

artículo camila y ginal final para aprobar.docx

 My Files My Files Universidad Peruana Union

Detalles del documento

Identificador de la entrega

trn:oid:::29566:508682027

Fecha de entrega

6 oct 2025, 12:06 p.m. GMT-5

Fecha de descarga

6 oct 2025, 12:15 p.m. GMT-5

Nombre del archivo

artículo camila y ginal final para aprobar.docx

Tamaño del archivo

10.9 MB

28 páginas

9495 palabras

54.489 caracteres

12% Similitud general

El total combinado de todas las coincidencias, incluidas las fuentes superpuestas, para ca...

Filtrado desde el informe

- Bibliografía
- Texto citado
- Texto mencionado
- Coincidencias menores (menos de 8 palabras)
- Trabajos entregados

Fuentes principales

- 12%  Fuentes de Internet
- 6%  Publicaciones
- 0%  Trabajos entregados (trabajos del estudiante)

Marcas de integridad

N.º de alertas de integridad para revisión

No se han detectado manipulaciones de texto sospechosas.

Los algoritmos de nuestro sistema analizan un documento en profundidad para buscar inconsistencias que permitirían distinguirlo de una entrega normal. Si advertimos algo extraño, lo marcamos como una alerta para que pueda revisarlo.

Una marca de alerta no es necesariamente un indicador de problemas. Sin embargo, recomendamos que preste atención y la revise.

Fuentes principales

- 12% Fuentes de Internet
- 6% Publicaciones
- 0% Trabajos entregados (trabajos del estudiante)

Fuentes principales

Las fuentes con el mayor número de coincidencias dentro de la entrega. Las fuentes superpuestas no se mostrarán.

1	Internet	repositorio.ucv.edu.pe	2%
2	Internet	repositorio.upeu.edu.pe:8080	2%
3	Internet	www.scielosp.org	<1%
4	Internet	core.ac.uk	<1%
5	Internet	laccei.org	<1%
6	Internet	www.researchgate.net	<1%
7	Internet	repositorio.upeu.edu.pe	<1%
8	Internet	link.springer.com	<1%
9	Internet	revistas.ulima.edu.pe	<1%
10	Internet	www.produccioncientificaluz.org	<1%
11	Internet	unglueit-files.s3.amazonaws.com	<1%

12	Internet	hdl.handle.net	<1%
13	Internet	es.scribd.com	<1%
14	Internet	www.slideshare.net	<1%
15	Internet	revistadepsicologiayeducacion.es	<1%
16	Internet	www.coursehero.com	<1%
17	Internet	reunir.unir.net	<1%
18	Internet	www.icex.es	<1%
19	Publicación	Lourdes Meroño, Antonio Calderón, José-Luis Arias-Estero, Antonio Méndez-Gimé...	<1%
20	Internet	revistainvecom.org	<1%
21	Internet	www.psicoeureka.com.py	<1%
22	Internet	1library.co	<1%
23	Publicación	Paola Bully, Joana Jaureguizar, Elena Bernaras. "Spanish-Moroccan differences in ...	<1%
24	Internet	repositorio.unsaac.edu.pe	<1%
25	Internet	repositorioacademico.upc.edu.pe	<1%

26	Internet	revistasinvestigacion.unmsm.edu.pe	<1%
27	Internet	samafind.sama.gov.sa	<1%
28	Internet	upc.aws.openrepository.com	<1%
29	Internet	www.scribd.com	<1%
30	Publicación	Antonia Lorente-Anguís, Esther Lopez-Zafra. " Couple-Specific Dependency Scale i...	<1%
31	Publicación	Rosales, Carmen Nuria Arvelo. "Las competencias docentes, la inclusion y la aten...	<1%
32	Internet	eprints.uanl.mx	<1%
33	Internet	psicologia.congreso2022.org	<1%
34	Internet	recyt.fecyt.es	<1%
35	Internet	repositorio.uasb.edu.ec	<1%
36	Internet	revistas.javeriana.edu.co	<1%
37	Internet	revistas.rcaap.pt	<1%
38	Internet	revistas.unisimon.edu.co	<1%
39	Internet	www.cuautitlan2.unam.mx	<1%

40

Internet

www.revistadepsicologiayeducacion.es

<1%

Diseño y análisis psicométrico de la Escala de Autosabotaje Académico (EAA-16) en estudiantes de secundaria de Juliaca, Perú

Design and psychometric analysis of the Academic Self-Handicapping Scale (EAA-16) in secondary school students from Juliaca, Peru

Camila Arely Castillo Bailón^{a*}, Gina Massiel Vargas Catacora^a, Eddy Wildmar Aquize Anco^a

Afiliación

^aEscuela Profesional de Psicología, Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad Peruana Unión

Resumen

El presente estudio tuvo como objetivo general, diseñar y analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Autosabotaje Académico (EAA-16) en estudiantes de secundaria de Juliaca, Perú. La metodología pertenece a una naturaleza empírica, corresponde a una investigación de tipo instrumental, corte transversal y enfoque cuantitativo, igualmente se trabajó con una población de 972 estudiantes de cuarto y quinto año de secundaria con edades entre 14 a 17 años. La escala se compone de 16 ítems subdivididos en 2 dimensiones: dilación basada en experiencias de fracaso y excusas preventivas del fracaso. Los resultados revelan un grado de validez basada en contenido con niveles adecuados de validez y con intervalos de confianza de 0.67 a 0.82 entre los criterios de relevancia, representatividad y claridad de cada ítem. Por su parte, el AFE brinda una solución trifactorial que explica el 44.4% de la varianza total; mientras el AFC muestra mejores índices de ajustes al considerar un segundo modelo sin los ítems 2, 3, 7 y 12 (CFI = 0.992; GFI = 0.992; TLI = 0.989; RMSEA = 0.065; SRMR = 0.050). A ello, se añade el valor de confiabilidad por consistencia interna que alcanza un $\omega = 0.894$, indicándose así, que el instrumento muestra óptimos niveles de validez de contenido, constructo y confiabilidad interna.

Palabras clave: escala de autosabotaje, autosabotaje académico, conducta, estudiantes de secundaria, fracaso

Abstract

The general objective of this study was to design and analyze the psychometric properties of the Academic Self-Sabotage Scale (EAA-16) in high school students in Juliaca, Peru. The methodology belongs to an empirical nature, corresponds to an instrumental research, cross-sectional and quantitative approach, also worked with a population of 972 students of fourth and fifth year of high school aged 14 to 17 years. The scale is composed of 16 items subdivided into 2 dimensions: procrastination based on experiences of failure and preventive excuses for failure. The results reveal a degree of content-based validity with adequate levels of validity and confidence intervals of 0.67 to 0.82 between the criteria of relevance, representativeness and clarity of each item. For its part, the AFE provides a trifactorial solution that explains 44.4% of the total variance; while the AFC shows better adjustment indexes when considering a second model without items 2, 3, 7 and 12 (CFI = 0.992; GFI = 0.992; TLI = 0.989; RMSEA = 0.065; SRMR = 0.050). To this, the internal consistency reliability value is added, which reaches $\omega = 0.894$, indicating that the instrument shows optimal levels of content validity, construct validity and internal reliability.

Keywords: self-handicapping scale, academic self-handicapping, behavior, high school students, failure

1. Introducción

El autosabotaje es una estrategia autoprotectora que consiste en la creación intencional de excusas tempranas a fin de justificar un posible fracaso en las actividades académicas (Ferradás et al., 2020; Cavendish, 2005, como se citó en Gupta & Geetika, 2020). Este comportamiento surge de sentimientos de insuficiencia que experimentan los adolescentes tanto en etapa media como tardía, fundamentalmente por sentir temor a fracasar o presión por superar cada desafío con éxito (Consejo General de la Psicología de España [COP], 2024; Milovanović et al., 2024; Rodríguez, 2023; Zheng et al., 2020). Para otros autores, el autosabotaje se manifiesta a raíz de una actitud pesimista frente la vida, dificultando que la persona

* Autor de correspondencia: Camila Arely Castillo Bailón

Km. 6 Carretera Salida a Arequipa, Juliaca, Puno

Tel.: +51 933 123 622; +51 965 836 254

E-mail: Camila Arely Castillo Bailón: camilacastillo@upeu.edu.pe; Gina Massiel Vargas Catacora: gina.vargas@upeu.edu.pe

experimente satisfacción y conllevando a que tienda a descalificarse constantemente (Rodríguez & Uriol, 2023). Desde la perspectiva de otros autores, el motivo para emplear estrategias de autosabotaje puede variar en base a las características específicas del alumno, tales como actitudes y motivación hacia el aprendizaje; la manera en que se ve y describe a sí mismo como alumno; el entorno en el que vive y las propias creencias que mantiene (Midgley & Urdan, 2001, como se citó en Torisu & Viana, 2023). En consecuencia, esta serie de creencias pueden llevar al estudiante a recurrir con mayor frecuencia a emplear el autosabotaje, lo que progresivamente podría influir de forma negativa en el grado de motivación, generando una menor implicación en el compromiso escolar e incluso desertar del sistema educativo (COP, 2024; Milovanović et al., 2024; Rodríguez, 2023; Zheng et al., 2020).

A partir de las investigaciones revisadas, se evidencia que la anticipación del fracaso, la falta de autoconfianza y la creación de metas inalcanzables repercuten negativamente en el rendimiento académico del estudiante, lo cual, como consecuencia final, conduce inevitablemente al abandono escolar. En relación a ello, una investigación desarrollada en algunos de los países de la Unión Europea, España destaca en segundo lugar por ser el país con una tasa alta de deserción escolar temprana (13,3%). Además, se especifica que la población estudiantil masculina (16,7%) presenta mayor tendencia al abandono escolar que la población femenina (9,7%) (Ministerio de Educación Formación Profesional y Deportes [MEFPD], 2023). Así mismo, un estudio a nivel mundial revela que un aproximado de 1200 millones de alumnos han desertado de la institución educativa a la que pertenecían, dentro de esta cifra, 160 millones corresponden a América Latina y del Caribe (Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura [UNESCO], 2020). En el contexto peruano, a partir de una supervisión realizada aproximadamente a 7500 centros educativos públicos de nivel primario en todo el país, se encontró que alrededor de 46000 alumnos desertaron del sistema educativo en el periodo del 2022 al 2023. No obstante, el 23.5 % de los centros educativos inspeccionados no han planificado actividades preventivas enfocadas en la deserción escolar dentro del plan de trabajo anual de la institución (Defensoría del Pueblo [DP], 2024).

Se han recopilado aportes científicos que establecen el conocimiento vigente sobre el tema, uno de ellos corresponde a un estudio centrado en el desarrollo y validación de una escala para medir el autosabotaje académico, compuesta por cuatro dimensiones y 43 ítems, dicha escala fue elaborada en Punjab, India en una muestra de 330 estudiantes de secundaria, donde se evidencia una correlación satisfactoria entre ítems a partir de los valores de la medida de representatividad de Kaiser-Mayer-Olkin y la esfericidad de Bartlett ($KMO = .85$; Chi-cuadrado = 2688.725; $p = <.01$); así como un valor de alfa de Cronbach satisfactorio que denota un excelente índice de confiabilidad ($\alpha = .91$). De acuerdo a los resultados mencionados anteriormente, se concertó la versión final bifactorial compuesta por 22 ítems (Gupta & Geetika, 2020). Sumado a esto, se realizó otro estudio basado en el desarrollo y validación de una escala de auto-sabotaje en el mismo contexto, pero con una muestra de 600 estudiantes de educación superior, los resultados de dicho estudio evidencian que el valor de Kaiser-Meyer-Olkin fue de $KMO = .82829$, siendo que el nivel del valor fue indicado por la prueba de Esfericidad de Bartlett, en dicho sentido, se demostró que los valores cumplían con lo requerido para realizar el análisis factorial. En cuanto a la confiabilidad, se halló que el alfa de Cronbach de la escala en general posee un valor de $\alpha = .779$, evidenciando una buena integridad interna. Como resultado final de la investigación, se determinó la versión unifactorial compuesta por 12 ítems (Kaur & Singh, 2022). En esa misma línea, un estudio de construcción y validación de la escala SHAALA-22 elaborado en Belgrado, Serbia con 251 estudiantes universitarios y de nivel secundario, obtuvo una correlación satisfactoria entre ítems a partir de los valores de la medida de representatividad de Kaiser-Mayer-Olkin y la esfericidad de Bartlett ($KMO = .85$; $p = <.01$); también presentó una alta confiabilidad dado al satisfactorio valor de alfa de Cronbach ($\alpha = .87$), dando lugar a una versión final unifactorial con 22 ítems (Milovanović et al., 2024). Considerando los resultados obtenidos, los investigadores proponen que en futuros estudios se haga énfasis en el análisis de las experiencias individuales a fin de comprender de manera más precisa la dinámica psicológica del autosabotaje, también, sugieren analizar la correlación entre el rendimiento escolar y el autosabotaje académico, además, proponen aplicar un enfoque de triangulación en los centros educativos para analizar las causas y efectos del autosabotaje (Gupta & Geetika, 2020; Milovanović et al., 2024).

En base a la revisión científica realizada, se halló que existe una deficiencia en la cantidad de investigaciones realizadas sobre la variable “Autosabotaje” tanto a nivel nacional como internacional, por ese motivo resulta dificultoso encontrar estudios que estén incluidos en revistas científicas, lo que hace aún más compleja la búsqueda de estudios realizados dentro de los últimos tres años. Por otro lado, se observó que no existen investigaciones dirigidas a la construcción y/o validación de un instrumento que evalúe la variable específica de “Autosabotaje” en el Perú o en países de habla hispana. Es por todo lo mencionado que se optó por utilizar fuentes anteriores a los últimos tres años, con los que se pudo complementar la información expuesta en la presente investigación. En cuanto a los estudios realizados a nivel internacional, se encontró que existe una tendencia a abordar el autosabotaje desde una perspectiva unifactorial, en la que se limita a examinar sólo una variable en lugar de tener en cuenta un enfoque multifactorial más complejo. En contraste, el presente estudio se diferencia por plantear un primer modelo preliminar bifactorial en el Perú que permita una exploración más detallada y focalizada de cómo dos factores específicos interactúan para influir en el autosabotaje. Todo ello, realizado con la intención de ofrecer una perspectiva más clara y detallada de las características del autosabotaje y facilitar el reconocimiento de estas manifestaciones conductuales para que así la comunidad educativa pueda concientizar a la población estudiantil acerca de esta problemática.

La presente investigación está sustentada bajo un modelo teórico integrador que permite identificar características diferenciales del autosabotaje. De forma concreta, el autosabotaje, auto impedimento o self-handicapping en inglés, consiste en el establecimiento de un impedimento u obstáculo para el éxito que permite al individuo justificar su bajo rendimiento con algún impedimento (Valle et al., 2007). Otros autores comprenden el autosabotaje como la generación de obstáculos reales o imaginarios, así como, afirmaciones conductuales o verbales, que se presentan antes de actividades como exámenes, pruebas o presentaciones orales, y que se emplean como una justificación creíble para un posible fracaso (Gupta & Geetika, 2020; Jensen & Deemer, 2020a). Asimismo, las estrategias de auto-sabotaje implican la creación intencional de excusas tempranas para evitar relacionar la capacidad con el desempeño y así proteger o elevar la percepción de competencia, autoestima y valía personal. Por otro lado, el autosabotaje se evidencia cuando una persona asigna sus fracasos a motivos externos en vez de a sus propias habilidades (Cavendish, 2005, como se citó en Gupta & Geetika, 2020). Otros autores proponen que el autosabotaje se puede distinguir de dos formas, una de ellas es el self-handicapping conductual, el cual hace referencia a conductas específicas que obstaculizan el desarrollo adecuado de una tarea, por ejemplo, cuando una persona posterga una actividad para más tarde o no se esfuerza. Otra de las formas es el self-handicapping alegado, el cual tiene que ver con evocar causas incontrolables que dificultan que una tarea se complete exitosamente, estas causas se relacionan con estrés, agotamiento, enfermedad, entre otros (Arkin & Baumgardner, 1985; Leary & Shepperd, 1986, como se citó en Boruchovitch et al., 2022). Para otros autores, el obstáculo puede ser interno (por ejemplo, malestar) o externo (por ejemplo, haber estudiado el contenido incorrecto), con el propósito principal de desvincular un posible fracaso de la capacidad personal. Es así que, expresiones como "Fallé porque no soy inteligente" que suelen generar vergüenza o humillación, suelen ser reemplazadas con expresiones similares a "Fallé porque no dormí bien anoche" lo que hace referencia a algo que fue incontrolable, pero resulta menos embarazoso frente a otros. Además, si el estudiante tiene éxito, su capacidad será destacada. En resumen, la motivación para utilizar estas estrategias de sabotaje radica en la inseguridad del estudiante sobre su capacidad, buscando así proteger su identidad o "yo" académico (Coudevylle et al., 2020; Gupta & Geetika, 2020; Jensen & Deemer, 2020b; Midgley & Urda, 2001; Schwinger et al., 2014; Thompson & Richardson, 2001).

Por todo lo anteriormente mencionado, se tiene como objetivo general, diseñar y analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Autosabotaje Académico (EAA-16) en estudiantes de secundaria de Juliaca, Perú. De manera específica, se va a determinar la validez basada en el contenido, criterio y constructo, la fiabilidad por consistencia interna y analizar la invarianza métrica por género.

2. Materiales y Métodos

La presente investigación pertenece a una naturaleza empírica, corresponde a una investigación de tipo instrumental y es de corte transversal (Ato et al., 2013).

2.1. Participantes

Se decidió utilizar el diseño muestral no probabilístico intencional a fin de elegir de manera específica a participantes que cumplan con ciertas características clave (Otzen & Manterola, 2017). El tamaño de la muestra se calculó en función del poder estadístico del CFI basado en 2 dimensiones, potencia $(1 - \beta) = 99\%$ y un CFI esperado de 0.95, la cual dio como resultado 416 (Arifin, 2025). Se encuestó a 972 estudiantes de secundaria de entre 14 a 17 años, siendo que el 50.9% tienen 15 años, donde el 51.7% son varones y el 48.3% mujeres. En cuanto al año de estudios, se tiene a un 50.3% en cuarto año y un 49.7% en quinto año de secundaria. Respecto a la convivencia en el hogar, el 83.4% refiere vivir solo con papá o mamá y el 16.6% con ambos padres. Referente a la condición socioeconómica, el 75.5% corresponde a una condición media y el 24.5% a una condición alta. En cuanto a la repetición de un año de estudios, el 100% de los estudiantes afirma nunca haber pasado por esta situación.

2.2. Instrumentos

La Escala de Autosabotaje Académico (EAA-16) fue elaborada para evaluar las conductas de autosabotaje relacionadas al entorno académico y se enmarca en la propuesta teórica de Leary & Shepperd (1986); Valle et al. (2007); Arkin & Baumgardner (1985, como se citó en Boruchovitch et al., 2022); Cavendish (2005, como se citó en Boruchovitch et al., 2022). Además, se compone de 16 ítems y dos dimensiones, las cuales se denominan: dilación basada en experiencias de fracaso y excusas preventivas del fracaso. Cada uno de los ítems cuenta con opciones de respuesta de tipo Likert en donde 1 se refiere a “nunca”, 2 “casi nunca”, 3 “a veces”, 4 “casi siempre” y 5 “siempre”. Para evaluar la validez de criterio se aplicó la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA) adaptada al Perú por Navarro-Loli & Dominguez-Lara (2019), la cual fue creada para medir las expectativas de autoeficacia en situaciones específicas del contexto educativo en estudiantes adolescentes entre 13 y 18 años. Asimismo, presenta una estructura unidimensional de 7 ítems con un escalamiento Likert de cuatro cortes: 1= Nunca, 2 = Algunas veces, 3 = Bastantes veces y 4 = Siempre. Los análisis estadísticos de la escala mostraron índices de ajuste aceptables (CFI = .991; RMSEA = .064; TLI = .987; WRMR = .590); con cargas factoriales entre .705 y .825; también mostraron valores adecuados en la consistencia interna ($\alpha = .866$; $\omega = .901$). En ese sentido, la factorización corresponde a la adaptación.

2.3. Análisis de datos

Después de construir los ítems en la matriz operativa, se procedió a la validación basada en el contenido de una escala preliminar (anexo 2), una vez obtenido el feedback se procedió a mejorar la redacción de ítems para volver a validar el contenido por medio del programa Excel (Ventura-León, 2022; Soto & Segovia, 2009). Se realizó el análisis preliminar de ítems considerando la media, desviación estándar, asimetría, curtosis y correlación ítem-test corregida, así como la matriz de correlaciones policóricas para evaluar las relaciones entre ítems ordinales, todo ello haciendo uso de RStudio. Para la validez de constructo, se ejecutó el AFE en JASP utilizando el método de rotación oblicua oblmin, con método de factorización mínimo residual, el cual permitió obtener el índice KMO, la prueba de esfericidad de Bartlett, el porcentaje de varianza explicada y las cargas factoriales (Pérez & Medrano, 2010). El AFC se realizó en RStudio utilizando un método de rotación oblicua con el estimador “WLSMV” para variables ordinales, cumpliendo con los valores aceptables del CFI ($\geq .95$), GFI ($\geq .93$), TLI ($\geq .90$), RMSEA ($\leq .05$) y SRMR ($\leq .08$) recomendados por Jordan-Muiños (2021), Lai (2021), Cho et al. (2020) & Xia & Yang (2019); y se incluyó un diagrama estructural (semplot). La confiabilidad se evaluó en JASP mediante alfa de Cronbach

y omega de McDonald de acuerdo a lo sugerido por Reidl-Martínez (2013). Finalmente, se analizó la invarianza métrica por género con AFC multigrupo.

2.4. Consideraciones éticas

La presente investigación ha sido sometida, evaluada y aprobada por el Comité de ética y bioética de investigación de la FCS de la Universidad Peruana Unión obteniendo la constancia número 2025-CEB-FCS – UPeU-016. Asimismo, fue diseñada y ejecutada siguiendo los principios éticos establecidos en la Declaración de Helsinki (Asociación Médica Mundial [AMM], 2024) y el Código de Ética del Colegio de Psicólogos del Perú (2018), respetando el principio de autonomía, justicia, beneficencia, responsabilidad e integridad, así como la privacidad y confidencialidad de los participantes (art. 24).

3. Resultados y discusión

3.1. Análisis preliminar

La tabla 1 presenta el comportamiento de los ítems en función de la media, desviación estándar, asimetría y curtosis; los ítems 4, 10 y 16 tienen una asimetría cercana al límite ± 1.5 que precisa una normalidad univariada, es decir, todos los ítems tienden a la normalidad univariada. Sólo el ítem 4 presenta la media más baja con una dispersión de 0.943; los ítems 3, 11, 12 y 14 tienen mayor dispersión que el resto de ítems.

Tabla 1
Análisis descriptivo

Ítem	Media	DS	As	K
1	1.868	0.987	0.947	0.345
2	2.460	1.127	0.406	-0.488
3	2.598	1.195	0.297	-0.706
4	1.742	0.943	1.158	0.750
5	1.869	1.012	0.996	0.324
6	2.075	1.022	0.660	-0.225
7	2.113	1.113	0.805	-0.084
8	1.994	0.993	0.781	0.061
9	2.091	1.093	0.761	-0.159
10	1.803	1.015	1.209	0.873
11	2.084	1.155	0.893	0.000
12	2.299	1.219	0.654	-0.447
13	2.210	1.064	0.544	-0.310
14	2.344	1.191	0.506	-0.639
15	2.046	1.055	0.770	-0.076
16	1.944	1.065	1.061	0.585

Nota. As = Asimetría, Ds = Desviación Estándar, K = Curtosis.

El análisis de correlaciones policóricas evidencia que algunos ítems, pertenecientes a la segunda dimensión, mantienen una correlación baja ($I9-I16=0.23$; $I12-I16=0.24$; $I11-I14=0.29$; $I11-I16=0.29$; $I10-I12=0.30$); asimismo, varios de los ítems de la primera y segunda dimensión ($I19-I12=0.31$; $I3-I5=0.40$, $I6-I7=0.49$) denotan una correlación moderada baja. No obstante, algunos ítems ($I13-I14=0.59$; $I1-I5=0.63$; $I1-I4=0.70$) demuestran tener una correlación moderadamente alta.

Figura 1
Matrices policóricas

X1		0.45	0.43	0.70	0.63	0.51	0.50	0.44	0.48	0.56	0.39	0.36	0.52	0.42	0.40	0.33
X2	0.45		0.57	0.44	0.36	0.39	0.48	0.42	0.22	0.26	0.26	0.22	0.36	0.35	0.36	0.37
X3	0.43	0.57		0.49	0.40	0.47	0.54	0.46	0.21	0.34	0.18	0.24	0.42	0.44	0.41	0.44
X4	0.70	0.44	0.49		0.58	0.47	0.51	0.49	0.48	0.53	0.39	0.37	0.45	0.47	0.45	0.36
X5	0.63	0.36	0.40	0.58		0.51	0.49	0.43	0.51	0.51	0.41	0.40	0.44	0.40	0.42	0.36
X6	0.51	0.39	0.47	0.47	0.51		0.49	0.53	0.41	0.46	0.28	0.29	0.40	0.31	0.45	0.44
X7	0.50	0.48	0.54	0.51	0.49	0.49		0.54	0.28	0.37	0.34	0.30	0.39	0.41	0.41	0.42
X8	0.44	0.42	0.46	0.49	0.43	0.53	0.54		0.40	0.46	0.28	0.35	0.40	0.38	0.48	0.44
X9	0.48	0.22	0.21	0.48	0.51	0.41	0.28	0.40		0.47	0.35	0.31	0.43	0.35	0.38	0.23
X10	0.56	0.26	0.34	0.53	0.51	0.46	0.37	0.46	0.47		0.36	0.30	0.50	0.39	0.44	0.34
X11	0.39	0.26	0.18	0.39	0.41	0.28	0.34	0.28	0.35	0.36		0.32	0.39	0.29	0.39	0.29
X12	0.36	0.22	0.24	0.37	0.40	0.29	0.30	0.35	0.31	0.30	0.32		0.55	0.46	0.40	0.24
X13	0.52	0.36	0.42	0.45	0.44	0.40	0.39	0.40	0.43	0.50	0.39	0.55		0.59	0.52	0.42
X14	0.42	0.35	0.44	0.47	0.40	0.31	0.41	0.38	0.35	0.39	0.29	0.46	0.59		0.50	0.40
X15	0.40	0.36	0.41	0.45	0.42	0.45	0.41	0.48	0.38	0.44	0.39	0.40	0.52	0.50		0.55
X16	0.33	0.37	0.44	0.36	0.36	0.44	0.42	0.44	0.23	0.34	0.29	0.24	0.42	0.40	0.55	
	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11	X12	X13	X14	X15	X16

3.2. Evidencias de validez

3.2.1. Validez basada en el contenido

A fin de garantizar la validez de contenido de la escala, se llevó a cabo un procedimiento de revisión por jueces expertos en dos fases (Polit & Beck, 2006). En primera instancia los ítems fueron analizados en cuanto a relevancia, representatividad y claridad, utilizando una escala tipo Likert. Los resultados de la primera fase muestran el grado de validez de contenido por V de Aiken con intervalos de confianza al 95% ($z=1.96$); los hallazgos indican que, bajo el criterio de 9 voces calificadas, la mayoría de los ítems obtuvieron un V de Aiken igual a 0.92 en todos los criterios de evaluación, de la misma manera, se encontró que todos los ítems alcanzaron el umbral mínimo requerido para ser conservados; del mismo modo, se obtuvo un V de Aiken aceptable para ambas dimensiones: dilación basada en experiencias de fracaso ($VF1 = 1$; $IC95\% [0.762-1]$) y excusas preventivas del fracaso ($VF2 = 1$; $IC95\% [0.785-1]$). Por lo que, el 100% de los ítems mostraron una validez aceptable considerando el criterio liberal de $IC95\% > 0.5$ y para los factores el límite inferior del $IC95\%$ (Penfield & Giacobbi, 2004, como se citó en Ventura-León, 2022).

Considerando las observaciones de los expertos sobre la redacción de algunos ítems, se decidió mejorar algunos términos sin afectar su contenido conceptual. Por ello, se realizó nuevamente la validación bajo la revisión de 6 jueces expertos, con el objetivo de verificar si los ítems reformulados presentaban mejoras en su adecuación (Aiken, 1980; Zamanzadeh et al., 2015). En suma, los resultados de la segunda fase indican que la mayoría de los ítems obtuvieron un V de Aiken igual a 0.94 en todos los criterios de evaluación. De igual forma, se encontró que todos los ítems alcanzaron el umbral mínimo requerido para ser conservados; del mismo modo, se obtuvo un V de Aiken aceptable para ambas dimensiones: dilación basada en

experiencias de fracaso (VF1 =1; IC95% [0.714-1] y excusas preventivas del fracaso (VF2 =1; IC95% [0.706-1]. Por lo que, el 100% de los ítems mostraron una validez aceptable según el criterio liberal de IC95% > 0.5 (Penfield & Giacobbi, 2004, como se citó en Ventura-León, 2022).

Tabla 2

Índices de validez de contenido posterior a la reformulación de ítems.

Ítem	Relevancia					Representatividad					Claridad				
	V	X	DE	L95%	U95%	V	X	DE	L95%	U95%	V	X	DE	L95%	U95%
1	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99
2	1.00	3.00	0.00	0.82	1.00	0.89	2.67	0.82	0.67	0.97	0.78	2.33	0.82	0.55	0.91
3	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.89	2.67	0.52	0.67	0.97	0.89	2.67	0.52	0.67	0.97
4	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.89	2.67	0.52	0.67	0.97	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99
5	0.89	2.67	0.52	0.67	0.97	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.89	2.67	0.82	0.67	0.97
6	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	1.00	3.00	0.00	0.82	1.00	0.83	2.50	0.84	0.61	0.94
7	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	1.00	3.00	0.00	0.82	1.00	1.00	3.00	0.00	0.82	1.00
8	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	1.00	3.00	0.00	0.82	1.00	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99
9	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99
10	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.89	2.67	0.52	0.67	0.97
11	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99
12	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.89	2.67	0.52	0.67	0.97	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99
13	0.89	2.67	0.82	0.67	0.97	0.83	2.50	0.84	0.61	0.94	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99
14	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.89	2.67	0.52	0.67	0.97
15	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.89	2.67	0.82	0.67	0.97
16	0.89	2.67	0.52	0.67	0.97	0.94	2.83	0.41	0.74	0.99	0.89	2.67	0.52	0.67	0.97

3.2.2. Evidencia de validez basada en el constructo

3.2.2.1. Análisis factorial exploratorio

Se tiene un KMO= 0.924 con esfericidad de Bartlett de $p = <0.001$ lo que indica el cumplimiento de la linealidad para un AFE, además, la prueba de normalidad multivariada por Mardia dio un valor de significancia $p = <0.001$, el cual es un valor inferior a lo aceptable ($p < .05$), confirmando así el no cumplimiento de la normalidad multivariada, por cuanto el uso de Mínimo Residual como método de factorización es apropiada (Harman & Jones, 1966); además, se optó por la rotación oblicua - oblimin la misma que brindó una solución trifactorial, las cuales son: autosabotaje racionalizado por desvalorización del esfuerzo compuesto por los ítems 1, 4, 5, 6, 9 y 10; evitación anticipatoria por temor al fracaso que tiene a los ítems 2, 3, 7, 8 y 16; y conducta evasiva por inseguridad percibida con los ítems 12, 13, 14 y 15, siendo que el ítem 6 saturó en dos dimensiones. Además, no se identificaron ítems sin carga factorial, y la solución obtenida explica el 44.4% de la varianza total.

Tabla 3

Carga de los factores

	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Unicidad
1	0.752			0.414
2		0.584		0.584
3		0.661		0.475
4	0.611			0.492
5	0.640			0.532
6	0.401	0.313		0.594
7		0.520		0.532
8		0.360		0.608
9	0.593			0.623
10	0.521			0.622

12		0.598	0.649
13		0.719	0.415
14		0.603	0.550
15		0.509	0.560
16	0.437		0.683

Nota. Se usó el método de rotación oblicua oblmin, con método de factorización mínimo residual.

3.2.2.2. Análisis factorial confirmatorio

En base a la tabla 5 se aprecia los indicadores de ajuste de modelo del instrumento bajo el modelo original con 16 ítems y el modelo final que excluye el ítem 2. En el modelo original los índices de ajuste obtenidos muestran índices bajo los rangos aceptables ($CFI = 0.987$; $GFI = 0.988$; $TLI = 0.985$; $RMSEA = 0.069$; $SRMR = 0.057$). Por otro lado, el modelo final evidencia una mejora en todos los indicadores ($CFI = 0.993$; $GFI = 0.992$; $TLI = 0.991$; $RMSEA = 0.054$; $SRMR = 0.047$), evidenciando un ajuste más favorable al eliminar el ítem mencionado, sin comprometer la estructura teórica del constructo.

Tabla 4

Índices de ajuste de modelo

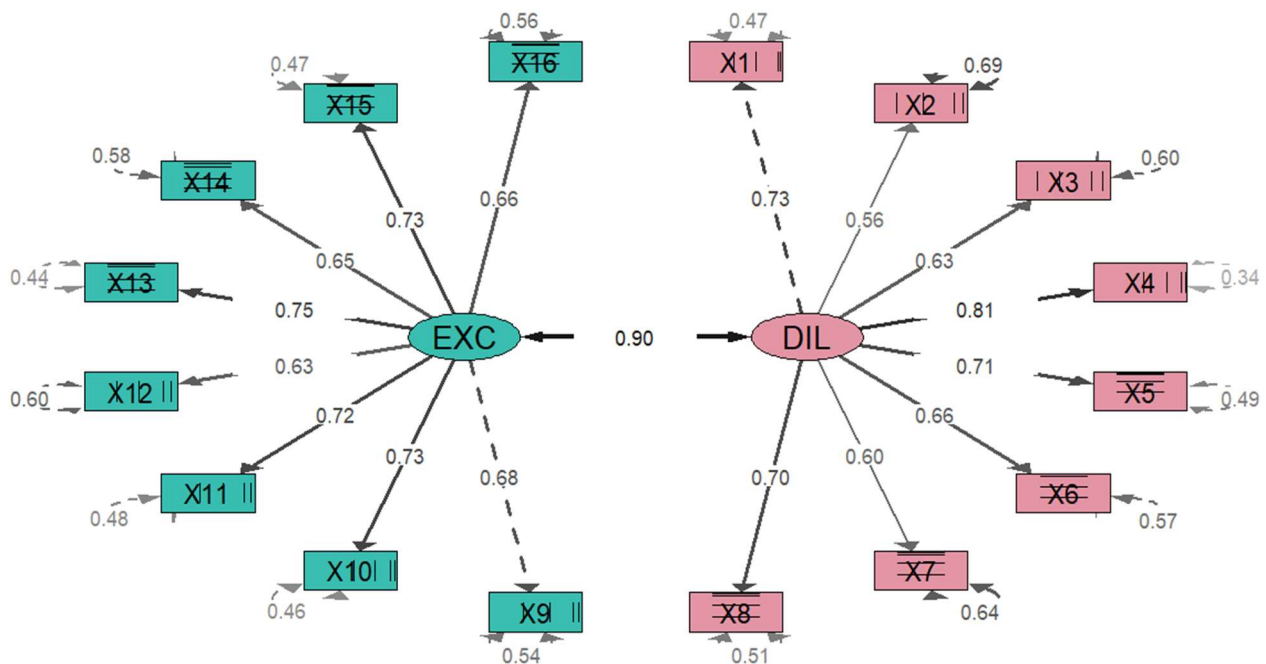
Índices de ajuste	Modelo original (bifactorial con 16 ítems)	Segundo modelo (unidimensional con 16 ítems)	Modelo final (trifactorial sin el ítem 2)
X ²	338.48 (103)	383.29 (104)	179.40 (74)
X ² /L	3.29	3.69	2.42
CFI	0.99	0.98	0.99
TLI	0.98	0.98	0.99
GFI	0.99	0.99	0.99
SRMR	0.06	0.06	0.04
RMSEA	0.07	0.07	0.05
RMSEA IC95%	0.061 - 0.077	0.067 - 0.082	0.044 - 0.064

Nota. X^2 (gl >) para el modelo frente al modelo base, CFI = Índice de Ajuste Comparativo, TLI = Índice de Tucker-Lewis, $SRMR$ = Raíz del Error Cuadrático Medio Estandarizado, $RMSEA$ = Raíz del Error Cuadrático Medio de Aproximación, IC = Intervalo de Confianza.

En la figura 2 se muestra el modelo original donde los resultados revelan que cada ítem observado no presenta cargas factoriales menores a 0.50 en todos los casos, de acuerdo a lo propuesto por Clark y Watson (2019). No obstante, los ítems 2, 3, 7 y 12 presentan elevados valores en los errores residuales, lo que repercute negativamente en el ajuste de modelo. De igual manera, se identifica una covarianza entre factores de 0.90 lo cual podría reflejar una consistente asociación teórica entre ambos factores (Hair et al., 2010). Los hallazgos evidencian que se requieren una refinación del instrumento para mejorar sus propiedades psicométricas.

Figura 2

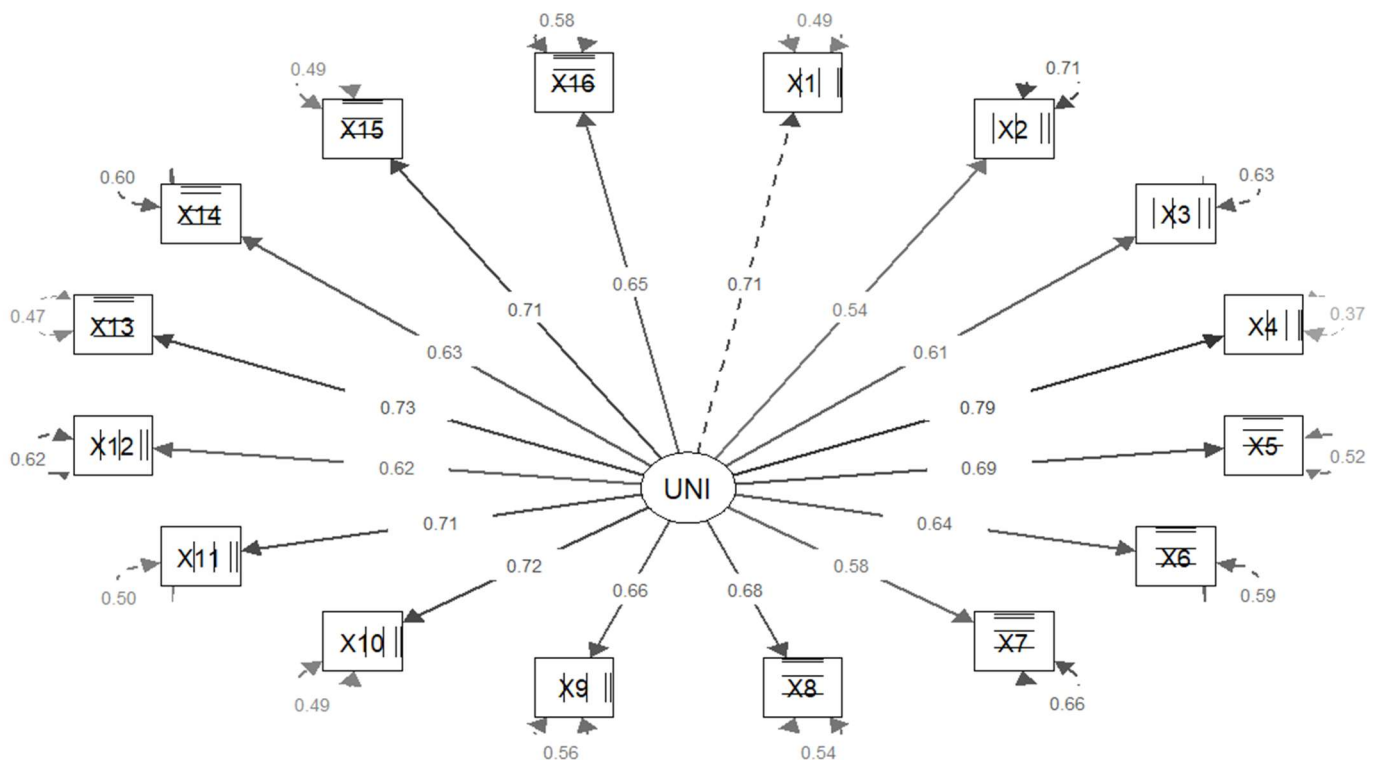
Modelo de ecuaciones estructurales para el análisis factorial confirmatorio de constructo



En base a la literatura científica, se decidió explorar un segundo modelo que propone una estructura unidimensional con todos los ítems propuestos (Kaur & Singh, 2022; Milovanović et al., 2024). Sin embargo, se observa que existen algunos ítems con cargas factoriales por debajo de los valores recomendados, lo que refleja poca contribución a la representación del constructo (Clark & Watson, 2019). Asimismo, se encontraron errores residuales considerablemente elevados en varios ítems, lo que compromete la precisión y fiabilidad de la medición. Estos hallazgos sugieren que, si bien el modelo presenta un ajuste aparentemente aceptable, existen limitaciones psicométricas relacionadas con la calidad y consistencia de las estimaciones de los ítems, lo cual afecta negativamente en su validez a nivel estructural.

Figura 3

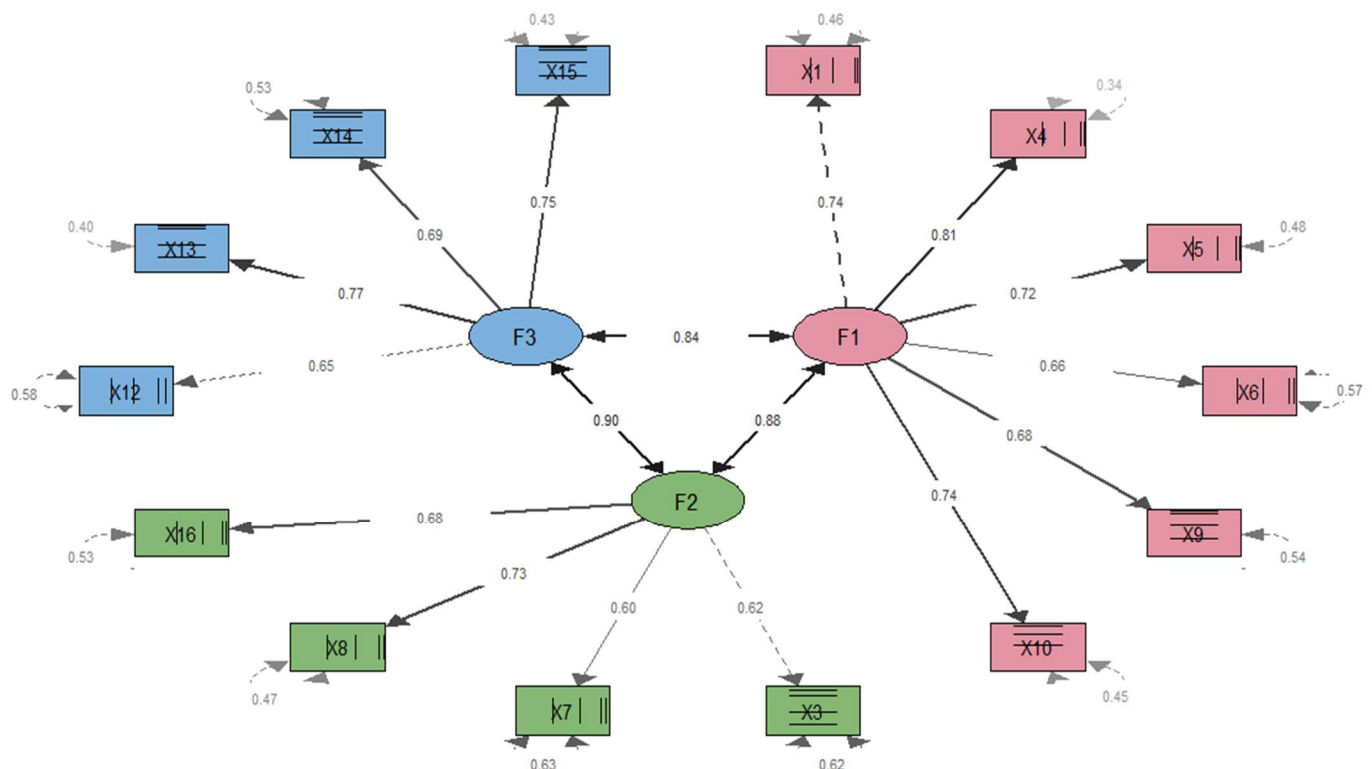
Modelo de ecuaciones estructurales para el análisis factorial confirmatorio de constructo



En la Figura 4 se presenta el modelo 3, correspondiente a una estructura trifactorial sin el ítem 2, la cual, en comparación con el modelo 2, presenta una mejora notable en los indicadores, ya que se observan cargas factoriales más consistentes en la mayoría de los ítems, además de una reducción significativa en los errores residuales (Clark & Watson, 2019). De igual manera, en cuanto a la covarianza, se evidencia una relación significativamente positiva entre factores (F1 y F2 = 0.88; F2 y F3 = 0.90; F1 y F3 = 0.84), cumpliendo con los valores esperados (>0.70) acorde al criterio de Hair et al. (2010). En ese sentido, el modelo planteado presenta una notable mejoría en los índices de bondad de ajuste global, lo cual favorece a la adecuación psicométrica del instrumento.

Figura 4

Modelo de ecuaciones estructurales para el análisis factorial confirmatorio de constructo con mejor ajuste



3.3. Validez basada en el criterio

En cuanto a la validez divergente, basándose en la relación con otra variable, se estimó una correlación por Rho de Spearman entre las puntuaciones globales y dimensionales de la escala de autosabotaje y el EAPSA que evalúa la autoeficacia percibida específica de situaciones académicas. Se halló una correlación indirecta moderada ($Rho = -0.367$, $p = 0.000$) entre el factor dilación basada en experiencias de fracaso y la EAPSA, una correlación indirecta moderada ($Rho = -0.393$, $p = 0.000$) entre el factor excusas preventivas del fracaso y la EAPSA, y una correlación indirecta moderada estadísticamente significativa ($Rho = -0.410$, $p = 0.000$) entre la escala de autosabotaje y la EAPSA. Demostrando que, un mayor nivel de autosabotaje, se asocia a un menor nivel de autoeficacia académica

Tabla 5

Correlaciones no paramétricas entre la escala de autosabotaje y la EAPSA

	Autoeficacia	
Autosabotaje	-,410**	< .001
Dilación basada en experiencias de fracaso	-,367**	< .001
Excusas preventivas del fracaso	-,393**	< .001

11 Nota. La correlación es significativa en el nivel 0,01 (bilateral). Se usó el coeficiente de correlación Rho de Spearman.

3.4. Invarianza de medida

3 El análisis CFA multigrupo para la escala de autosabotaje, ha determinado la invarianza de medida según sexo por medio del estimador DWLS, presentando adecuados índices de bondad de ajuste ($CFI > 0.90$; $TLI > 0.90$; $RMSEA < 0.08$); así también, considerando valores < 0.01 para el ΔCFI , ΔTLI o $\Delta RMSEA$; luego de verificar la invarianza configural, se analizó la invarianza métrica ($\Delta CFI = 0.002$), invarianza escalar ($\Delta CFI = 0.002$) e invarianza estricta ($\Delta CFI < 0.000$). Estos hallazgos sugieren que la escala mide el autosabotaje de manera equivalente en ambos géneros.

Tabla 6

Invarianza CFA multigrupo según sexo para la escala de autosabotaje

Invarianza	CFI	TLI	RMSEA	ΔCFI	ΔTLI	$\Delta RMSEA$
Configural	0.986	0.983	0.076	-	-	-
Métrica	0.984	0.982	0.078	0.002	0.001	0.002
Escalar	0.986	0.987	0.067	0.002	0.005	0.011
Estricta	0.986	0.987	0.067	0	0	0

Nota. La invarianza métrica fue evaluada en estudiantes de sexo masculino = 249 y femenino = 237.

3.5. Confiabilidad por consistencia interna

9 La tabla 8 presenta los índices de confiabilidad por consistencia interna de la escala de autosabotaje usando los métodos de Omega de McDonald y Alfa de Cronbach. Los hallazgos demostraron que la escala, en general, presenta una consistencia interna de $\alpha = 0.890$ [IC95% 0.879 – 0.900] con un valor en omega de $\omega = 0.890$ [IC95% 0.880 – 0.900]. Con respecto a los resultados obtenidos sobre las dimensiones se encontró una adecuada consistencia interna siendo $\alpha = 0.812$ [IC95% 0.792 – 0.829]; $\omega = 0.811$ [IC95% 0.793 – 0.829] para la dimensión “autosabotaje racionalizado por desvalorización del esfuerzo”, $\alpha = 0.709$ [IC95% 0.678 – 0.738]; $\omega = 0.712$ [IC95% 0.682 – 0.741] para la dimensión “evitación anticipatoria por temor al fracaso” y $\alpha = 0.750$ [IC95% 0.723 – 0.774]; $\omega = 0.752$ [IC95% 0.727 – 0.777] para la dimensión “conducta evasiva por inseguridad percibida”.

Tabla 7

1 Análisis de confiabilidad

Factor	Alfa de Cronbach	Omega de McDonald
Autosabotaje racionalizado por desvalorización del esfuerzo	0.812 [IC95% 0.792 – 0.829]	0.811 [IC95% 0.793 – 0.829]
Evitación anticipatoria por temor al fracaso	0.709 [IC95% 0.678 – 0.738]	0.712 [IC95% 0.682 – 0.741]
Conducta evasiva por inseguridad percibida	0.750 [IC95% 0.723 – 0.774]	0.752 [IC95% 0.727 – 0.777]

3.6. Discusión

La creación de la escala de autosabotaje en población peruana surge ante una realidad global donde la evasión del fracaso es considerada típica en estudiantes desorganizados, ansiosos, con rasgos depresivos y baja autoestima (Ferradás et al., 2020; Milovanović et al., 2024). Frente a la inexistencia de estudios instrumentales sobre autosabotaje en el Perú y la tendencia de analizar esta variable desde un enfoque unifactorial en estudios internacionales, esta nueva escala presenta un modelo trifactorial con ajustes adecuados, fiable e invariante en los grupos de sexo, edad, año de estudios y composición familiar.

La validez de contenido de la escala fue verificada a través de un proceso dividido en dos fases con la participación de 9 jueces expertos en la primera fase y 6 en la segunda, dicho proceso fue realizado bajo criterios metodológicos reconocidos (Polit & Beck, 2006). Por tanto, en la segunda fase se obtuvo valores aceptables para la validez de contenido conforme al criterio liberal de IC95%. La conservación de los ítems dado a los valores óptimos que presentó la escala, se contrasta con los resultados obtenidos por Kaur & Singh (2022) a partir de la Escala de Autosabotaje de estructura bidimensional, aplicada a 600 universitarios de Punjab en India, en donde se midió la razón de validez de contenido por medio del método de Lawshe, lo que conllevó al rechazo de un ítem (<0.75), no obstante, al medir el índice de discriminación, todos los ítems mantuvieron valores aceptables (>1.99) por lo que los investigadores del estudio optaron por no eliminar ningún ítem. Por otro lado, resulta importante destacar que el panorama científico actual expone la carencia de investigaciones que aborden la validez de contenido con rigurosidad por medio de juicio de expertos, optando por validar el instrumento con muestras pequeñas de la población o basándose solo en la validez de criterio (Boruchovitch et al., 2022; Milovanović et al., 2024). Ante este escenario, la opinión de especialistas cobra relevancia para comprobar que los ítems corresponden a las dimensiones del constructo. A ello se adhiere el índice de V de Aiken, el cual es considerado el tipo de validez más idóneo dado que fortalece con evidencia cuantitativa la calidad del instrumento desde su fase inicial de desarrollo (Escurra, 1988).

Por su parte, las cargas factoriales del AFE ajustaron el instrumento a un modelo tridimensional, por lo que se decidió analizar dicho modelo en el AFC donde se apreciaron índices de ajuste más favorables que en el modelo bifactorial previsto inicialmente lo cual, a su vez, conllevó a la supresión del ítem 2 dado que presentó residuos elevados. A diferencia de otras investigaciones donde se ha planteado estructuras mayoritariamente unidimensionales, el presente estudio propone una estructura trifactorial que puede explicarse por la teoría de Berglas & Jones (1978); Cavendish (2005, como se citó en Boruchovitch et al., 2022); Covington (1992); Elliot & Church (2003); Hirt et al. (1991); Martin et al. (2001); Midgley & Urdan (2001); Rhodewalt (1994); Tice & Baumeister (1990); Valle et al. (2007), quienes indican que el autosabotaje se evidencia a partir de tres manifestaciones conductuales: autosabotaje por desvalorización del esfuerzo, anticipación del fracaso y evasión de tareas debido a la sensación de inseguridad. En primer lugar, el autosabotaje por desvalorización del esfuerzo se centra en que el estudiante reduce o se abstiene a esforzarse afirmando que un obstáculo, ya sea una enfermedad o ansiedad ante los exámenes, le impide lograr una tarea con éxito. Por su parte, la anticipación del fracaso implica idear con premeditación problemas reales o inventados a fin de justificar un posible escenario de fracaso. Por último, la evasión de tareas debido a la sensación de inseguridad consiste en posponer o minimizar el tiempo destinado al estudio debido a una percepción de incapacidad personal (Cavendish, 2005, como se citó en Boruchovitch et al., 2022), tal conducta interfiere con la capacidad del estudiante para afrontar adecuadamente la carga académica (Elliot & Church, 2003; Midgley & Urdan, 2001) e impide el desempeño exitoso de tareas que el estudiante considera importantes (Covington, 1992; Rhodewalt, 1994; Tice & Baumeister, 1990). En conjunto, estas características refuerzan la comprensión del autosabotaje como una variable con diferentes tipos de respuesta frente a actividades del área educativa. Asimismo, este hallazgo abre paso a intervenciones estratégicas más específicas y ajustadas a las necesidades de los estudiantes.

En lo que respecta a la validez de criterio, se utilizó la escala de autoeficacia percibida en situaciones académicas (EAPSA), considerando que la autoeficacia y el autosabotaje poseen constructos psicológicos opuestos. En ese sentido, al realizar el análisis correspondiente se encontró una correlación indirecta

moderada entre ambas escalas, lo que corrobora la existencia de validez de criterio tipo divergente en la escala construida. Aunque la evidencia científica sobre estudios que apliquen la validez discriminante en una escala de autosabotaje es limitada, se identificó un estudio realizado en Belgrado (Serbia), donde la escala SHAALA-22, diseñada para medir el autosabotaje académico, fue aplicada a 251 estudiantes de secundaria y universitarios. Como parte de los análisis estadísticos, examinó la validez divergente del autosabotaje mediante correlaciones con subescalas de otros instrumentos, hallando asociaciones negativas con responsabilidad ($r = -.53$), autocompetencia ($r = -.43$), autoestima ($r = -.34$), extroversión ($r = -.24$) y honestidad ($r = -.23$) (Milovanović et al., 2024). Este hallazgo respalda parcialmente la coherencia teórica de la escala y permite establecer un punto de referencia inicial para futuros estudios relacionados a la validez de criterio. Sin embargo, existe una escasez de estudios que aborden específicamente la validez de criterio del autosabotaje a nivel local, lo que refleja la necesidad de profundizar en la relación del autosabotaje con otros constructos psicológicos, a fin de ampliar la fundamentación teórica y empírica del instrumento.

En cuanto al análisis de la invarianza métrica por género, se hallaron niveles de ajuste favorables, lo cual refiere que la estructura factorial de la escala de autosabotaje académico se mantiene estable entre varones y mujeres, es decir, que los ítems del instrumento son interpretados de la misma forma por ambos grupos, dicho hallazgo permite realizar comparaciones válidas entre grupos, asegurando la estabilidad del constructo en relación al género. Asimismo, se llevó a cabo este análisis de invarianza ya que es considerada como parte fundamental para prevenir interpretaciones sesgadas y asegurar la equivalencia de la medición en diversos grupos sociodemográficos (Byrne, 2016; Milfont & Fischer, 2010; Putnick & Bornstein, 2016). No obstante, hay estudios previos que han analizado el autosabotaje usando otros tipos de enfoque, de modo que, no se logró identificar investigaciones que hayan considerado la invarianza métrica por género, lo que convierte a la presente investigación como un aporte innovador para el análisis psicométrico del autosabotaje en contextos escolares.

Por otra parte, de acuerdo al análisis de confiabilidad que fue realizado mediante los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald evidenciaron índices adecuados de consistencia interna de la escala de autosabotaje. A diferencia de los instrumentos de medición creados en años previos, que mantuvieron índices adecuados con una estructura bifactorial o unifactorial (Boruchovitch et al., 2022; Gupta & Geetika, 2020; Kaur & Singh, 2022; Milovanović et al., 2024), la presente escala enfatiza la naturaleza factorial diversa del constructo, que acorde a la literatura científica, puede manifestarse mediante estrategias conductuales (como evadir el estudio), afirmaciones verbales anticipatorias a alguna actividad académica (como referir que presenta algún malestar físico o emocional) o pensamientos irracionales a fin de proteger la propia valía del alumno ante escenarios donde perciba la probabilidad de fracasar (Coudeville et al., 2020; Gupta & Geetika, 2020; Valle et al., 2007). Por lo tanto, la distribución del constructo en tres dimensiones permite hacer visible una distinción entre los patrones conductuales del autosabotaje y da lugar a la detección e intervención temprana de esta problemática.

Entre las principales limitaciones del presente estudio, se tiene en primer lugar, la escasa literatura científica sobre estudios psicométricos que aborden el autosabotaje en el contexto local y nacional, lo que dificulta las posibilidades de comparar y contrastar los hallazgos con estudios previos. Por otro lado, dado que se usó un muestreo no probabilístico de tipo intencional para la recolección de datos, no resulta factible realizar una generalización de los hallazgos a otras poblaciones. De igual forma, el instrumento no cuenta con baremos, por lo que la escala puede ser utilizada solo en estudios cuantitativos orientados al análisis inferencial, tales como correlaciones, comparaciones de medias, diseños experimentales o cuasiexperimentales, así también en investigaciones educativas enfocadas en el autosabotaje académico y sus implicancias en el ámbito escolar. En este sentido, se recomienda replicar el estudio en muestras probabilísticas para superar la limitación del muestreo no probabilístico y fortalecer la generalización de los resultados. De igual manera, resulta necesario elaborar baremos diferenciados por edad, sexo y nivel educativo, lo que permitirá optimizar el uso e interpretación de la escala. Asimismo, se considera necesario ampliar la evidencia científica sobre la validez discriminante de la escala con constructos como la motivación o el rendimiento académico. Finalmente, se sugiere realizar estudios longitudinales y

experimentales que permitan evaluar la estabilidad temporal de la escala y la eficacia de intervenciones psicológicas orientadas a reducir el autosabotaje académico.

14 En conclusión, la Escala de Autosabotaje Académico (EAA-16) evidencia validez de contenido, validez de criterio, validez de constructo y confiabilidad apropiadas para la evaluación en estudiantes de secundaria. 33 Los resultados obtenidos a través de los diversos análisis estadísticos respaldan la calidad del instrumento desarrollado.

Referencias

- Aiken, L. R. (1980). Content Validity and Reliability of Single Items or Questionnaires. *Educational and Psychological Measurement*, 40(4), 955–959. <https://doi.org/10.1177/001316448004000419>
- Arifin, W. N. (2025). *Sample size calculator*. https://wnarifin.github.io/ssc_web.html
- Asociación Médica Mundial (AMM). (2024). *Declaración de Helsinki de la AMM – Principios éticos para las investigaciones médicas con participantes humanos*. <https://www.wma.net/es/policies-post/declaracion-de-helsinki-de-la-amm-principios-eticos-para-las-investigaciones-medicas-en-seres-humanos/>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038–1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Berglas, S., & Jones, E. E. (1978). Drug choice as a self-handicapping strategy in response to noncontingent success. *Journal of Personality and Social Psychology*, 36(4), 405–417. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.36.4.405>
- Boruchovitch, E., Rufini, S. E., Ganda, D. R., Miranda, L. C., & de Almeida, L. S. (2022). Self-handicapping strategies in educational context: construction and validation of the Brazilian Self-Handicapping Strategies Scale (EEAPREJ). *Psicologia: Reflexao e Critica*, 35(1), 8. <https://doi.org/10.1186/s41155-022-00210-6>
- Byrne, B. M. (2016). Structural Equation Modeling with Amos: Basic Concepts, Applications, and Programming, Third edition. *Structural Equation Modeling with Amos: Basic Concepts, Applications, and Programming, Third Edition*, 1–438. <https://doi.org/10.4324/9781315757421/STRUCTURAL-EQUATION-MODELING-AMOS-BARBARA-BYRNE/RIGHTS-AND-PERMISSIONS>
- Cho, G., Hwang, H., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2020). Cutoff criteria for overall model fit indexes in generalized structured component analysis. *Journal of Marketing Analytics*, 8(4), 189–202. <https://doi.org/10.1057/S41270-020-00089-1/TABLES/4>
- Clark, L. A., & Watson, D. (2019). Constructing validity: New developments in creating objective measuring instruments. *Psychological Assessment*, 31(12), 1412–1427. <https://doi.org/10.1037/PAS0000626>
- Colegio de Psicólogos del Perú. (2018). *Código de ética y deontología*. https://www.cpsp.pe/documentos/marco_legal/codigo_de_etica_y_deontologia.pdf
- Consejo General de la Psicología de España. (2024). *¿Qué papel juegan las estrategias de autoprotección en la intención de abandono escolar temprano?* <https://www.infocop.es/que-papel-juegan-las-estrategias-de-autoproteccion-en-la-intencion-de-abandono-escolar-temprano/>
- Coudevylle, G. R., Bouley-Escriva, G., Finez, L., Eugène, K., & Robin, N. (2020). An experimental investigation of claimed self-handicapping strategies across motivational climates based on achievement goal and self-determination theories. *Educational Psychology*, 40(8), 1002–1021. <https://doi.org/10.1080/01443410.2020.1746237>
- Covington, M. V. (1992). Making the grade: A self-worth perspective on motivation and school reform. *Cambridge University Press*. <https://doi.org/10.1017/CBO9781139173582>
- De Castella, K., Byrne, D., & Covington, M. (2013). Unmotivated or motivated to fail? A cross-cultural study of achievement motivation, fear of failure, and student disengagement. *Journal of Educational Psychology*, 105(3), 861–880. <https://doi.org/10.1037/A0032464>
- Defensoría del Pueblo. (2024). *Defensoría del Pueblo exhorta al Ejecutivo a implementar trabajo conjunto contra la deserción y la anemia escolar*. <https://www.defensoria.gob.pe/defensoria-del-pueblo->

- exhorta-al-ejecutivo-a-implementar-trabajo-conjunto-contrala-desercion-y-la-anemia-escolar/
- Elliot, A. J., & Church, M. A. (2003). A motivational analysis of defensive pessimism and self-handicapping. *Journal of Personality*, 71(3), 369–396. <https://doi.org/10.1111/1467-6494.7103005>
- Escurreya, L. M. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología*, 6(1–2), 103–111. <https://doi.org/10.18800/PSICO.198801-02.008>
- Ferradás Canedo, M. D. M., Freire, C., Núñez, J. C., & Regueiro, B. (2020). The Relationship between Self-Esteem and Achievement Goals in University Students: The Mediating and Moderating Role of Defensive Pessimism. *Sustainability*, 12. <https://doi.org/10.3390/SU12187531>
- Gupta, S., & Geetika, M. (2020). Academic self-handicapping scale: Development and validation in indian context. *International Journal of Instruction*, 13(4), 87–106. <https://doi.org/10.29333/iji.2020.1346a>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). Multivariate Data Analysis. In *Pearson Education, Inc.* (7th ed.). <https://www.drnishikantjha.com/papersCollection/Multivariate Data Analysis.pdf>
- Harman, H. H., & Jones, W. H. (1966). Factor Analysis by Minimizing Residuals (Minres). *Psychometrika*, 31(3), 351–368. <https://doi.org/10.1007/BF02289468>
- Hernández Sampieri, R., Fernández Collado, C., & Baptista Lucio, M. P. (2014). Metodología de la investigación. *Mc Graw Hill*. https://api.periodico.jalisco.gob.mx/api/sites/periodicooficial.jalisco.gob.mx/files/metodologia_de_la_investigacion_-_roberto_hernandez_sampieri.pdf
- Hirt, E. R., Deppe, R. K., & Gordon, L. J. (1991). Self-Reported Versus Behavioral Self-Handicapping: Empirical Evidence for a Theoretical Distinction. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61(6), 981–991. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.61.6.981>
- Jensen, L. E., & Deemer, E. D. (2020a). Attachment style and self-handicapping: the mediating role of the imposter phenomenon. *Social Psychology of Education*, 23(5), 1259–1276. <https://doi.org/10.1007/s11218-020-09580-0>
- Jensen, L. E., & Deemer, E. D. (2020b). Attachment style and self-handicapping: the mediating role of the imposter phenomenon. *Social Psychology of Education*, 23(5), 1259–1276. <https://doi.org/10.1007/S11218-020-09580-0/METRICS>
- Jordan-Muñoz, F. M. (2021). Valor de corte de los índices de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. *Psocial*, 7(1), 66–71. https://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2422-619X2021000100066&lng=es&nrm=iso&tlng=es
- Kaur, M., & Singh, N. (2022). The Self-Handicapping Scale: Development And Validation In Indian Context. *Journal of Positive School Psychology*, 6(9), 234–243. <https://journalppw.com/index.php/jpsp/article/view/12078>
- Lai, K. (2021). Fit Difference Between Nonnested Models Given Categorical Data: Measures and Estimation. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 1–22. <https://doi.org/10.1080/10705511.2020.1763802>
- Leary, M. R., & Shepperd, J. A. (1986). Behavioral Self-Handicaps Versus Self-Reported Handicaps. A Conceptual Note. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1265–1268. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1265>
- Martin, A. J., Marsh, H. W., & Debus, R. L. (2001). Self-handicapping and defensive pessimism: Exploring a model of predictors and outcomes from a self-protection perspective. *Journal of Educational Psychology*, 93(1), 87–102. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.93.1.87>
- Midgley, C., & Urdan, T. (2001). Academic Self-Handicapping and Achievement Goals: A Further Examination. *Contemporary Educational Psychology*, 26(1), 61–75. <https://doi.org/10.1006/CEPS.2000.1041>
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 111–130. <https://doi.org/10.21500/20112084.857>
- Milovanović, A., Bjelogrić, A., & Jovičić, A. (2024). SHAALA-22: Construction and validation of the new academic self-handicapping scale. *Inovacije u Nastavi*, 37(2), 1–18. <https://doi.org/10.5937/INOVACIJE2402001M>

- Ministerio de Educación Formación Profesional y Deportes. (2023). *Datos y cifras. Curso escolar 2023-2024*. <https://www.educacionfpydeportes.gob.es/servicios-al-ciudadano/estadisticas/indicadores/datos-cifras.html>
- Navarro-Loli, J. S., & Dominguez-Lara, S. (2019). Psychometric properties of the Academic Situations Specific Perceived Self-efficacy Scale in Peruvian adolescents. *Psychology, Society and Education*, 11(1), 53–68. <https://doi.org/10.25115/PSYE.V11I1.1985>
- Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la C. y la C. (2020). *Informe CEPAL, OREALC y UNESCO: “La educación en tiempos de la pandemia de COVID-19” – UNESCO-IESALC*. <https://www.iesalc.unesco.org/2020/08/25/informe-cepal-y-unesco-la-educacion-en-tiempos-de-la-pandemia-de-covid-19/>
- Otzen, T., & Manterola, C. (2017). Técnicas de muestreo sobre una población a estudio. *Int. J. Morphol.*, 35(1), 227–232. <https://doi.org/10.4067/S0717-95022017000100037>
- Polit, D. F., & Beck, C. T. (2006). The content validity index: Are you sure you know what’s being reported? Critique and recommendations. *Research in Nursing and Health*, 29(5), 489–497. <https://doi.org/10.1002/NUR.20147;PAGE:STRING:ARTICLE/CHAPTER>
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71–90. <https://doi.org/10.1016/J.DR.2016.06.004>
- Putwain, D. W., Symes, W., & McCaldin, T. (2019). Teacher Use of Loss-Focused, Utility Value Messages, Prior to High-Stakes Examinations, and Their Appraisal by Students. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 37(2), 169–180. <https://doi.org/10.1177/0734282917724905>
- R. Pérez, E., & Medrano, L. A. (2010). Análisis factorial exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias Del Comportamiento (RACC)*, ISSN-e 1852-4206, Vol. 2, Nº. 1, 2010, Págs. 58-66, 2(1), 58–66. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3161108&info=resumen&idioma=ENG>
- Reidl-Martínez, L. M. (2013). Confiabilidad en la medición. *Investigación En Educación Médica*, 2(6), 107–111. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2007-50572013000200007&lng=es&nrm=iso&tlng=es
- Rhodewalt, F. (1994). Conceptions of Ability, Achievement Goals, and Individual Differences in Self-Handicapping Behavior: On the Application of Implicit Theories. *Journal of Personality*, 62(1), 67–85. <https://doi.org/10.1111/J.1467-6494.1994.TB00795.X>
- Rodríguez Canales, F. F., & Uriol Alva, A. del P. (2023). De la frustración recurrente al autosabotaje, un fenómeno psicosocial en la sociedad Peruana: From recurring frustration to self-sabotage, a psychosocial phenomenon in Peruvian society. *LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades*, 4(1), 1288-1298–1288–1298. <https://doi.org/10.56712/LATAM.V4I1.338>
- Rodríguez, M. M. (2023). Procrastinación en estudiantes universitarios: rol de la autoestima, creencias de autoeficacia y motivación de logro. *RECIE. Revista Electrónica Científica de Investigación Educativa*, 7, e1307–e1307. <https://doi.org/10.33010/RECIE.V7I0.1307>
- Schwinger, M., Wirthwein, L., Lemmer, G., & Steinmayr, R. (2014). Academic self-handicapping and achievement: A meta-analysis. *Journal of Educational Psychology*, 106(3), 744–761. <https://doi.org/10.1037/a0035832>
- Soto, C. M., & Segovia, J. L. (2009). INTERVALOS DE CONFIANZA ASIMÉTRICOS PARA EL ÍNDICE LA VALIDEZ DE CONTENIDO: UN PROGRAMA VISUAL BASIC PARA LA V DE AIKEN. *Anales de Psicología / Annals of Psychology*, 25(1), 169–171. <https://revistas.um.es/analesps/article/view/71631>
- Thompson, T., & Richardson, A. (2001). Self-handicapping status, claimed self-handicaps and reduced practice effort following success and failure feedback. *British Journal of Educational Psychology*, 71(1), 151–170. <https://doi.org/10.1348/000709901158442>
- Tice, D. M., & Baumeister, R. F. (1990). Self-Esteem, Self-Handicapping, and Self-Presentation: The Strategy of Inadequate Practice. *Journal of Personality*, 58(2), 443–464. <https://doi.org/10.1111/J.1467-6494.1990.TB00237.X>
- Torisu, E. M., & Viana, M. da C. V. (2023). Reflections on the use of self handicapping strategies in

- mathematics: literature review. *Caminhos Da Educação Matemática Em Revista (Online)*, 13(01), 181–191.
https://periodicos.ifs.edu.br/periodicos/caminhos_da_educacao_matematica/article/view/1538
- Török, L., Szabó, Z. P., & Tóth, L. (2018). A critical review of the literature on academic self-handicapping: theory, manifestations, prevention and measurement. *Social Psychology of Education*, 21(5), 1175–1202. <https://doi.org/https://doi.org/10.1007/s11218-018-9460-z>
- Valle, A. ., Núñez, J. C., Cabanach, R. G., Rodríguez, S., González-Pianda, J. A., & Rosario, P. (2007). Metas Académicas y Estrategias Motivacionales de Autoprotección. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 5, 617–632. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=293121946007>
- Ventura-León, J. (2022). De regreso a la validez basada en el contenido. *Adicciones*, 34(4), 323–326. <https://doi.org/10.20882/ADICCIONES.1213>
- Xia, Y., & Yang, Y. (2019). RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*, 51(1), 409–428. <https://doi.org/10.3758/S13428-018-1055-2/TABLES/4>
- Zamanzadeh, V., Ghahramanian, A., Rassouli, M., Abbaszadeh, A., Alavi-Majd, H., & Nikanfar, A.-R. (2015). Design and Implementation Content Validity Study: Development of an instrument for measuring Patient-Centered Communication. *Journal of Caring Sciences*, 4(2), 165. <https://doi.org/10.15171/JCS.2015.017>
- Zheng, L. R., Atherton, O. E., Trzesniewski, K., & Robins, R. W. (2020). Are self-esteem and academic achievement reciprocally related? Findings from a longitudinal study of Mexican-origin youth. *Journal of Personality*, 88(6), 1058–1074. <https://doi.org/10.1111/JOPY.12550>

ANEXOS

Anexo 1

Constancia del comité de ética



Lima, Ñaña, 05 de mayo de 2025

EL COMITÉ DE ÉTICA Y BIOÉTICA DE INVESTIGACIÓN DE LA FACULTAD DE
CIENCIAS DE LASALUD

CONSTA

Que el proyecto de investigación de **Camila Arely Castillo Bailón**, identificado con DNI No. **75485329**, **Vargas Catacora, Gina Massiel** identificada con DNI No. **71659197** y su asesor **Eddy Wildmar Aquize Anco** identificado (a) con DNI No. **70166720** con el título: **"Diseño y análisis de las propiedades psicométricas de una escala de auto sabotaje para estudiantes de secundaria de Juliaca, 2024"** fue evaluado y aprobado por el Comité de Ética y Bioética de Investigación de la Facultad de Ciencias de la Salud; considerando su calidad científica, bienestar de los participantes, y en conformidad con los estándares éticos establecidas en el Código de ética para la Investigación de la Universidad Peruana Unión (CoEIn - UPeU).

Para mantener la aprobación del Comité de Ética y Bioética, se tiene que cumplir con los siguientes requisitos:

1. Cada participante debe dar su consentimiento informado. Los menores de edad deben registrar su asentimiento informado bajo el consentimiento de uno de sus padres o tutores legales, en caso de trabajos prospectivos. En caso de trabajos retrospectivos, se debe contar con la carta de autorización de la institución para el uso de los datos, si no es de acceso público.

Los resultados de este proyecto puedan ser publicados con referencia a aprobación Número **2025-CEB-FCS – UPeU-016**

Fecha de aprobación: 2025-13-05
Fecha de expiración: 2026-03-04



Mgo. José Luis Yareta Yareta
Presidente
Comité de Ética y Bioética – FCS



Mg. Rita Cordova Soncco
Secretaria
Comité de Ética y Bioética - FCS

Villa Unión – Ñaña, altura Km. 19 de la Carretera Central, Lurigancho-CHOSICA, Lima 15,
Perú Teléfono (01) 618-6300 Fax: 6186339 Casilla 3564 Web: www.upeu.edu.pe
Email: universidadperuanaunion@upeu.edu.pe

Anexo 2

Escala de Autosabotaje Académico (EAA-16) (versión preliminar)

INSTRUCCIONES

A continuación, encontrarás una lista de ítems sobre las características del autosabotaje.
Marque con una X la opción con la que más te identifiques de acuerdo al enunciado.

NUNCA	CASI NUNCA	A VECES	CASI SIEMPRE	SIEMPRE
1	2	3	4	5

Recuerda que no hay respuestas buenas ni malas, sé honesto(a) en cada pregunta y asegúrate de no dejar casillas en blanco.

Nº	ÍTEMS	1	2	3	4	5
1	Prefiero no esforzarme en mis estudios porque generalmente no he tenido buenos resultados.					
2	Me demoro en realizar mis tareas porque tengo miedo de cometer errores como en el pasado.					
3	Cada fracaso que tuve en el colegio, me hace dudar de si lo haré bien más adelante.					
4	No tengo el interés de esforzarme en mis estudios, porque de todas formas nunca he sido buen estudiante.					
5	Prefiero no esforzarme, ya que otras personas en mi salón no lo hacen y obtienen la misma calificación que yo.					
6	Cuando tengo un problema, suelo enfocarme en cómo otras personas fallaron estando en la misma situación que yo, en vez de buscar soluciones.					
7	Cuando saco una mala nota solo recibo opiniones negativas de mis compañeros, lo que me desanima aún más a esforzarme.					
8	No me arriesgo a enfrentar nuevos desafíos en el colegio, ya que mis compañeros fracasaron al intentarlo.					
9	Aun cuando mis calificaciones puedan mejorar, no siento la necesidad de esforzarme porque estoy conforme con mi rendimiento escolar.					
10	No necesito organizar un horario para hacer tareas, ya que igual recibiré una mala nota.					
11	No importa si recibo una calificación baja, lo que importa es cumplir con la tarea.					
12	Prefiero no participar en actividades donde deba representar al colegio, pienso que es mejor que alguien más se encargue de eso.					
13	No me siento con suerte como para asumir nuevos retos en mi colegio.					
14	Evito hablar en exposiciones o en eventos escolares por miedo a cometer algún error.					
15	Si mi trabajo sale mal planeo culpar a mi falta de recursos o de tiempo, y así evitar las críticas.					
16	Antes de que me critiquen por mi mal desempeño en una actividad, prefiero decir que me siento mal emocionalmente.					

Anexo 3

Escala de Autosabotaje Académico (EAA-15) (versión final)

INSTRUCCIONES

A continuación, encontrarás una lista de ítems sobre las características del autosabotaje.

Marque con una X la opción con la que más te identifiques de acuerdo al enunciado.

NUNCA	CASI NUNCA	A VECES	CASI SIEMPRE	SIEMPRE
1	2	3	4	5

Recuerda que no hay respuestas buenas ni malas, sé honesto(a) en cada pregunta y asegúrate de no dejar casillas en blanco.

Nº	ÍTEMS	1	2	3	4	5
1	Prefiero no esforzarme en mis estudios porque generalmente no he tenido buenos resultados.					
2	Cada fracaso que tuve en el colegio, me hace dudar de si lo haré bien más adelante.					
3	No tengo el interés de esforzarme en mis estudios, porque de todas formas nunca he sido buen estudiante.					
4	Prefiero no esforzarme, ya que otras personas en mi salón no lo hacen y obtienen la misma calificación que yo.					
5	Cuando tengo un problema, suelo enfocarme en cómo otras personas fallaron estando en la misma situación que yo, en vez de buscar soluciones.					
6	Cuando saco una mala nota solo recibo opiniones negativas de mis compañeros, lo que me desanima aún más a esforzarme.					
7	No me arriesgo a enfrentar nuevos desafíos en el colegio, ya que mis compañeros fracasaron al intentarlo.					
8	Aun cuando mis calificaciones puedan mejorar, no siento la necesidad de esforzarme porque estoy conforme con mi rendimiento escolar.					
9	No necesito organizar un horario para hacer tareas, ya que igual recibiré una mala nota.					
10	No importa si recibo una calificación baja, lo que importa es cumplir con la tarea.					
11	Prefiero no participar en actividades donde deba representar al colegio, pienso que es mejor que alguien más se encargue de eso.					
12	No me siento con suerte como para asumir nuevos retos en mi colegio.					
13	Evito hablar en exposiciones o en eventos escolares por miedo a cometer algún error.					
14	Si mi trabajo sale mal planeo culpar a mi falta de recursos o de tiempo, y así evitar las críticas.					
15	Antes de que me critiquen por mi mal desempeño en una actividad, prefiero decir que me siento mal emocionalmente.					

Anexo 4

Escala de Autoeficacia Académico (EAPSA)

ESCALA DE AUTOEFICACIA PERCIBIDA ESPECÍFICA DE SITUACIONES ACADÉMICAS (EAPSA)

A continuación, encontrarás una lista de ítems sobre las características de la autoeficacia académica. **Marque con una X** la opción con la que más te identifiques de acuerdo al enunciado.

NUNCA	ALGUNAS VECES	BASTANTES VECES	SIEMPRE
1	2	3	4

Recuerda que no hay respuestas buenas ni malas, sé honesto(a) en cada pregunta y asegúrate de no dejar casillas en blanco.

Nº	ÍTEMES	1	2	3	4
1	Me considero lo suficientemente capacitado para enfrentarme con éxito a cualquier tarea académica.				
2	Tengo la convicción que puedo obtener excelentes notas en las pruebas.				
3	Me da igual que los profesores(as) sean exigentes y duros(as), ya que confío en mi propia capacidad académica.				
4	Creo que soy una persona bastante capacitada y competente en mi vida académica.				
5	Si me lo propongo, creo que tengo la suficiente capacidad para obtener un buen expediente académico.				
6	Pienso que puedo pasar un semestre con bastante facilidad, e incluso con muy buenas notas.				
7	Creo que estoy preparado(a) y bastante capacitado(a) para conseguir muchos éxitos académicos.				

Anexo 5

Consentimiento informado

Consentimiento Informado

Escala de autosabotaje

Hola, nuestros nombres son Camila Arely Castillo Bailón y Gina Massiel Vargas Catacora, estudiantes de la Escuela Profesional de Psicología de la Universidad Peruana Unión de la filial Juliaca. Este cuestionario tiene como propósito diseñar y analizar las propiedades psicométricas de una escala de autosabotaje en estudiantes de secundaria de Juliaca. Dicha información nos ayudará a realizar nuestra investigación sobre las estrategias que un individuo utiliza a menudo por miedo al fracaso, inseguridad, evitar tomar riesgos, etc. lo que en ocasiones resulta conflictivo para conseguir el éxito. Su participación es totalmente voluntaria y no será obligatoria llenar dicha encuesta si es que no lo desea. Si decide participar en este estudio, por favor responda el cuestionario, así mismo, puede dejar de llenar el cuestionario en cualquier momento, si así lo decide.

Cualquier duda o consulta que usted tenga posteriormente puede escribirme a los siguientes correos electrónicos: camilacastillo@upeu.edu.pe, gina.vargas@upeu.edu.pe o a los respectivos números telefónicos: 933 123 622 o 965 836 254.

He leído los párrafos anteriores y reconozco que al llenar y entregar este cuestionario estoy dando mi consentimiento para participar en este estudio.

Anexo 6

Asentimiento informado

Asentimiento Informado

Diseño y análisis de las propiedades psicométricas de una escala de autosabotaje para estudiantes de secundaria de Juliaca, 2024

El objetivo del estudio es diseñar y analizar las propiedades psicométricas de una escala de autosabotaje en estudiantes de secundaria de Juliaca, para lo cual se realizará la recolección de datos que luego será analizado en un programa estadístico manteniendo en todo momento el anonimato de los participantes del estudio.

Hola, nuestros nombres son Camila Arely Castillo Bailón y Gina Massiel Vargas Catacora, somos investigadoras de la Escuela Profesional de Psicología de la Facultad de Ciencias de la Salud de la Universidad Peruana Unión de la filial Juliaca. Se está realizando un estudio para conocer las estrategias que un individuo utiliza a menudo por miedo al fracaso, inseguridad, evitar tomar riesgos, etc. lo que en ocasiones resulta conflictivo para conseguir el éxito y para ello queremos pedirte que nos apoyes.

Tu participación en el estudio consistiría en responder de forma honesta marcando con una X de acuerdo a los enunciados y alternativas presentadas.

Tu participación en el estudio es voluntaria, es decir, aun cuando tu papá o mamá hayan dicho que puedes participar, si tú no quieres hacerlo puedes decir que no. Es tu decisión si participas o no en el estudio. También es importante que sepas que, si en un momento dado ya no quieres continuar en el estudio, no habrá ningún problema, o si no quieres responder a alguna pregunta en particular, tampoco habrá problema.

Toda la información que nos proporciones y las mediciones que realicemos nos ayudarán a poder diseñar y analizar las propiedades psicométricas de nuestra escala de autosabotaje.

Esta información será confidencial. Esto quiere decir que no diremos a nadie tus respuestas (O RESULTADOS DE MEDICIONES), sólo lo sabrán las personas que forman parte del equipo de este estudio.

Si aceptas participar, te pido que por favor pongas una X en el cuadrado de abajo que dice "Sí quiero participar" y escribe tu nombre.

Si no quieres participar, no pongas ninguna X, ni escribas tu nombre.

☐

Sí quiero participar

Nombre: _____

Nombre y firma de la persona que obtiene el asentimiento:

Fecha: _____ de _____ del 2024

Anexo 7**Autorizaciones del colegio****ESCUELA PROFESIONAL
DE PSICOLOGÍA**

“Año de la recuperación y consolidación de la economía peruana”.

Juliaca, Villa Chullunquiani, 19 mayo de 2025

CARTA N° 0211-2025/UPeU –FCS-EP-P

Lic. Marcos E. Añari Huarachi

Director de la Gran Unidad Escolar José Antonio Encinas

**Asunto: Solicitud de aplicación de instrumento**

De mi especial consideración:

Esgrato dirigirme a Usted, para extenderle cordiales saludos a nombre de la Escuela Profesional de Psicología de la Facultad Ciencias de la Salud de la Universidad Peruana Unión–Campus Juliaca, el cual tengo el honor de representar, deseándole éxitos y bendiciones en la labor que desempeña.

El motivo de la presente tiene como finalidad presentar a nuestros bachilleres quiénes están realizando investigación titulada: “Diseño y análisis de las propiedades psicométricas de una escala de autosabotaje para estudiantes de secundaria de Juliaca, 2024”, a continuación, detallo lista:

NOMBRES Y APELLIDOS	DNI
Camila Arely Castillo Bailón	75485329
Gina Massiel Vargas Catacora	71659197

Por tal motivo, se solicita el permiso respectivo y las facilidades del caso para ejecutar la aplicación del instrumento de manera presencial, durante el mes de mayo del presente, a los Estudiantes de 4to y 5to año del nivel secundario (todas las secciones) de la institución que usted representa, requisito para la ejecución del Proyecto de Tesis dirigido bajo la asesoría del Mg. Eddy Aquize Anco.

Agradezco desde ya por el apoyo que se brinde a nuestros estudiantes con la investigación a realizarse y al mismo tiempo aprovecho la oportunidad para desearle una jornada laboral amena y exitosa.

Atentamente,




Dra. Aida Chelita Santillán Mejía
Directora de la EP de Psicología
UPeU Juliaca

Anexo 8

Validaciones por juicio de expertos

10	No necesito organizar un horario para hacer tareas, ya que igual recibiré una mala nota.	0	1	2	☒	0	1	2	☒	0	1	2	☒	Considero que a pesar que el ítem representa la dimensión, en base a su redacción es muy absoluto.
11	No importa si recibo una calificación baja, lo que importa es cumplir con la tarea.	0	1	2	☒	0	1	2	☒	0	1	2	☒	
12	Prefiero no participar en actividades donde deba representar al colegio, pienso que es mejor que alguien más se encargue de eso.	0	1	2	☒	0	1	2	☒	0	1	2	☒	
13	No me siento con suerte como para asumir nuevos retos en mi colegio.	0	1	2	☒	0	1	☒	3	0	1	2	☒	
14	Evito hablar en exposiciones o en eventos escolares por miedo a cometer algún error.	0	1	2	☒	0	1	2	☒	0	1	2	☒	
15	Si mi trabajo sale mal planeo culpar a mi falta de recursos o de tiempo, y así evitar las críticas.	0	1	2	☒	0	1	2	☒	0	1	2	☒	
16	Antes de que me critiquen por mi mal desempeño en una actividad, prefiero decir que me siento mal emocionalmente.	0	1	2	☒	0	1	2	☒	0	1	2	☒	

Las alternativas de respuesta en la escala van del 1 al 5 y tiene las siguientes expresiones

1 2 3 4 5
Nunca Casi Nunca A veces Casi siempre Siempre

Firma del Juez Experto

Emanuel Apaza Calla
PSICOLOGO
C. P. S. P. 62801

10	No necesito organizar un horario para hacer tareas, ya que igual recibiré una mala nota.	0	1	2	☒	0	1	2	☒	0	1	2	3	<i>Quizá mas puntual a no hago horario por eso pienso que la nota sea mala igual</i>
11	No importa si recibo una calificación baja, lo que importa es cumplir con la tarea.	0	1	2	☒	0	1	2	☒	0	1	2	☒	
12	Prefiero no participar en actividades donde deba representar al colegio, pienso que es mejor que alguien más se encargue de eso.	0	1	☒	3	0	1	☒	3	0	1	☒	3	
13	No me siento con suerte como para asumir nuevos retos en mi colegio.	0	1	2	☒	0	1	2	☒	0	1	2	☒	
14	Evito hablar en exposiciones o en eventos escolares por miedo a cometer algún error.	0	1	2	☒	0	1	☒	3	0	1	☒	3	
15	Si mi trabajo sale mal planeo culpar a mi falta de recursos o de tiempo, y así evitar las críticas.	0	1	☒	3	0	1	☒	3	0	☒	2	3	<i>No represente autoabnegación.</i>
16	Antes de que me critiquen por mi mal desempeño en una actividad, prefiero decir que me siento mal emocionalmente.	0	1	2	☒	0	1	2	☒	0	1	2	☒	

Las alternativas de respuesta en la escala van del 1 al 5 y tiene las siguientes expresiones

1 2 3 4 5
Nunca Casi Nunca A veces Casi siempre Siempre

Firma del Juez Experto

Gina Massiel Vargas Catacora
Psicóloga
C. P. S. P. 59115

Camila Arely Castillo Bailón, Gina Massiel Vargas Catacora / EP. Psicología

10	No necesito organizar un horario para hacer tareas, ya que igual recibiré una mala nota.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
11	No importa si recibo una calificación baja, lo que importa es cumplir con la tarea.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
12	Prefiero no participar en actividades donde deba representar al colegio, pienso que es mejor que alguien más se encargue de eso.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
13	No me siento con suerte como para asumir nuevos retos en mi colegio.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
14	Evito hablar en exposiciones o en eventos escolares por miedo a cometer algún error.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
15	Si mi trabajo sale mal planeo culpar a mi falta de recursos o de tiempo, y así evitar las críticas.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
16	Antes de que me critiquen por mi mal desempeño en una actividad, prefiero decir que me siento mal emocionalmente.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3

Las alternativas de respuesta en la escala van del 1 al 5 y tiene las siguientes expresiones

1 2 3 4 5
Nunca Casi Nunca A veces Casi siempre Siempre

Firma del Juez Experto

Mg. Diego Aldair Cuello Yurpo
PSICOLOGO
C.Ps.P. 44972

10	No necesito organizar un horario para hacer tareas, ya que igual recibiré una mala nota.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
11	No importa si recibo una calificación baja, lo que importa es cumplir con la tarea.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
12	Prefiero no participar en actividades donde deba representar al colegio, pienso que es mejor que alguien más se encargue de eso.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
13	No me siento con suerte como para asumir nuevos retos en mi colegio.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
14	Evito hablar en exposiciones o en eventos escolares por miedo a cometer algún error.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
15	Si mi trabajo sale mal planeo culpar a mi falta de recursos o de tiempo, y así evitar las críticas.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
16	Antes de que me critiquen por mi mal desempeño en una actividad, prefiero decir que me siento mal emocionalmente.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3

Las alternativas de respuesta en la escala van del 1 al 5 y tiene las siguientes expresiones

1 2 3 4 5
Nunca Casi Nunca A veces Casi siempre Siempre

Firma del Juez Experto

56698

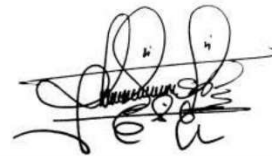
Camila Arely Castillo Bailón, Gina Massiel Vargas Catacora / EP. Psicología

10	No necesito organizar un horario para hacer tareas, ya que igual recibiré una mala nota.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
11	No importa si recibo una calificación baja, lo que importa es cumplir con la tarea.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
12	Prefiero no participar en actividades donde deba representar al colegio, pienso que es mejor que alguien más se encargue de eso.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
13	No me siento con suerte como para asumir nuevos retos en mi colegio.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
14	Evito hablar en exposiciones o en eventos escolares por miedo a cometer algún error.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
15	Si mi trabajo sale mal planeo culpar a mi falta de recursos o de tiempo, y así evitar las críticas.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
16	Antes de que me critiquen por mi mal desempeño en una actividad, prefiero decir que me siento mal emocionalmente.	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3

Las alternativas de respuesta en la escala van del 1 al 5 y tiene las siguientes expresiones

1 2 3 4 5
Nunca Casi Nunca A veces Casi siempre Siempre

Firma del Juez Experto



Anexo 9

Características del autosabotaje

Descripción	Autores
Creación de obstáculos que impiden la realización exitosa de una tarea. Exteriorizar las causas que conducen al posible fracaso para preservar la autoestima. Aumento de la percepción de la propia competencia si el éxito se produce a pesar de los obstáculos.	(Berglas & Jones, 1978)
Atribuir el fracaso a causas específicas y controlables minimizando su impacto en la autoestima. Atribuir el éxito a las habilidades personales para superar obstáculos y reforzar la confianza.	(Török et al., 2018)
Posponer con anticipación la ejecución de tareas señalando algún inconveniente. Mecanismo que impide que los resultados negativos se vinculen a la falta de capacidad.	(Arkin y Baumgardner, 1985, como se citó en Boruchovitch et al., 2022; Török et al., 2018)
Influye de forma desfavorable en la sensación de logro. Está asociado a hábitos negativos de trabajo. Afecta la habilidad de afrontamiento del adolescente. Afecta a la adaptación psicosocial de los adolescentes.	(Elliot & Church, 2003; Midgley & Urdan, 2001)
Está asociado a niveles altos de ansiedad frente a tareas. Está asociado con la disminución de la percepción de control.	(Putwain et al., 2019)
Repercute en el ausentismo en el ámbito académico. Repercute en la desconexión de la institución educativa. Repercute en el rendimiento académico.	(De Castella et al., 2013)
Determinar que un obstáculo es el desencadenante que impide el éxito. Accede a asignar la causa de la baja productividad al impedimento. Elección de circunstancias que implican una disminución estratégica del desempeño.	(Berglas & Jones, 1978; Martin et al., 2001; Tice & Baumeister, 1990)
Comportamientos evidenciados antes de comprometerse en tareas de logro con una finalidad particular de autoprotección.	(Valle et al., 2007)
Implica mencionar problemas reales o inventados, como una enfermedad o lesión, antes de hacer algo, para justificar un posible fracaso o para hacer que un éxito se sienta aún mejor para uno mismo.	(Hirt et al., 1991)
Incluye procrastinar, afirmar una enfermedad o ansiedad ante los exámenes y abstenerse de esforzarse. Consiste en acciones que ocurren antes o al mismo tiempo que la tarea de logro, no después de que la tarea haya ocurrido.	(Midgley & Urdan, 2001)
Incluye generar inhibiciones/obstáculos al desempeño para mejorar o asegurar las potencialidades percibidas.	(Berglas & Jones, 1978)
Incluye generar obstrucciones para el desempeño auspicioso de tareas que el alumno considera prominentes.	(Covington, 1992; Rhodewalt, 1994; Tice & Baumeister, 1990)
Implica la reducción del esfuerzo dedicado a las actividades académicas. Implica posponer el estudio o dedicar menos tiempo al estudio. Implica la asignación de los fracasos a razones externas en lugar de a sus propias capacidades o habilidades.	(Cavendish, 2005, como se citó en Boruchovitch et al., 2022)