($M=3.369$, $DE=.992$). Los valores de asimetría y curtosis son inferiores a 1 para todos los ítems de Compromiso conductual y cognitivo, mientras que la dimensión de compromiso emocional presenta tres ítems con valores de curtosis, sobre 2 (2.831, 3.231 y 3.868). Estos resultados indicarían que los datos se distribuyen normalmente o *moderadamente*

no normales, para todos los ítems de las escalas dado que el valor de asimetría es menor que 2 y el de curtosis menor que 7 (Finney & DiStefano, 2006). Para estos casos, la no normalidad no es un problema (Curran et al., 1996; Muthén & Kaplan, 1985, 1992).

Confiabilidad/consistencia interna

En la Tabla 3 se presentan los coeficientes de consistencia interna α de Cronbach y ω de McDonald para cada dimensión de la escala, los que fluctúan entre $\alpha=.744$ y $\alpha=.800$; $\omega=.747$ y $\omega=.802$.

Tabla 3. Coeficientes de consistencia interna para el SES

Factor	McDonald's	Cronbach's
	ω	α
Compromiso conductual	.729	.756
Compromiso emocional	.881	.869
Compromiso cognitivo	.892	.893

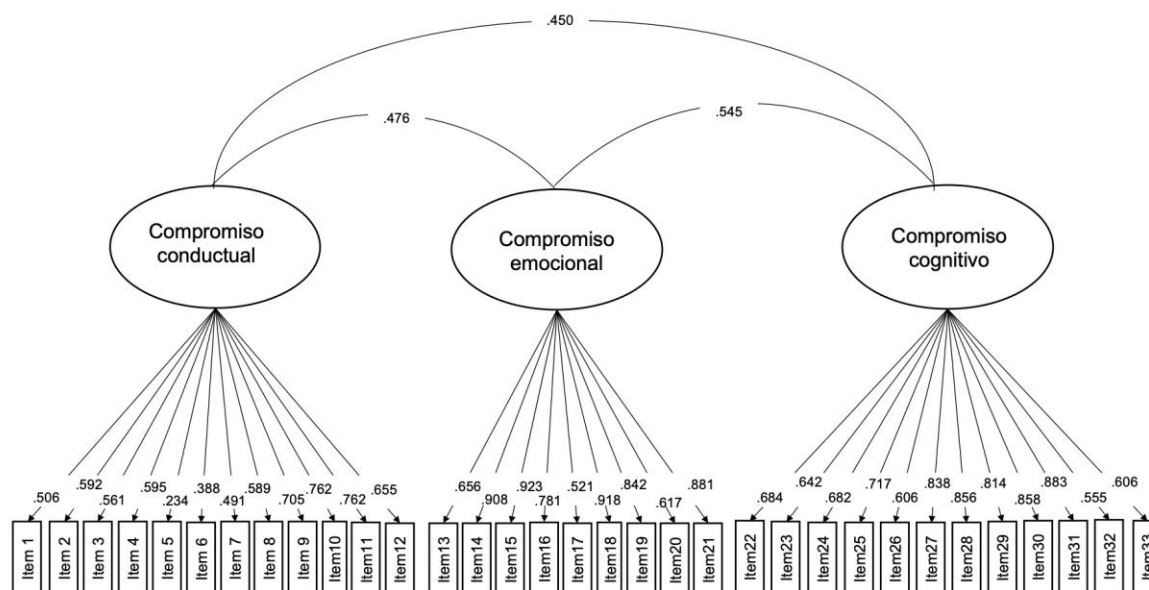


Figura 1. Resultados del análisis factorial confirmatorio-modelo inicial de 3 factores correlacionados-SES (33 ítems)

Tabla 4. Varianza promedio extraída (VPE), fiabilidad compuesta (FC) y correlación entre factores

	Varianza Promedio Extraída (VPE)	Fiabilidad Compuesta (FC)	1	2	3
Compromiso conductual	.256	.840	.506		
Compromiso emocional	.633	.938	.545	.796	
Compromiso cognitivo	.543	.933	.450	.476	.737

Análisis Factorial Confirmatorio modelo de tres factores correlacionados

El análisis factorial confirmatorio para la estructura de tres factores de la escala no dio un ajuste aceptable a los datos ($\chi^2(492)=2297.950$, $p<.001$, CFI=.901, TLI=.893, RMSEA=.090 (90% IC: .086-.094)) (Brown, 2015).

Las cargas factoriales obtenidas, todas estadísticamente significativas, fluctúan entre .240 y .923 y se presentan en la Figura 1. Para el factor compromiso conductual, las cargas fluctúan entre .240 y .780, para compromiso emocional entre .522 y .923 y para compromiso cognitivo fluctúan entre .555 y .882.

Para la estimación de la validez convergente y discriminante del modelo de 3 factores, se calcularon la varianza promedio extraída (VPE), fiabilidad compuesta (FC) y correlación entre factores, los que se presentan en la Tabla 4.

De la Tabla 4 se observa que la raíz cuadrada de la varianza promedio extraída (indicado en la diagonal de la Tabla 4), es mayor a .5 y la fiabilidad compuesta es mayor a .7 para los tres factores, respectivamente, según los criterios de Fornell y Larcker (1981). Por otro lado, sólo dos correlaciones

inter-factoriales dieron menor a la raíz cuadrada de VPE (cognitivo con conductual y cognitivo con emocional).

Al revisar los resultados se detectó una altísima correlación entre tres ítems de la dimensión de compromiso conductual (ítems 10, 11 y 12). Se procedió a eliminar el ítem de menor carga factorial y valor de R^2 (ítem 11). El análisis factorial confirmatorio para este caso dio un ajuste aceptable a los datos, siendo mucho mejor que el anterior ($\chi^2(461)=1813.814$, $p<.001$, CFI=.922, TLI=.916 RMSEA=.081 (90% IC: .077-.082)). Las cargas factoriales obtenidas, todas estadísticamente significativas, fluctúan entre .246 y .924. Para el factor compromiso conductual, las cargas fluctúan entre .246 y .621, para compromiso emocional entre .610 y .924 y para compromiso cognitivo fluctúan entre .553 y .882. Los ítems 10 y 12 continuaron con una muy alta correlación, por lo que se eliminó el de menor carga factorial (ítem 12), obteniendo también un buen ajuste y mejor al anterior. ($\chi^2(431)=1511.714$, $p<.001$, CFI=.937, TLI=.932 RMSEA=.074 (90% IC: .070-.079)). Los resultados de este modelo se observan en la Figura 2.

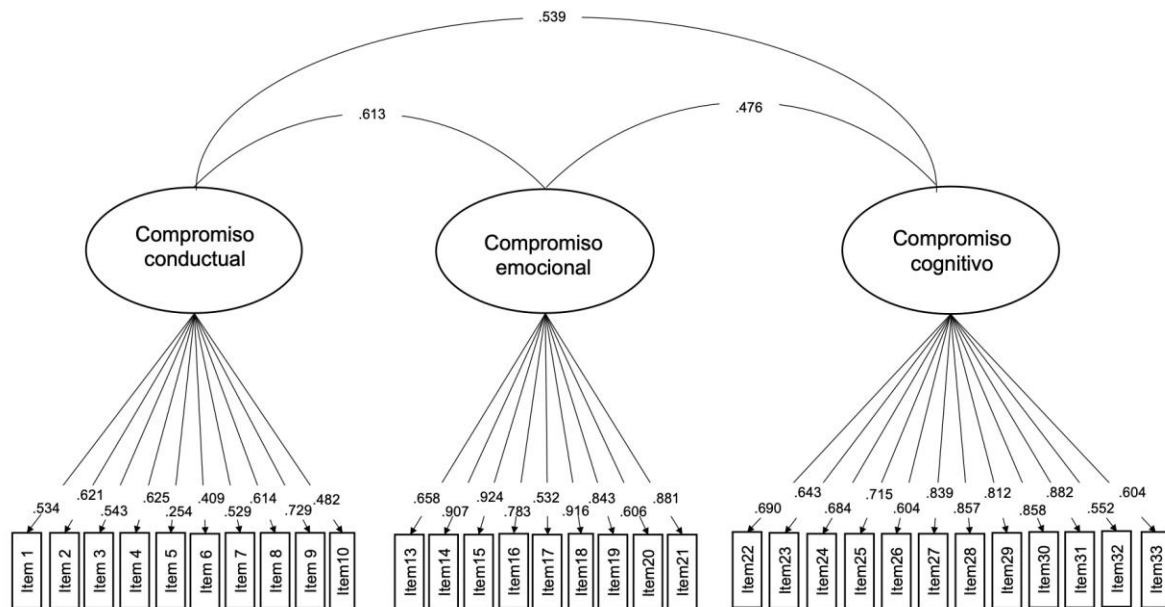


Figura 2. Resultados del análisis factorial confirmatorio-modelo inicial de 3 factores correlacionados-SES (31 ítems)

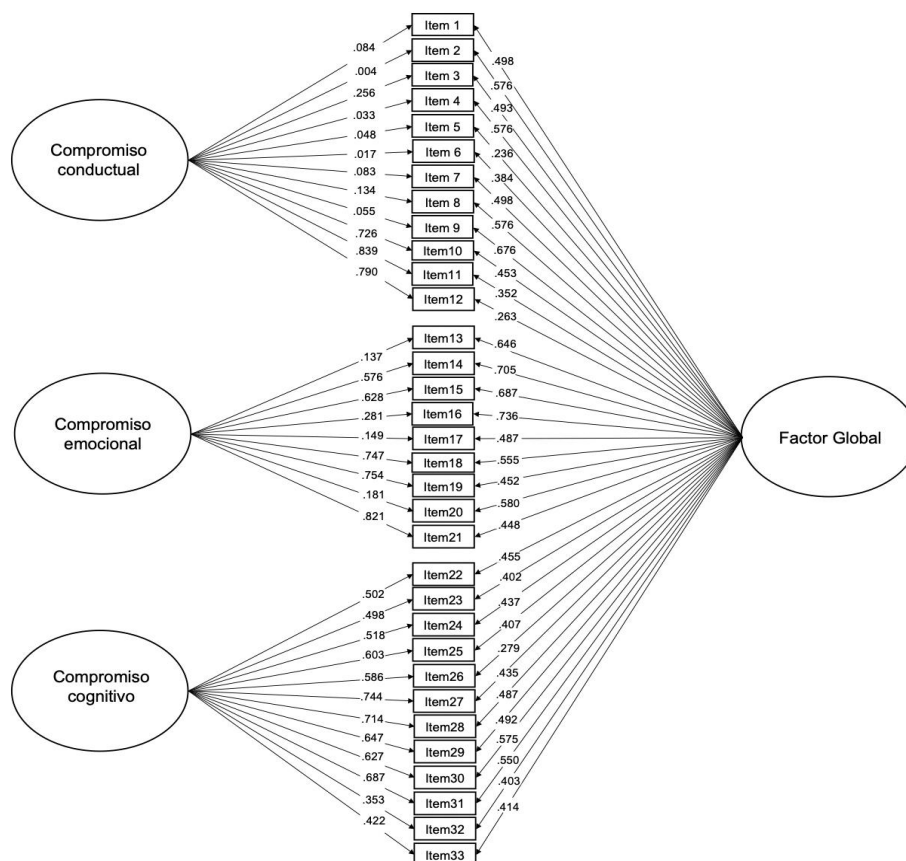


Figura 3. Resultados de análisis de modelo bifactorial-SES

Modelo Bifactorial

El análisis bifactorial mostró un buen ajuste a los datos ($\chi^2(462)=1.371,832$, $p<.001$, CFI=.950, TLI=.943 RMSEA=.066 (90% IC: .062-.070)) (Brown, 2015). Los resultados se presentan en la Figura 3.

El análisis factorial confirmatorio del modelo de 1 factor no presentó buen ajuste ($\chi^2=3338.947$, $p<.001$, CFI=.488, TLI=.454, RMSEA=.115 (90% IC: .112-.119)).

Los índices de dimensionalidad para el *factor general* del modelo bifactorial y la comparación

Tabla 5. Análisis de índices de dimensionalidad del modelo y factor general para modelo bifactorial

Índice	Condición	Implicancia
ECV	.491	≧ .7 NO SE CUMPLE: Sesgo relativo está bajo el 10% (Bonifay, Reise, Scheines, & Meijer, 2015).
PUC	.682	≧ .7 NO SE CUMPLE: Sesgo relativo es menor y la varianza común puede ser considerada como esencialmente unidimensional (Rodríguez, Reise, & Haviland, 2016).
ECV	.491	≧ .7
PUC	.682	< .8 CUMPLIMIENTO PARCIAL: Presencia de multidimensionalidad no es lo suficientemente severa, como para interpretar el instrumento como principalmente unidimensional (Reise, Schienes, Widaman, & Haviland, 2013).
ECV	.491	≧ .6
Omega H	.753	> .7
Omega H	.753	> .8 NO SE CUMPLE: Puntajes totales pueden ser considerados esencialmente como unidimensional (Reise, Bonifay, & Haviland, 2013).

Tabla 6. Índices de dimensionalidad del modelo bifactorial para dimensiones

Factores:	Compromiso conductual	Compromiso emocional	Compromiso cognitivo
ECV_S	.412	.455	.628
OmegaS	.832	.937	.933
Omega HS	.108	.370	.584
OmegaH/Omega	.130	.394	.626
H	.840	.856	.875
FD	.936	.938	.934

Tabla 7. Estimaciones de ajuste de modelos analizados

Modelo	χ^2	DF	RMSEA	(90% CI)	CFI	TLI
1 factor	3338.947		.115	.112-.119	.488	.454
3 Factores	2297.950	492	.090	.086-.094	.901	.893
3 Factores (eliminando ítem 11)	1813.814	461	.081	.077-.082	.922	.916
3 Factores (eliminando ítems 11 y 12)	1511.714	431	.074	.070-.079	.937	.932
Bifactor	1371.832	462	.066	.062-.070	.950	.943

con los criterios de evaluación se presentan en la Tabla 5. Se observa que no se cumplen la mayoría de las condiciones, lo que se puede interpretar como que el factor general no puede ser considerado como esencialmente unidimensional.

Lo índices de dimensionalidad para factores específicos se presentan en la Tabla 6. Se observa que los valores de FD (Factor determinacy) para los tres factores son mayores a .9, lo cual se interpreta como que los puntajes estimados de los factores son confiables (Hancock y Mueller, 2001). De manera similar, el valor de H (Construct reliability/replicability) es mayor a .8 para los tres factores, lo que sugiere que los factores están adecuadamente definidos por los ítems de la escala (Gorsuch, 1983).

En cuanto a los índices de dimensionalidad para los ítems, 12 de los 33 ítems de la escala presentan valores sobre .85 (ítems 1, 2, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 13, 16, 17 y 20), lo que se interpreta como ítems unidimensionales que solo reportan al factor general (Stucky & Edelen, 2015).

En la Tabla 7 se presentan los resultados de ajuste de todos los modelos.

Discusión

La dimensionalidad del *Student Engagement Scale-SES* (Lam et al., 2014) fue analizada por medio de un modelo de tres factores. Sus autores proponen tres subescalas para representar las tres dimensiones de compromiso académico, esto es, *compromiso conductual, emocional y cognitivo*, de acuerdo a la conceptualización de Fredericks et al., (2004) y que es de consenso entre la mayoría de los investigadores (Saez et al., 2023; Sinatra et al., 2015; Zepke, 2015). En su análisis de dimensionalidad Lam et al. (2014), obtuvieron un buen ajuste para un modelo de tres factores de primer orden y también de segundo orden.

La revisión bibliográfica realizada en el marco del presente estudio, dejó en evidencia que la mayoría de las investigaciones que hacen uso de esta escala, no realizan un análisis de su dimensionalidad. Los estudios que sí validaron el instrumento, fueron para muestras de estudiantes de educación secundaria, existiendo un consenso en su estructura factorial de tres factores (Mameli et al., 2021; Mameli & Passini, 2017; Zhu et al., 2023).

Respecto a los *estadísticos descriptivos* de la muestra, se observa que las dimensiones de compromiso emocional y cognitivo presentaron en promedio respuestas más altas, es decir, más hacia la derecha de la escala de Likert ($M=4.188$, $DE=.796$ y $M=3.933$, $DE=.854$, *respectivamente*), en comparación con el compromiso conductual ($M=3.369$, $DE=.992$), lo cual se puede interpretar como que los estudiantes perciben que tienen mayores niveles de compromiso emocional y cognitivo. Los valores de asimetría y curtosis son indicativos de que los datos son *moderadamente no normales*, al obtener un valor de asimetría menor que 2 y curtosis menor que 7 para todos los ítems de la escala (Finney & DiStefano, 2006), por lo que la no normalidad no es un problema (Curran et al., 1996; Muthén & Kaplan, 1985; 1992).

En cuanto al análisis de confiabilidad, todos los coeficientes de consistencia interna (α de Cronbach y ω de McDonald) dieron resultados mayores a .7, lo cual se puede considerar como aceptable (Campo-Arias & Oviedo, 2008) y es consistente con los resultados de otras investigaciones (Mameli et al., 2021; Mameli & Passini, 2017; Zhu et al., 2023).

Modelo de tres factores

El análisis factorial confirmatorio para la estructura de tres factores de la escala dio un resultado inconsistente. Por un lado, el ajuste no es bueno si se consideran los índices RMSEA y TLI, ya que el primero dio .090, que no es menor a .08 (Byrne, 2012) y TLI dio .893, que no es mayor a .90 (Brown, 2015; Bentler & Bonett, 1983; Schumacker & Lomax, 2015). Sin embargo, el CFI sugiere un modelo aceptable al tener un valor de .901, que es mayor a .90 (Brown, 2015).

Debido a una muy alta correlación detectada entre tres ítems de la dimensión de compromiso conductual se eliminó uno de ellas (con menor carga factorial) y al persistir la alta correlación entre los dos ítems restantes, se eliminó uno de estos ítems, también el de menor carga factorial. El modelo resultante de 31 ítems presentó un buen ajuste, confirmando la estructura factorial de 3 factores de la escala, lo que es consistente con los autores originales de la escala (Lam et al., 2014) y otras investigaciones (Mameli et al., 2021; Mameli & Passini, 2017; Zhu et al., 2023). Si bien la cantidad de investigación a la fecha es insuficiente

para confirmar la estructura de tres factores de este instrumento, estos resultados entregan evidencia para respaldar esta estructura, lo cual es consistente con la conceptualización dimensional de Fredericks et al. (2004).

En cuanto a las cargas factoriales, todas fueron estadísticamente significativas y para las dimensiones de compromiso emocional y cognitivo, todas fueron superior a .5 (Hair et al., 2009), fluctuando entre .532 y .924. El compromiso conductual, en cambio, presentó un solo ítem con una carga inferior a .3 (ítem 5) y dos ítems inferiores a .5, pero mayores a .3.

Según los criterios de Fornell y Larcker (1981), la validez convergente es aceptable, ya que la raíz cuadrada de la varianza promedio extraída (indicado en la diagonal de la Tabla 4), es mayor a .5 y la fiabilidad compuesta es mayor a .7 para los 3 factores, respectivamente. Por otro lado, se obtuvo una validez discriminante parcial, ya que sólo dos correlaciones inter-factoriales dieron menor a la raíz cuadrada de VPE (cognitivo con conductual y cognitivo con emocional), lo que podría ser indicativo de que alguno(s) de estos factores no sean capaces de explicar más varianza por sí mismos que la varianza compartida con otros factores. Sin embargo, esto último no se debe interpretar necesariamente como una mala o insuficiente validez de constructo de la escala, especialmente siendo que aún existe debate respecto a la forma de medir la validez de un instrumento. De esta manera, se puede utilizar el instrumento, pero reportando el resultado de validez discriminante, ya que los otros análisis de validez, así como el respaldo teórico, respaldan su uso (Martínez-García & Martínez-Caro, 2009). No fue posible comparar estos resultados con otras investigaciones debido a que no realizaron este tipo de análisis.

Modelo bifactorial

El modelo bifactorial arrojó un buen ajuste a los datos. Sin embargo, al revisar los índices de dimensionalidad presentados en las Tablas 5 y 6, se observa que la mayoría de las condiciones no se cumplen, por lo que no habría evidencia para aceptar este tipo de modelo. Reise et al. (2013), advierten que muchos investigadores consideran sólo los índices de ajuste para aceptar la especificación de un modelo, asumiendo que los

parámetros no presentan sesgo. Esta mala práctica de sólo considerar los índices de ajuste para evaluar un modelo (Reise et al., 2013b; Rodríguez et al., 2016), trae el supuesto implícito de que los parámetros no presentan sesgo. Pero una mala especificación del modelo puede resultar precisamente en sesgos en los parámetros estimados y estos no estarían siendo analizados o evaluados (Reise et al., 2013b).

Conclusiones

El Student Engagement Scale-SES (Lam et al., 2014) es una escala desarrollada con la participación de investigadores provenientes de 14 países. Su versión original en inglés, fue diseñada para el contexto escolar de educación secundaria y en su diseño los autores tomaron en consideración la discusión que existe entre investigadores respecto al uso de indicadores para las escalas y no facilitadores.

La revisión bibliográfica dejó en evidencia que existen pocos estudios que han utilizado esta escala y a la fecha no se cuenta con una versión en español. Algunos estudios utilizaron el SES para estudiantes universitarios, pero no se reportó la adaptación o propiedades psicométricas para esas muestras.

De esta manera, el presente estudio tuvo por objetivo traducir y adaptar el Student Engagement Scale-SES (Lam et al., 2014) al contexto universitario chileno y examinar sus propiedades psicométricas, para lo cual se analizó un modelo bifactorial y uno de tres factores correlacionados.

Los resultados respaldaron la estructura de tres factores para una muestra de estudiantes universitarios, con una escala de 31 ítems, ya que se eliminaron dos ítems de la dimensión compromiso conductual. Este resultado es consistente con la estructura propuesta por los autores originales de la escala (Lam et al., 2014), y otras investigaciones (Mameli et al., 2021; Mameli & Passini, 2017; Zhu et al., 2023), sumándose como evidencia que respalda no sólo la estructura de tres factores de la escala, sino que también la conceptualización de tres dimensiones del compromiso académico propuesto por Fredericks et al. (2004).

Respecto al modelo bifactorial, se obtuvo un buen ajuste a los datos, pero debido al resultado desfavorable del análisis de dimensionalidad, no es posible respaldar esta estructura con la presente muestra.

Como limitaciones se puede señalar el tamaño de muestra y la falta de representatividad geográfica, lo que disminuye la posibilidad de generalizar los resultados a esta u otro tipo de población.

Se recomienda realizar más investigaciones que analicen la dimensionalidad del compromiso académico para muestras más grandes y para estudiantes universitarios.

Agradecimientos

Los autores agradecen el apoyo financiero de la Dirección de Investigación de la Universidad Católica de la Santísima Concepción a través del proyecto DIREG 04/2022 y de la Agencia Nacional de Investigación y Desarrollo de Chile, a través del proyecto FONDECYT Regular 1181265. También agradecen al Programa de Doctorado en Psicología de la Universidad de Concepción.

Referencias

- Albornoz, J. M., Contreras, M. V., Mujica, A. D., & Bernardo, A. B. (2020). Propiedades psicométricas del University Student Engagement Inventory en estudiantes de ingeniería chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 4(57), 77.
- Alrashidi, O., Phan, H. P., & Ngu, B. H. (2016). Academic Engagement: An Overview of Its Definitions, Dimensions, and Major Conceptualisations. *International Education Studies*, 9(12), 41-52.
<http://dx.doi.org/10.5539/ies.v9n12p41>
- Appleton, J. J., Christenson, S. L., & 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.20303>
- Ato, M., Lopez, J. J., & Benavente, A. (2013). A classification system for research designs in psychology. *Anales de Psicología*, 29(3),

- 1038-1059.
<https://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>.
- Baron, P., & Corbin, L. (2012). Student engagement: Rhetoric and reality. *Higher Education Research & Development*, 31(6), 759-772.
<https://doi.org/10.1080/07294360.2012.655711>
- Bonett, D. G., & Bentler, P. M. (1983). Goodness-of-fit procedures for the evaluation and selection of log-linear models. *Psychological Bulletin*, 93(1), 149.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.93.1.149>
- Bonifay, W. E., Reise, S. P., Scheines, R., & Meijer, R. R. (2015). When are multidimensional data unidimensional enough for structural equation modeling? An evaluation of the DETECT multidimensionality index. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 22(4), 504-516.
<https://doi.org/10.1080/10705511.2014.938596>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford publications.
- Buntins, K., Kerres, M., & Heinemann, A. (2021). A scoping review of research instruments for measuring student engagement: In need for convergence. *International Journal of Educational Research Open*, 2, 100099.
<https://doi.org/10.1016/j.ijedro.2021.100099>
- Byrne, B. M. (2012). *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models*. Springer Science & Business Media.
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10, 831-839.
- Chan, S., Maneewan, S., & Koul, R. (2021). Teacher educators' teaching styles: Relation with learning motivation and academic engagement in pre-service teachers. *Teaching in Higher Education*, 1-22.
<https://doi.org/10.1080/13562517.2021.1947226>.
- Chan, S., Maneewan, S., & Koul, R. (2022). Cooperative learning in teacher education: a means to foster learning motivation and academic engagement among EFL pre-service teachers. *European Journal of Teacher Education*, 1-18.
<https://doi.org/10.1080/02619768.2022.2117026>.
- Chen, F. F., Hayes, A., Carver, C. S., Laurenceau, J. P., & Zhang, Z. (2012). Modeling general and specific variance in multifaceted constructs: A comparison of the bifactor model to other approaches. *Journal of Personality*, 80(1), 219-251.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2011.00739.x>.
- Christenson, S. L., Reschly, A. L., & Wylie, C. (Eds.). (2012). *Handbook of research on student engagement*. Springer Science & Business Media.
- Coates, H. B. (2008). Australasian Survey of Student Engagement: Institution Report. Extracted from
<https://research.acer.edu.au/ausse/17>
- Connell, J. P. (1990). Context, self, and action: A motivational analysis of self-system processes across the life span. In D. Cicchetti & M. Beeghly (Eds.), *The self in transition: Infancy to childhood* (pp. 61-97). University of Chicago Press.
- Connell, J. P., & Wellborn, J. G. (1991). *Competence, autonomy, and relatedness: A motivational analysis of self-system processes*. In M. R. Gunnar & L. A. Sroufe (Eds.), *Self processes and development* (pp. 43-77). Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16.
<https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.1.16>.
- Dierendonck, C., Milmeister, P., Kerger, S., & Poncelet, D. (2020). Examining the measure of student engagement in the classroom using the bifactor model: Increased validity when predicting misconduct at school. *International Journal of Behavioral Development*, 44(3), 279-286.
<https://doi.org/10.1177/0165025419876360>.
- Dowson, M., & McInerney, D. M. (2004). The development and validation of the Goal Orientation and Learning Strategies Survey

- (GOALS-S). *Educational and Psychological Measurement*, 64, 290–310.
<https://doi.org/10.1177/0013164403251335>
- Dueber, D. M. (2020). A bifactor approach to dimensionality assessment. *Theses and Dissertations--Education Sciences*. 59.
<https://doi.org/10.13023/etd.2020.078>.
- Dueber, D. M. (2017). Bifactor Indices Calculator: A Microsoft Excel-based tool to calculate various indices relevant to bifactor CFA models.
<https://dx.doi.org/10.13023/edp.tool.01>
 [Available at <http://sites.education.uky.edu/apslab/resources/>]
- Finn, J. D. (1989). Withdrawing from school. Review of educational research. *Chemistry of Heterocyclic Compounds*, 25(3), 319-325.
<https://doi.org/10.2307/1170412>.
- Finn, J. D., & Voelkl, K. E. (1993). School characteristics related to student engagement. *The Journal of Negro Education*, 62(3), 249-268.
<https://doi.org/10.2307/2295464>.
- Finney, S. J., & DiStefano, C. (2006). Non-normal and categorical data in structural equation modeling. *Structural equation modeling: A Second Course*, 10(6), 269-314.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
<https://doi.org/10.2307/3151312>.
- Fredricks, J. A., Blumenfeld, P. C., & 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>.
- Fredricks, J. A., & McColskey, W. (2012). The measurement of student engagement: A comparative analysis of various methods and student self-report instruments. In *Handbook of research on student engagement* (pp. 763-782). Springer.
https://doi.org/10.1007/978-1-4614-2018-7_37.
- Fredricks, J. A., Filsecker, M., & Lawson, M. A. (2016). Student engagement, context, and adjustment: Addressing definitional, measurement, and methodological issues. *Learning and Instruction*, 43, 1–4.
<https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2016.02.002>
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Hair, J. F., Black, W. C., R. E. Anderson & Babin, B. J. (2009). *Multivariate Data Analysis*. Prentice Hall.
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. *Structural equation modeling: Present and future*, 195(216), 60-70.
- Inman, R. A., Moreira, P. A., Cunha, D., & Castro, J. (2020). Evaluación de la dimensionalidad del Student School Engagement Survey: Apoyo para un modelo multidimensional bifactor. *Revista de Psicodidáctica*, 25(2), 109-118.
<https://doi.org/10.1016/j.psicod.2020.02.001>.
- JASP Team (2022). JASP (Version 0.19.0)[Computer software].
- Kahu, E. R. (2013). Framing student engagement in higher education. *Studies in Higher Education*, 38(5), 758-773.
<https://doi.org/10.1080/03075079.2011.598505>
- Lam, S. F., Jimerson, S., Wong, B. P., Kikas, E., Shin, H., Veiga, F. H., ... & Stanculescu, E. (2014). Understanding and measuring student engagement in school: The results of an international study from 12 countries. *School Psychology Quarterly*, 29(2), 213.
<https://doi.org/10.1037/spq0000057>.
- Lee, S. (2021). Multidimensional structure and measurement invariance of school engagement. *Journal of School Psychology*, 89, 20-33.
<https://doi.org/10.1016/j.jsp.2021.09.001>.
- Mameli, C., Grazia, V., Passini, S., & Molinari, L. (2021). Student perceptions of interpersonal justice, engagement, agency and anger: a longitudinal study for reciprocal effects. *European Journal of Psychology of Education*, 1-20.
<https://doi.org/10.1007/s10212-021-00559-9>
- 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).
- Maroco, J., Maroco, A. L., Campos, J. A. D. B., & Fredricks, J. A. (2016). University student's engagement: development of the University Student Engagement Inventory (USEI). *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 29(1), 21.
<https://doi.org/10.1186/s41155-016-0042-8>
- Martínez-García, J. A., & Martínez-Caro, L. (2009). La validez discriminante como criterio de evaluación de escalas: ¿teoría o estadística?. *Universitas Psychologica*, 8(1), 27-36.
- Martínez, B. M. T., del Carmen Pérez-Fuentes, M., & Jurado, M. D. M. M. (2022). Investigación sobre el Compromiso o Engagement Académico de los Estudiantes: Una Revisión Sistemática sobre Factores Influyentes y Instrumentos de Evaluación. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 1(62), 101.
- Miller, R. B., Greene, B. A., Montalvo, G. P., Ravindran, B., & Nichols, J. D. (1996). Engagement in academic work: The role of learning goals, future consequences, pleasing others, and perceived ability. *Contemporary Educational Psychology*, 21, 388–422.
<https://doi.org/10.1006/ceps.1996.0028>.
- Smith-Castro V. & Molina Delgado, M., (2011). *La Entrevista Cognitiva. Guía para la aplicación en la evaluación y mejoramiento de instrumentos de papel y lápiz*. Instituto de Investigaciones Psicológicas, Universidad de Costa Rica. San José, Costa Rica
- Moreira, P., Cunha, D., & Inman, R. A. (2020). An integration of multiple student engagement dimensions into a single measure and validity-based studies. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 38(5), 564-580.
<https://doi.org/10.1177/0734282919870973>.
- Mugizi, W., Katuramu, A. O., Ogaga Dafiewhare, A., & Kanyesigye, J. (2021). Student-Centred Pedagogical Approach and Student Engagement at a Private University in Western Uganda. *Education Journal*, 10(5), 193-203.
<https://doi.org/10.11648/j.edu.20211005.14>
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157.
<https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>.
- Muthén, B., & Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 171-189.
<https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1985.tb00832.x>.
- Muthén, B., & Kaplan, D. (1992). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: A note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45(1), 19-30.
<https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1992.tb00975.x>.
- Muthén, L. K., y Muthén, B. O. (1998-2017). *Mplus User's Guide*. Eighth Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nouwen, W., & Clycq, N. (2019). The role of social support in fostering school engagement in urban schools characterised by high risk of early leaving from education and training. *Social Psychology of Education*, 22(5), 1215-1238.
<https://doi.org/10.1007/s11218-019-09521-6>
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696.
<https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Reise, S. P., Bonifay, W. E., & 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., Morizot, J., & Hays, R. D. (2007). The role of the bifactor model in resolving dimensionality issues in health outcomes measures. *Quality of Life Research*, 16, 19-31.
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013b). 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>.
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016a). 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, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological methods*, 21(2), 137.
<https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Saez-Delgado, F., Parra, V., Pérez-Salas, C., Ramírez, P., & Zañartu, I. (2023). A systematic review of methodological aspects of student engagement research in secondary students. *Interdisciplinaria*, 40(2), 41-57.
<https://doi.org/10.16888/interd.2023.40.2.3>
- Santos, A. C., Simões, C., Cefai, C., Freitas, E., & Arriaga, P. (2021). Emotion regulation and student engagement: Age and gender differences during adolescence. *International Journal of Educational Research*, 109.
<https://doi.org/10.1016/j.ijer.2021.101830>
- Santos, A. C., Simões, C., Branquinho, C., & Arriaga, P. (2023). Truancy: The relevance of resilience-related internal assets, student engagement and perception of school success in youth living with parents and in residential care. *Child Abuse & Neglect*, 142.
<https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2022.105819>
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2015). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Psychology Press. Routledge New York.
<https://doi.org/10.4324/9781315749105>
- Sinatra, G. M., Heddy, B. C., & Lombardi, D. (2015). The challenges of defining and measuring student engagement in science. *Educational Psychologist*, 50(1), 1-13.
<https://doi.org/10.1080/00461520.2014.1002924>
- Sinclair, M. F., Christenson, S. L., Lehr, C. A., & Anderson, A. R. (2003). Facilitating student engagement: Lessons learned from Check & Connect longitudinal studies. *The California School Psychologist*, 8(1), 29-41.
<https://doi.org/10.1007/BF03340894>
- Skinner, E. A., & Belmont, M. J. (1993). Motivation in the classroom: Reciprocal effects of teacher behavior and student engagement across the school year. *Journal of educational psychology*, 85(4), 571-581.
<http://dx.doi.org/10.1037/0022-0663.85.4.571>
- Skinner, E. A., Kindermann, T. A., & Furrer, C. J. (2009). A motivational perspective on engagement and disaffection: Conceptualization and assessment of children's behavioral and emotional participation in academic activities in the classroom. *Educational and Psychological Measurement*, 69(3), 493-525.
<https://doi.org/10.1177/0013164408323233>
- Skinner, E. A., & Pitzer, J. R. (2012). Developmental dynamics of student engagement, coping, and everyday resilience. In *Handbook of research on student engagement* (pp. 21-44). Springer.
https://doi.org/10.1007/978-1-4614-2018-7_2
- Skinner, E. A., Kindermann, T. A., Connell, J. P., & Wellborn, J. G. (2009). Engagement and disaffection as organizational constructs in the dynamics of motivational development. In K. R. Wenzel & A. Wigfield (Eds.), *Handbook of motivation at school* (pp. 223-245). Routledge/Taylor & Francis Group.
- Skinner, E., Furrer, C., Marchand, G., & Kindermann, T. (2008). Engagement and disaffection in the classroom: Part of a larger motivational dynamic?. *Journal of Educational Psychology*, 100(4), 765.
<https://doi.org/10.1037/a0012840>
- Stefansson, K. K., Gestsdottir, S., Geldhof, G. J., Skulason, S., & Lerner, R. M. (2016). A bifactor model of school engagement: Assessing general and specific aspects of behavioral, emotional and cognitive engagement among adolescents. *International Journal of Behavioral Development*, 40(5), 471-480.
<https://doi.org/10.1177/0165025415604056>
- 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*, 183-206. New York: Routledge.
- Theron, L., Ungar, M., & Höltge, J. (2022). Pathways of resilience: Predicting school engagement trajectories for South African adolescents living in a stressed environment.

- Contemporary Educational Psychology*, 69, 102062.
<https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2022.102062>
- Tian, Q., & Chen, B. B. (2020). The associations among parental warmth and hostility and student engagement in math and the mediating role of effortful control among Chinese children. *PsyCh Journal*, 9(3), 339-349.
<https://doi.org/10.1002/pchj.337>
- Tight, M. (2020). Student retention and engagement in higher education. *Journal of further and Higher Education*, 44(5), 689-704.
<https://doi.org/10.1080/0309877X.2019.1576860>
- Voelkl, K. E. (1997). Identification with school. *American Journal of Education*, 105(3), 294-318.
<https://doi.org/10.1086/444158>
- Walker, C. O., Greene, B. A., & Mansell, R. A. (2006). Identification with academics, intrinsic/extrinsic motivation, and self-efficacy as predictors of cognitive engagement. *Learning and Individual Differences*, 16(1), 1-12.
<https://doi.org/10.1016/j.lindif.2005.06.004>
- Wang, M. T., Fredricks, J., Ye, F., Hofkens, T., & Linn, J. S. (2017). Conceptualization and assessment of adolescents' engagement and disengagement in school. *European Journal of Psychological Assessment*.
<https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000431>
- Wang, H., Chen, Y., Yang, X., Yu, X., Zheng, K., Lin, Q., ... & He, T. (2023). Different associations of parental involvement with children's learning of Chinese, English, and math: A three-wave longitudinal study. *European Journal of Psychology of Education*, 38(1), 269-285.
<https://doi.org/10.1007/s10212-022-00605-0>
- Wehlage, G. G., & Smith, G. A. (1992). Building new programs for students at risk. *Student Engagement and Achievement in American Secondary Schools*, 92-118.
- Wellborn, J. G. (1992). *Engaged and disaffected action: The conceptualization and measurement of motivation in the academic domain*. University of Rochester.
- Wong, Z. Y., & Liem, G. A. D. (2022). Student engagement: Current state of the construct, conceptual refinement, and future research directions. *Educational Psychology Review*, 34(1), 107-138.
<https://doi.org/10.1007/s10648-021-09628-3>
- Zepke, N. (2015). Student engagement research: thinking beyond the mainstream. *Higher Education Research & Development*, 34(6), 1311-1323.
<https://doi.org/10.1080/07294360.2015.1024635>
- Zhu, Y., Pang, W., & Chen, B. B. (2023). The student engagement scale: Evidence of psychometric validity in Chinese and English language subjects from grade 4 to grade 6 in China. *Educational Psychology*, 43(2-3), 173-186.
<https://doi.org/10.1080/01443410.2023.2169253>