

Propiedades psicométricas de la escala breve trifactorial de divagación mental en estudiantes universitarios peruanos

Psychometric properties of the brief three-factor mind wandering Scale in peruvian university students

Camila Anais Sarmiento Mamani^{1a}, Gilber Chura-Quispe^{2b}, Edwin Gustavo Estrada-Araoz^{3c*}, Glenda Rosario Vilca Coronado^{4a}, Julio Verne Valencia Valencia^{5a}, Ángel Deroncel-Acosta^{6d}

RESUMEN

Introducción: La divagación mental es un fenómeno cognitivo frecuente, asociado a dificultades atencionales y de control ejecutivo, que afectan el rendimiento académico. No obstante, en el contexto peruano su evaluación se ve limitada por la escasez de instrumentos psicométricos culturalmente adaptados. **Objetivo:** Determinar las propiedades psicométricas de la Escala Breve Trifactorial de Divagación Mental (BMW-3) en estudiantes peruanos de educación superior. **Métodos:** Se realizó un estudio cuantitativo de tipo instrumental, con diseño transversal. Participaron 303 estudiantes de una Escuela Superior Tecnológica de Tacna, elegidos mediante muestreo no probabilístico con aproximación censal. La evidencia de validez de contenido se evaluó mediante el juicio de expertos, utilizando el coeficiente V de Aiken; la evidencia de validez estructural, mediante análisis factorial confirmatorio; y la consistencia interna, mediante los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald. **Resultados:** La evaluación por expertos evidenció

valores óptimos de evidencias de validez de contenido en todos los ítems (V de Aiken = 1,00). El análisis factorial confirmatorio confirmó la estructura trifactorial original de 12 ítems, con índices de ajuste incremental adecuados (CFI = 0,993; TLI/NNFI = 0,991), RMSEA aceptable (0,080) y un SRMR aceptable (0,059). La confiabilidad global fue alta (α = 0,901; ω = 0,905). A nivel dimensional, las subescalas de divagación mental, tanto intencional como no intencional, mostraron consistencias satisfactorias, mientras que la metacognición presentó valores moderados, acordes con su carácter breve. **Conclusiones:** La Escala Breve Trifactorial de Divagación Mental (BMW-3) presenta propiedades psicométricas adecuadas para su uso con estudiantes peruanos de educación superior, lo que la convierte en una herramienta válida y confiable para evaluar la divagación mental en contextos educativos.

Palabras clave: Salud mental, psicología, procesos mentales, atención, psicometría

SUMMARY

Introduction: Mind wandering is a frequent cognitive phenomenon associated with attentional and executive control difficulties that negatively affect academic performance. However, in the Peruvian context, its assessment is limited by the scarcity of culturally adapted psychometric instruments. **Objective:** To determine the psychometric properties of the Brief Three-Factor Mind

ORCID:

¹ [0009-0004-4513-3744](https://orcid.org/0009-0004-4513-3744)

² [0000-0002-3467-2695](https://orcid.org/0000-0002-3467-2695)

³ [0000-0003-4159-934X](https://orcid.org/0000-0003-4159-934X)

⁴ [0000-0003-0551-7722](https://orcid.org/0000-0003-0551-7722)

⁵ [0000-0001-5804-0388](https://orcid.org/0000-0001-5804-0388)

⁶ [0000-0002-0413-014X](https://orcid.org/0000-0002-0413-014X)

*Autor de correspondencia: Edwin Gustavo Estrada-Araoz. E-mail: gestrada@unamad.edu.pe

Recibido: 12 de febrero 2026

Aceptado: 6 de marzo 2026

^a Universidad Privada de Tacna, Perú.

^b Escuela de Posgrado Newman, Perú.

^c Universidad Nacional Amazónica de Madre de Dios, Perú.

^d Universidad San Ignacio de Loyola, Perú.

Wandering Scale (BMW-3) in Peruvian higher-education students. Methods: A quantitative instrumental study with a cross-sectional design was conducted. A total of 303 students from a Higher Technical School in Tacna participated, selected using non-probabilistic sampling with a census approximation. Evidence of content validity was assessed by expert judgement, using Aiken's V coefficient; evidence of structural validity was assessed by confirmatory factor analysis; and internal consistency was assessed using Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients. Results: The expert evaluation showed optimal evidence of content validity values for all items (Aiken's V = 1.00). Confirmatory factor analysis confirmed the original three-factor structure of 12 items, with adequate incremental fit indices (CFI = 0.993; TLI/NNFI = 0.991), acceptable RMSEA (0.080), and acceptable SRMR (0.059). Overall reliability was high ($\alpha = 0.901$; $\omega = 0.905$). At the dimensional level, the unintentional and intentional mind-wandering subscales showed satisfactory consistency, whereas metaconsciousness showed moderate consistency, consistent with its brief nature. Conclusions: The Brief Three-Factor Mind Wandering Scale (BMW-3) demonstrates adequate psychometric properties for use among Peruvian higher-education students and constitutes a valid and reliable tool for assessing mind wandering in educational contexts.

Keywords: Mental health, psychology, mental processes, attention, psychometrics

INTRODUCCIÓN

En los últimos años, el interés por comprender la atención ha llevado a observar con mayor detalle lo que ocurre cuando la mente deja de seguir de forma continua la actividad en curso. En esas situaciones, los pensamientos pueden apartarse del momento presente y orientarse hacia contenidos internos que no guardan relación directa con la tarea. Este fenómeno, denominado divagación mental, puede presentarse sin intención explícita o adoptarse deliberadamente, y su expresión varía según el contenido del pensamiento, su relación con la tarea y el grado de control voluntario ejercido sobre el episodio (1). En consecuencia, la divagación mental no se presenta de una única forma, sino que puede adoptar distintas expresiones a lo largo del tiempo.

Se ha señalado que la divagación mental es frecuente durante la vigilia y se asocia con consecuencias que exceden el ámbito

estrictamente cognitivo (2,3). Específicamente, se han observado relaciones entre una mayor frecuencia de divagación, la sensación de soledad y el malestar psicológico, así como la caracterización de la divagación como una distracción atencional interna que reduce los recursos disponibles para el procesamiento activo de la información. En el contexto de la educación superior, esta desconexión interna se ha vinculado con dificultades para mantener la atención y comprender los contenidos durante actividades de aprendizaje prolongadas (4).

Un aspecto relevante del constructo es la distinción entre la divagación mental como rasgo y como estado (5). En el primer caso, se alude a una tendencia relativamente estable del individuo a desconectarse de la tarea, mientras que en el segundo, a episodios situacionales que emergen en condiciones específicas. En la educación superior, esta diferenciación permite comprender por qué las demandas atencionales no afectan de la misma manera a todos los estudiantes.

La evidencia empírica internacional ha documentado asociaciones entre la divagación mental y un desempeño más bajo en tareas que requieren control ejecutivo y atención selectiva (6). Estos efectos se observan con mayor claridad en actividades que requieren supervisión continua del foco atencional, en las que la interrupción del procesamiento sostenido interfiere con la ejecución eficiente de la tarea. Asimismo, se han reportado dificultades en los procesos de memoria, en particular en la codificación de información relevante, cuando los episodios de divagación son frecuentes (7).

En el plano socioemocional, la divagación mental se ha asociado con indicadores de malestar psicológico y aislamiento subjetivo (2). De manera específica, la expresión no intencional se ha relacionado con síntomas depresivos y dificultades en la regulación emocional, lo que sugiere que este tipo de desconexión atencional puede intensificar las experiencias emocionales negativas en contextos académicos exigentes (8). Desde etapas educativas tempranas, se ha observado que un incremento en la frecuencia de episodios de divagación se asocia con un menor

aprendizaje y un peor rendimiento en tareas de memoria, lo que indica que su impacto puede manifestarse a lo largo del desarrollo (9).

En el contexto peruano, la preocupación por las dificultades atencionales y su relación con el rendimiento académico ha aumentado en los últimos años. Al respecto, se ha descrito que la ansiedad, el estrés y la desmotivación en los estudiantes se asocian con limitaciones en la memoria de trabajo, la atención sostenida y la concentración, con repercusiones directas en la calidad del aprendizaje y en la comprensión de los contenidos académicos (10). Estas limitaciones afectan procesos cognitivos básicos necesarios para la adquisición de aprendizajes complejos.

Asimismo, el monitoreo de la atención y de los procesos vinculados con la memoria de trabajo se ha relacionado con la comprensión lectora y la integración de la información; cuando estos procesos fallan, se ve comprometida la construcción del conocimiento (11). Sin embargo, en el país persisten limitaciones en la disponibilidad de instrumentos psicométricos adaptados que permitan evaluar procesos atencionales con suficiente precisión, lo que restringe tanto la investigación como la evaluación aplicada en contextos educativos.

En Perú se ha reportado evidencia inicial de fiabilidad y evidencias de validez de una versión breve de la *Mindful Attention Awareness Scale* en estudiantes universitarios (12). Este antecedente refleja el interés por evaluar procesos atencionales en el país, aunque también muestra que los instrumentos disponibles se han centrado en constructos relacionados, como la atención plena, sin abordar específicamente la divagación mental y sus distintas manifestaciones. A nivel internacional, la medición de la divagación mental se ha abordado mediante instrumentos con diversas estructuras psicométricas. En España, se ha validado una versión revisada de la *Mind Excessively Wandering Scale* que propone una estructura bifactorial, así como un modelo unidimensional aplicado a contextos específicos de Educación Física (13,14). Mientras que en Alemania se han desarrollado instrumentos que

diferencian la divagación mental como estado y como rasgo, distinguiendo, además, entre expresiones deliberadas y espontáneas, lo que ha permitido ampliar su medición en situaciones asociadas al uso de tecnologías (15).

En Sudamérica, se han realizado adaptaciones al portugués brasileño del *Mind Wandering Questionnaire*, así como validaciones de la *Mind Excessively Wandering Scale* (MEWS) en población brasileña, ambas con índices elevados de consistencia interna (16,17). A pesar de estos avances, una parte importante de las escalas disponibles se ha centrado en estructuras unidimensionales o en aproximaciones parciales al fenómeno, lo que limita la evaluación simultánea de las distintas facetas de la divagación mental.

La evaluación de la divagación mental desde un enfoque trifactorial distingue entre episodios que ocurren sin control voluntario, aquellos que son adoptados de manera deliberada y la capacidad de advertir conscientemente dicho desvío atencional (8). Esta diferenciación permite examinar la experiencia de divagar considerando no solo la frecuencia del fenómeno, sino también su intencionalidad y el grado de conciencia que el estudiante tiene sobre su propia desconexión durante la actividad académica. En la educación superior, la pérdida de atención puede responder a procesos distintos y presentar implicancias diferenciadas para el aprendizaje y la autorregulación.

En el Perú, los antecedentes empíricos centrados específicamente en la divagación mental son todavía escasos y se concentran en variables relacionadas, como la atención plena (12) o los distractores cognitivos (18). A ello se suma que el desarrollo y uso de pruebas psicológicas en el país ha sido señalado como un ámbito con limitaciones técnicas, asociadas a la formación psicométrica y a la adopción de estándares internacionales de investigación (19), así como a la modernización de los procesos de medición (20). Estas limitaciones evidencian la necesidad de contar con instrumentos psicométricos breves y adaptados que permitan evaluar la divagación mental de manera diferenciada en el contexto educativo.

Ante este panorama, el objetivo de la presente investigación fue determinar las propiedades psicométricas de la Escala Breve Trifactorial de Divagación Mental (BMW-3) en estudiantes peruanos de educación superior.

MATERIALES Y MÉTODOS

Método

El estudio fue de tipo instrumental, orientado a la traducción y a la evaluación de las propiedades psicométricas de una escala de medición, con énfasis en el análisis de su evidencia de validez y confiabilidad en un contexto específico (21). Se empleó un diseño no experimental, de corte transversal y de nivel descriptivo, dado que la información se recogió en un único momento y el objetivo se centró en examinar el comportamiento psicométrico del instrumento, sin manipular variables ni intervenir en los participantes (22).

La muestra estuvo conformada por 303 estudiantes de una Escuela Superior Tecnológica de la ciudad de Tacna. El estudio se realizó mediante muestreo no probabilístico con aproximación censal, ya que se invitó a todos los estudiantes de la población presentes al momento de la aplicación. El 76,6% fueron varones y el 23,4% mujeres, con una edad promedio de 19,9 años ($DE = 2,54$). La mayoría se declaró soltero (81,8%) y perteneciente al estrato socioeconómico medio (65,7%). Respecto a las especialidades, la mayor proporción correspondió a Arquitectura de Plataformas y Servicios de Tecnologías de la Información (35,6%), seguida de Mecánica Automotriz (24,1%) y de Contabilidad (16,5%). En cuanto al año académico, el 35% cursaba el primer año, el 25,4% el segundo y el 39,6% el tercero. La afiliación religiosa predominante fue la católica (59,7%).

Instrumentos

Se utilizó la Escala Breve Trifactorial de Divagación Mental (BMW-3), un instrumento diseñado para evaluar la tendencia a la desconexión atencional desde un enfoque multidimensional, que considera tanto procesos automáticos como

deliberados y de monitoreo cognitivo (8). La escala está compuesta por 12 ítems distribuidos en tres dimensiones: divagación mental no intencional, divagación mental intencional y metaconciencia, con cuatro ítems por factor. Las respuestas se registran mediante una escala tipo Likert de cinco puntos, que va de 0 (totalmente en desacuerdo) a 4 (totalmente de acuerdo), lo que permite estimar la frecuencia e intensidad de los episodios de divagación mental percibidos por los participantes. En su versión original, el instrumento presentó adecuados niveles de consistencia interna ($\alpha = 0,73-0,83$) y una estructura trifactorial confirmada mediante análisis factorial confirmatorio, con índices de ajuste satisfactorios tanto en la versión en inglés como en la versión en alemán ($CFI = 0,92-0,96$; $RMSEA = 0,05-0,08$), además de una estabilidad temporal aceptable en evaluaciones test-retest ($0,41-0,73$).

En una fase preliminar, la Escala Breve Trifactorial de Divagación Mental (BMW-3) fue adaptada al español a partir de su versión original, siguiendo recomendaciones internacionales sobre traducción y adecuación lingüística de instrumentos de autoinforme (23). La traducción fue realizada de manera independiente por dos traductores bilingües cuya lengua materna era el español. Posteriormente, ambas versiones fueron comparadas y consensuadas, resolviéndose las discrepancias hasta obtener una versión preliminar en español que preservara la equivalencia semántica y conceptual de los ítems (24). Esta versión fue revisada por un grupo de especialistas con experiencia en evaluación psicométrica, quienes sugirieron ajustes lingüísticos menores orientados a mejorar la claridad y la adecuación del instrumento al contexto educativo peruano, manteniéndose la estructura y el formato de respuesta del cuestionario original.

Después, se evaluaron las evidencias de validez de contenido mediante el juicio de expertos. Para ello, participaron cinco especialistas con grado de maestría, al menos cinco años de experiencia y al menos haber sido asesores o asesoras de tres tesis, quienes valoraron cada ítem en función de su claridad, pertinencia y relevancia mediante una escala dicotómica (Sí = 1 y No = 0) para medir el constructo. A partir de esta evaluación, se

calculó el coeficiente V de Aiken para cada ítem y se reportó el intervalo de confianza al 95 %, por lo que no fue necesario realizar modificaciones ni eliminar reactivos, ya que todos los ítems alcanzaron valores óptimos. Posteriormente, el instrumento se aplicó a estudiantes de una Escuela Superior Tecnológica de Tacna. La participación fue voluntaria y se obtuvo el consentimiento informado mediante un formulario digital previo a la aplicación. La escala se administró de manera virtual durante el horario regular de clases y el tiempo estimado de respuesta fue de aproximadamente 10 a 15 minutos. Finalizada la recolección de datos, las respuestas se exportaron, codificaron y organizaron para su análisis estadístico.

Análisis de datos

Los datos recolectados fueron organizados, codificados y analizados utilizando Microsoft Excel y los paquetes estadísticos SPSS (versión 26) y Jamovi. En una primera etapa, se realizaron análisis descriptivos de los ítems mediante el cálculo de medidas de tendencia central y dispersión, así como de los coeficientes de asimetría y curtosis, con el propósito de examinar el comportamiento distribucional de las respuestas. La evidencia de validez basada en el contenido se obtuvo mediante jueces expertos y se estimó mediante el coeficiente V de Aiken y el intervalo de confianza del 95 % con el método score (25) en el que se esperaban puntuaciones por encima de 0,70, a partir de las valoraciones de cinco jueces expertos, quienes consideraron criterios de claridad, pertinencia y relevancia de cada ítem.

Posteriormente, se evaluó el funcionamiento de los ítems mediante el análisis de índices de homogeneidad corregida, comunalidades y estadísticos descriptivos, con el fin de determinar su contribución a cada una de las dimensiones del instrumento. La evidencia de validez de la estructura interna se examinó mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC), en el que se contrastó el modelo trifactorial propuesto para la escala (26). Para la estimación del modelo se consideraron índices de ajuste absoluto e incremental, incluyendo χ^2/gl , CFI

(índice de ajuste comparativo), TLI (índice de ajuste de Tucker-Lewis) y NNFI (índice no normado de Bentler-Bonett) ($\geq 0,90$), RMSEA (error cuadrático medio de aproximación) ($\leq 0,08$) y SRMR (error cuadrático medio de aproximación) ($\leq 0,06$), los cuales se interpretaron de acuerdo con los criterios psicométricos vigentes (27). Finalmente, la confiabilidad interna del instrumento se evaluó mediante los coeficientes alfa de Cronbach (α) y omega de McDonald (ω), tanto para la escala total como para cada una de sus dimensiones, considerando valores aceptables iguales o superiores a 0,70.

Aspectos éticos

El estudio se realizó de acuerdo con los principios éticos establecidos en la Declaración de Helsinki para la investigación con seres humanos y se registró ante el comité de ética con el código 005-2025-CEIEPN. Se garantizaron la confidencialidad y el anonimato de la información recolectada. Antes de la aplicación del instrumento, todos los participantes otorgaron su consentimiento informado, en el que se explicaron el propósito del estudio, el carácter voluntario de la participación y el derecho a retirarse en cualquier momento sin consecuencias.

RESULTADOS

En el Cuadro 1 se presenta la formulación original en inglés de los ítems de la Escala Breve Trifactorial de Divagación Mental (BMW-3), junto con la versión adaptada al español utilizada en el presente estudio.

La evidencia de validez de contenido se evaluó mediante el coeficiente V de Aiken, considerando los criterios de pertinencia, relevancia y claridad. Los resultados mostraron valores de $V = 1,00$ en los 12 ítems evaluados, tanto a nivel de cada criterio como a nivel global (Cuadro 2). Además, debido a la escasa variabilidad, se evidenciaron intervalos de confianza al 95 % [0,53 – 1]. Este análisis se realizó con la participación de cinco

Cuadro 1. Ítems de la Escala Breve Trifactorial de Divagación Mental (BMW-3) en inglés y español

Código	Inglés	Español
EDM1	While listening to a presentation, my thoughts start to trail off unintentionally.	Mientras escucho una presentación, mis pensamientos comienzan a divagar sin querer.
EDM2	When watching TV, other things inadvertently cross my mind.	Cuando miro televisión, pienso en otras cosas inadvertidamente.
EDM3	I am often absent-minded.	Estoy distraído a menudo.
EDM4	When I am engaged in an activity, my thoughts wander to other things all by themselves.	Cuando estoy comprometido con una actividad, mis pensamientos divagan por su cuenta hacia otras ideas.
EDM5	I make my thoughts wander so that time passes faster.	Hago que mis pensamientos divaguen para que el tiempo pase más rápido.
EDM6	I deliberately allow my mind to wander to escape the daily grind.	Permito que mi mente divague deliberadamente para escapar de la rutina diaria.
EDM7	I distract myself in monotonous situations by letting my thoughts run free.	Me distraigo en situaciones monótonas para que mis pensamientos fluyan libremente.
EDM8	I actively use the time during routine tasks to mull over other things in the meanwhile.	Uso el tiempo activamente durante las tareas rutinarias para reflexionar sobre otras cosas mientras tanto.
EDM9	It takes a very long time for me to notice that my thoughts have wandered off.	Me toma bastante tiempo darme cuenta de que mis pensamientos han divagado.
EDM10	I quickly catch myself when I am not listening attentively.	Me doy cuenta rápidamente cuando no estoy escuchando atentamente.
EDM11	It takes me a while before I realize that I zoned out.	Me toma tiempo darme cuenta de que me he distraído.
EDM12	I immediately notice when my thoughts are not in the here and now.	Me doy cuenta de inmediato cuando mis pensamientos no están en el presente.

especialistas, quienes coincidieron plenamente en la adecuación de los reactivos al constructo evaluado. Estos valores superaron el umbral mínimo de aceptabilidad establecido para la V de Aiken, por lo que no se realizaron modificaciones ni se eliminaron ítems tras la revisión por expertos (28).

El análisis de ítems mostró un comportamiento adecuado de los reactivos en las tres dimensiones evaluadas (Cuadro 3). En la divagación mental, tanto intencional como no intencional, las medias indicaron niveles moderados del constructo, con distribuciones levemente asimétricas y platicúrticas, así como índices de homogeneidad y comunalidad consistentes con un funcionamiento apropiado de los ítems. Aunque un reactivo de la dimensión intencional presentó una contribución menor (INT8), su eliminación no generó mejoras sustantivas en los coeficientes de fiabilidad. En la dimensión de metaconciencia, los ítems mostraron una cohesión interna más moderada, sin que la supresión de reactivos incrementara la fiabilidad,

lo que respalda su permanencia en la estructura actual y sugiere la conveniencia de ajustes futuros en su formulación.

El modelo trifactorial inicial mostró un patrón de ajuste incremental pertinente, pero un RMSEA absoluto elevado ($RMSEA \geq 0,080$). En concordancia con las prácticas psicométricas, se revisaron los índices de modificación ($IM \geq 20$) y se permitieron covarianzas residuales entre ítems del mismo factor cuando existía proximidad semántica y redacción similar. Primero, se verificó la covarianza entre los ítems 5 y 6, pertenecientes a la dimensión de divagación mental no intencional, dado que ambos evalúan la divagación mental como estrategia de afrontamiento ante el tedio y describen una decisión deliberada de “dejar de divagar” la mente para regular la experiencia de situaciones monótonas o desagradables. Esta finalidad común hace que compartan varianza específica (8). Segundo, entre los ítems 10 y 12 pertenecen a la dimensión metaconciencia y evalúan la atención inmediata de un lapsus

Cuadro 2. Resultados de evidencias de validez de contenido con el cálculo de la V de Aiken

Pertinencia							Relevancia						Claridad							
ítem	J1	J2	J3	J4	J5	V de Aiken	J1	J2	J3	J4	J5	V de Aiken	J1	J2	J3	J4	J5	V de Aiken	V de Aiken en general	
1	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1,00	
2	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1,00	
3	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1,00	
4	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1,00	
5	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1,00	
6	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1,00	
7	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1,00	
8	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1,00	
9	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1,00	
10	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1,00	
11	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1,00	
12	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1	1	1	1	1	1,00	1,00	
V de Aiken en general																			1,00	

Nota. V de Aiken $\geq 0,80$ = validez aceptable; V = 1,00 = validez excelente

Cuadro 3. Resultados descriptivos del análisis de ítems

Ítems	Frecuencia					ME	DE	g ¹	g ²	IHC	h ²	Si se elimina	
	0	1	2	3	4							α	ω
EDM1	15,2	12,9	34,0	21,8	16,2	2,11	1,26	-0,18	-0,85	0,644	0,636	0,83	0,834
EDM2	15,2	15,5	29,0	26,4	13,9	2,08	1,26	-0,2	-0,93	0,664	0,658	0,821	0,828
EDM3	11,6	20,1	31,7	26,1	10,6	2,04	1,16	-0,12	-0,77	0,729	0,737	0,795	0,797
EDM4	19,5	18,5	27,1	25,1	9,9	1,87	1,26	-0,05	-1,06	0,728	0,739	0,793	0,795
EDM5	16,50	19,80	27,10	23,40	13,20	1,97	1,27	-0,04	-1,03	0,7	0,723	0,759	0,772
EDM6	21,50	13,50	29,70	21,50	13,90	1,93	1,33	-0,06	-1,09	0,75	0,775	0,733	0,763
EDM7	14,20	16,80	29,00	31,40	8,60	2,03	1,18	-0,27	-0,84	0,72	0,737	0,751	0,782
EDM8	8,90	13,90	40,90	27,10	9,20	2,14	1,06	-0,26	-0,29	0,45	0,406	0,86	0,862
EDM9	14,20	20,80	34,70	23,80	6,60	1,88	1,13	-0,0803	-0,731	0,422	0,731	0,582	0,656
EDM10	8,3	13,90	29,70	30,40	17,80	2,36	1,17	-0,36	-0,621	0,348	0,774	0,632	0,68
EDM11	17,2	16,20	31,70	27,40	7,60	1,92	1,19	-0,188	-0,889	0,466	0,770	0,55	0,572
EDM12	11,9	10,90	32,70	26,10	18,50	2,28	1,23	-0,34	-0,691	0,474	0,699	0,544	0,612

Nota. ME = media; DE = desviación estándar; g1 = asimetría; g2 = curtosis; IHC = índice de homogeneidad corregida; H2 = comunalidad; α = alfa; ω = omega

atencional y del alejamiento de “aquí y ahora”, asimismo, comparten formulación casi paralela (“me doy cuenta” y marcador temporal [rápidamente o

inmediatamente]), lo que genera similitud semántica y en redacción, por lo que es teóricamente posible establecer una covarianza residual (8)

Con base en la corrección realizada, la captura de esta varianza residual compartida mejoró los índices de ajuste del instrumento, dado que $\chi^2/\text{gl} = 2,938$ fue menor que el valor esperado (< 3). En cuanto a los índices de CFI $> 0,993$; TLI $> 0,991$ y NNFI $> 0,991$, superaron el umbral de 0,95 y, finalmente, SRMR = 0,059 y RMSEA = 0,080 son aceptables al ser $\leq 0,08$ (Cuadro 4). Además, el criterio de Akaike indica que el modelo corregido presenta mejor parsimonia frente al modelo original y la diferencia es fuerte ($\Delta\text{AIC} \geq 10$). Esta corrección mejora los ajustes del modelo sin alterar su estructura factorial ni comprometer su interpretación.

El análisis factorial confirmatorio (Figura 1) mostró cargas factoriales estandarizadas superiores a λ ($> 0,30$) en casi todos los ítems, con excepción de un ítem corregido (EDM10) que, aunque en el modelo original tenía 0,31, tras identificar la varianza compartida con el ítem 12 disminuyó a 0,26. Sin embargo, aunque el ítem presentó una carga factorial baja, se mantuvo por tres razones:

primero, el número 0,30 representa una guía, mas no un criterio absoluto, principalmente en escalas breves. En segundo lugar, representa un contenido nuclear de la metac conciencia y su eliminación reduciría la cobertura del constructo. Tercero, el ítem no mostró problemas de sesgos extremos en el análisis de los ítems y contribuyó a la varianza del factor. Las dimensiones de divagación mental, tanto intencional como no intencional, presentaron cargas elevadas y homogéneas, mientras que la dimensión de metac conciencia registró cargas de magnitud moderada. Las correlaciones positivas entre los tres factores latentes indican una relación teórica coherente entre las dimensiones evaluadas, sin solapamientos que comprometan la diferenciación factorial. Este patrón fue consistente con la estructura trifactorial propuesta originalmente y sugiere un ajuste estructural adecuado del modelo en la muestra analizada (8).

En el Cuadro 5 se observa que la versión adaptada de la Escala Breve Trifactorial de Divagación Mental (BMW-3) presenta una fiabilidad

Cuadro 4. Índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio

Índice de ajuste	Original	Corregida (5 y 6; 10 y 12)	Valor de referencia	Decisión
χ^2 (gl)	257,136(51)	143,998(49)	< 3 (aceptable), ideal < 2	Corregida
CFI	0,985	0,993	$\geq 0,95$ excelente; $\geq 0,90$ aceptable	Corregida
TLI	0,98	0,991	$\geq 0,95$ excelente; $\geq 0,90$ aceptable	Corregida
NNFI	0,98	0,991	$\geq 0,95$ excelente; $\geq 0,90$ aceptable	Corregida
SRMR	0,076	0,059	$\leq 0,08$ aceptable; $\leq 0,05$ excelente	Corregida
RMSEA	0,116	0,080	$\leq 0,08$ aceptable; $\leq 0,05$ excelente	Corregida
AIC	383,136	273,998	Menor AIC = mejor (comparativo)	Corregida

Nota. χ^2/gl = Chi-Cuadrado entre grados de libertad; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = índice de ajuste de Tucker-Lewis; NNFI = índice no normado de Bentler-Bonett; SRMR = residuo cuadrático medio estandarizado; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; AIC = Criterio de información de Akaike

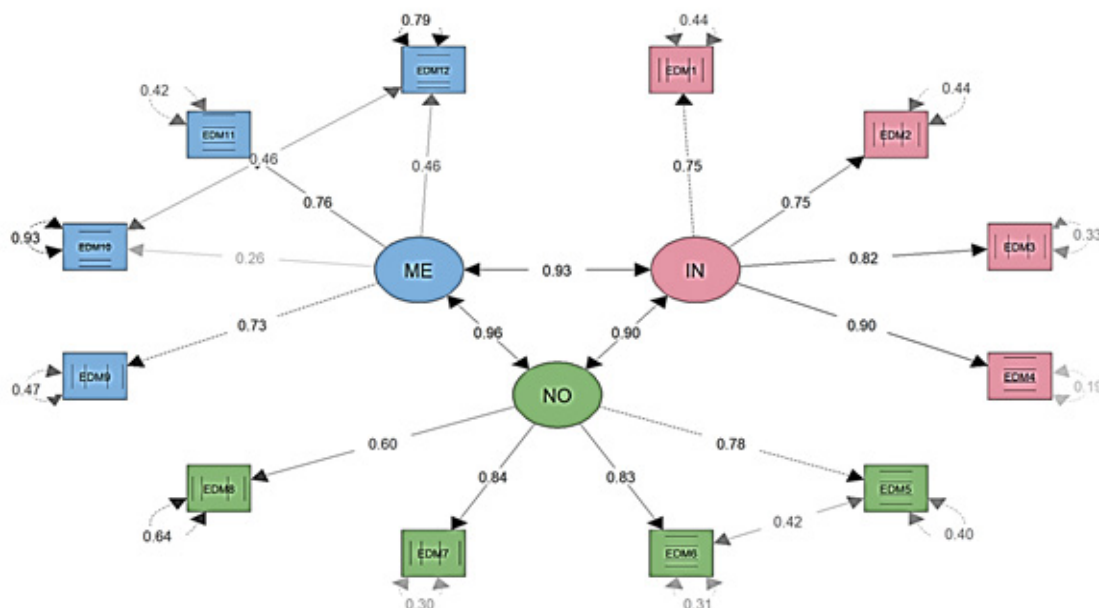


Figura 1. Diagrama de senderos de la Escala Breve Trifactorial de Divagación Mental (BMW-3)

Nota: ME = metaconciencia, NO = divagación mental no intencional, IN = divagación mental intencional

global adecuada. El alfa de Cronbach ($\alpha = 0,901$) y el omega de McDonald ($\omega = 0,905$) indican una consistencia interna elevada. Al examinar las dimensiones por separado, la divagación mental no intencional ($\alpha = 0,851$; $\omega = 0,853$) y la divagación mental intencional ($\alpha = 0,827$; $\omega = 0,834$) alcanzaron valores considerados satisfactorios para instrumentos en fase de traducción y adecuación lingüística. En cuanto a la dimensión de metaconciencia, los coeficientes obtenidos evidenciaron una consistencia interna moderada ($\alpha = 0,647$; $\omega = 0,652$), lo que sugiere cautela para usos individuales y respalda su empleo principalmente en estudios o tamizajes grupales. Este resultado es esperable en subescalas breves y sugiere que esta faceta del constructo podría beneficiarse de evaluaciones adicionales, del refinamiento lingüístico y de nuevas validaciones en futuras investigaciones.

DISCUSIÓN

El presente estudio tuvo como objetivo determinar las propiedades psicométricas de

la Escala Breve Trifactorial de Divagación Mental (BMW-3) en estudiantes peruanos de educación superior. Los resultados indican que la versión en español del instrumento presenta un desempeño psicométrico satisfactorio en términos de evidencias de validez y consistencia interna. Estos hallazgos respaldan su uso para evaluar la divagación mental, considerando sus distintas dimensiones, en línea con las aproximaciones actuales al pensamiento espontáneo.

En una primera etapa, se realizó una traducción directa al español y una adecuación lingüística, manteniendo el sentido original de los ítems, tanto en su formulación como en el concepto que representan, lo cual resulta necesario al evaluar procesos cognitivos de carácter autorreferencial. Se ha advertido que una traducción meramente literal, sin considerar el significado psicológico subyacente, puede afectar las evidencias de validez del instrumento al aplicarlo en contextos culturales diferentes (24). Estos procesos pueden compararse con trabajos previos desarrollados en América Latina, en los que se ha señalado la importancia de ajustar el lenguaje y considerar matices culturales para evaluar adecuadamente

Cuadro 5. Resultados de confiabilidad de cada factor

Consistencia interna	α Cronbach	Ω de McDonald
Escala general	0,901	0,905
Divagación mental no intencional	0,851	0,853
Divagación mental intencional	0,827	0,834
Metaconciencia de la divagación mental	0,647	0,652

Nota. Valores $\geq 0,70$ indican una consistencia interna aceptable; valores entre 0,60 y 0,69 sugieren una consistencia moderada, especialmente en subescalas breves, por lo que su interpretación debe realizarse con cautela

fenómenos vinculados con la atención y la metacognición (16,17).

En relación con las evidencias de validez de contenido, la evaluación por jueces expertos mostró valores óptimos en todos los ítems, lo que sugiere una adecuada representatividad del constructo y coherencia entre los reactivos y las dimensiones teóricas propuestas. Este hallazgo coincide con estudios de validación transcultural que destacan el juicio experto como un criterio central para asegurar la pertinencia conceptual de los instrumentos psicológicos (29). En el contexto peruano, resultados metodológicamente comparables han sido reportados en estudios de validación de escalas vinculadas a procesos atencionales y a la autorregulación cognitiva, en los que el juicio experto permitió asegurar la pertinencia semántica y conceptual de los ítems (12), lo que refuerza la consistencia metodológica del presente estudio.

El análisis de ítems mostró un funcionamiento adecuado de los reactivos en las dimensiones de divagación mental no intencional e intencional, con índices de homogeneidad y comunalidad satisfactorios. En contraste, la dimensión de metaconciencia presentó indicadores más moderados, un comportamiento que ha sido documentado en investigaciones previas que evalúan procesos metacognitivos mediante escalas breves (30). Dado que la metaconciencia implica un nivel reflexivo más complejo, es esperable que sus indicadores psicométricos sean menos homogéneos, especialmente en poblaciones jóvenes y en contextos educativos con altas demandas cognitivas.

En cuanto a las evidencias de validez estructural, el análisis factorial confirmatorio respaldó la estructura trifactorial propuesta original integrada por las dimensiones de divagación mental no intencional, intencional y metaconciencia (8). Si bien algunos índices de ajuste absoluto no alcanzaron los valores considerados óptimos, al realizar la corrección con base en los índices de modificación (5 y 6; 10 y 12), todos los índices de ajuste mejoraron notablemente. Esta corrección se realizó debido a que los ítems mostraban similitud semántica al asumir la divagación como estrategia de afrontamiento que permite la regulación de experiencias monótonas (5 y 6) y la detección rápida del lapsus atencional y del alejamiento del “aquí y ahora”. En ambos casos hay una similitud no explicada por el factor latente. Este patrón ha sido descrito en estudios psicométricos similares, en los que la estructura factorial del fenómeno varía según el contexto cultural, el tipo de muestra y las características educativas (13,17). En este sentido, la confirmación del modelo trifactorial en la población peruana aporta evidencia relevante sobre la estabilidad conceptual del constructo en contextos latinoamericanos.

Desde una perspectiva teórica, la confirmación de la estructura trifactorial respalda los modelos que conciben la divagación mental como un fenómeno heterogéneo, que integra procesos automáticos, deliberados y de monitoreo metacognitivo. Estos hallazgos fueron coherentes con la distinción entre episodios involuntarios de pérdida de control atencional y formas deliberadas de desconexión cognitiva, así como con explicaciones neurocognitivas que vinculan

la divagación mental con la interacción entre las redes de control ejecutivo y el pensamiento autorreferencial (5,31,32).

Respecto a la confiabilidad, la escala presentó una consistencia interna global alta y las dimensiones de divagación mental, tanto intencional como no intencional, mostraron coeficientes de consistencia adecuados. En cambio, la subescala de metac conciencia registró valores más bajos, aunque similares a los observados en otros estudios que han evaluado esta dimensión mediante medidas breves (12,17). Esto indica que, aunque la subescala alcanza niveles aceptables, sería conveniente que trabajos posteriores la revisen o consideren incorporar más reactivos para mejorar su desempeño psicométrico. Por lo tanto, es aconsejable tomarlo con cautela para usos aplicados de manera individual en sectores educativos, pero este estudio respalda su utilidad en tamizajes grupales.

Desde una perspectiva de salud pública, contar con un instrumento breve y con evidencia de validez para evaluar la divagación mental puede aportar información útil sobre procesos atencionales vinculados al bienestar psicológico en estudiantes (33). Se han reportado asociaciones entre una mayor frecuencia de divagación mental, síntomas depresivos, dificultades en la regulación emocional y una mayor sensación de aislamiento social (1,6). En la población joven, esto indica que el constructo se relaciona con dimensiones cognitivas y emocionales que también pueden afectar el rendimiento académico. En contextos educativos, su medición puede apoyar la identificación temprana de patrones atencionales asociados a dificultades de aprendizaje y de bienestar.

Finalmente, deben considerarse algunas limitaciones. La recolección de datos mediante una aplicación virtual pudo verse influida por dificultades de conectividad, lo que podría afectar la representatividad de la muestra. Además, no se evaluó la invarianza factorial, por lo que no es posible determinar si la escala funciona de manera similar en distintos subgrupos. Trabajos

posteriores podrían ampliar estos análisis con muestras provenientes de más de una institución, incorporar pruebas de invarianza y examinar la relación entre la divagación mental y variables clínicas, académicas y de salud mental. Esto permitiría contar con un mayor respaldo para el uso de la BMW-3 en poblaciones latinoamericanas.

CONCLUSIONES

Los resultados del estudio evidencian que la Escala Breve Trifactorial de Divagación Mental (BMW-3) presenta propiedades psicométricas adecuadas en estudiantes peruanos de educación superior tecnológica. Las evidencias de validez de contenido se confirmaron mediante el juicio de expertos, con valores óptimos del coeficiente V de Aiken, lo que respalda la coherencia conceptual y semántica de los ítems que componen el instrumento. Estos resultados indican que la escala evalúa de manera consistente el constructo propuesto en el contexto analizado. Por su parte, el análisis factorial confirmatorio corroboró la estructura trifactorial teórica de la escala, lo cual se vio respaldado por índices de ajuste incremental satisfactorios y una consistencia interna global elevada. Las dimensiones de divagación mental intencional y no intencional mostraron niveles de fiabilidad adecuados, mientras que la subescala de metac conciencia presentó valores moderados, acordes con su carácter breve, lo que sugiere la conveniencia de futuras revisiones orientadas a su fortalecimiento psicométrico.

En términos generales, los hallazgos respaldan el uso de la Escala Breve Trifactorial de Divagación Mental (BMW-3) como una herramienta válida y confiable para evaluar la divagación mental en contextos educativos superiores. La disponibilidad de este instrumento aporta una opción psicométrica culturalmente pertinente para el estudio de los procesos atencionales y cognitivos en la población universitaria peruana, lo que amplía las posibilidades de investigación en los ámbitos académico y educativo.

REFERENCIAS

1. Konjedi S, Maleeh R. The dynamic framework of mind wandering revisited: How mindful meta-awareness affects mental states' constraints. *Conscious Cogn.* 2021;95:103194.
2. Liu S, Zhao M, Li R, Chuanning H, Du J, Schad DJ, et al. A wandering mind reflects a lonely mind: a cross-cultural study. *Curr Res Behav Sci.* 2024;6:100153.
3. Perché L, Yennek N, Léger L. Interest and mind wandering: how individual and situational characteristics affect learning. *Learn Motiv.* 2025;92:102177.
4. Risko EF, Buchanan D, Medimorec S, Kingstone A. Everyday attention: variation in mind wandering and memory in a lecture setting. *Psychol Sci.* 2012;23(9):1141–1147.
5. Smallwood J, Schooler JW. The restless mind. *Psychol Bull.* 2006;132(6):946–958.
6. Hawkins GE, Mittner M, Forstmann BU, Heathcote A. Self-reported mind wandering reflects executive control and selective attention. *Psychon Bull Rev.* 2022;29(5):1881–1894.
7. Blondé P, Girardeau JC, Sperduti M, Piolino P. A wandering mind is a forgetful mind: a systematic review on the influence of mind wandering on episodic memory encoding. *Neurosci Biobehav Rev.* 2022;134:104502.
8. Schubert AL, Frischkorn GT, Sadus K, Welhaf MS, Kane MJ, et al. The brief mind wandering three-factor scale (BMW-3). *Behav Res Methods.* 2024;56(8):8720–8744.
9. Cherry J, McCormack T, Graham AJ. The link between mind wandering and learning in children. *J Exp Child Psychol.* 2022;217:105367.
10. Vera MJ, Mendoza AJ. La atención como proceso cognitivo para estimular el aprendizaje de los estudiantes. *Rev Científic.* 2024;9(32):320–339.
11. Barreyro JP, Injoque-Ricle I, Formoso J, Burin DI. El rol de la memoria de trabajo y de la atención sostenida en la generación de inferencias explicativas. *Liberabit.* 2017;23(2):211–226.
12. Caycho-Rodríguez T, García-Cadena CH, Reyes-Bossio M, Cabrera-Orosco I, Oblitas Guadalupe LA, Arias-Gallegos WL. Evidencias psicométricas de una versión breve de la Mindful Awareness Attention Scale en estudiantes. *Rev Argent Cienc Comport.* 2019;11(3):19–32.
13. Morillas-Romero A, De la Torre-Luque A, Mowlem FD, Asherson P. Spanish and cross-cultural validation of the mind excessively wandering scale. *Front Psychol.* 2023;14:1181294.
14. Trigueros R, Aguilar-Parra JM, Álvarez JF, Cangas AJ. Adaptation and validation of the Mind-Wandering Questionnaire (MWQ) in physical education classes and analysis of its role as mediator between teacher and anxiety. *Sustainability.* 2019;11(18):5081.
15. Oschinsky FM, Klesel M, Niehaves B. Mind wandering in information technology use: scale development and cross-validation. *Database Adv Inf Syst.* 2023;54(2):53–76.
16. Figueiredo T, Erthal P, Fortes D, Asherson P, Mattos P. Transcultural adaptation to Portuguese of the Mind Excessively Wandering Scale (MEWS) for evaluation of thought activity. *Trends Psychiatry Psychother.* 2018;40(3):241–249.
17. Peloso FC, Zibetti MR, Nardi AE, Catelan RF. Cross-cultural adaptation of the Mind-Wandering Questionnaire (MWQ) for Brazilian Portuguese and evidence of its validity. *Braz J Psychiatry.* 2024;46:e20233312.
18. Mamani-Benito O, Llaguento Zurita JM, García Vásquez OL, Guerrero F, Morales-García WC, et al. Adaptation and validation of the Research Task Distractor Scale among Peruvian university students. *Front Educ.* 2023;8:1171938.
19. Merino-Soto C, Oakland T, Domínguez-Lara S, Copeze-Lonzoy A. Estatus internacional sobre el desarrollo y uso de los tests: posibles implicaciones para el Perú. *Rev Interam Psicol.* 2021;55(1):1–27.
20. Burga A. Aplicaciones de la tecnología a la evaluación psicométrica. *Propósitos Represent.* 2019;8(1):e318.
21. Ato M, López JJ, Benavente A. Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *An Psicol.* 2013;29(3):1038–1059.
22. Kerlinger FN, Lee HB. Investigación del comportamiento: métodos de investigación en ciencias sociales. 4ª ed. México: McGraw-Hill; 2002.
23. International Test Commission. The ITC guidelines for translating and adapting tests. 2nd ed. International Test Commission; 2017. Available from: https://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation_2ed.pdf.
24. Hambleton RK. Issues, designs, and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. In: Hambleton RK, Merenda PF, Spielberger CD, editors. *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. 1st ed. New York: Psychology Press; 2005. p. 3–38.

25. Penfield RD, Giacobbi PR Jr. Applying a score confidence interval to Aiken's item content-relevance index. *Meas Phys Educ Exerc Sci*. 2004;8(4):213-225.
26. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. 4th ed. New York: Guilford Press; 2016.
27. Hu LT, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*. 1999;6(1):1-55.
28. Aiken LR. Psychological testing and assessment. 11th ed. Boston: Allyn & Bacon; 2003.
29. Aksoy UM, Günay Aksoy Ş, Semerci B. Linguistic equivalence, validity, and reliability study of the Mind Excessively Wandering Scale. *Noro Psikiyatri Arsivi*. 2022;59(3):201-209.
30. DeVellis RF. Scale development: theory and applications. 4th ed. Thousand Oaks (CA): SAGE Publications; 2016.
31. McVay JC, Kane MJ. Does mind wandering reflect executive function or executive failure? Comment on Smallwood and Schooler (2006) and Watkins (2008). *Psychol Bull*. 2010;136(2):188-197.
32. Mittner M, Boekel W, Tucker AM, Turner BM, Heathcote A, Forstmann BU. When the brain takes a break: a model-based analysis of mind wandering. *J Neurosci*. 2014;34(49):16286-16295.
33. Chura-Quispe G, Bullon YSNR, Estrada-Araoz EG, Pujaico-Espino JR, Mamani-Velasquez DE. Phubbing and feelings of loneliness: a study with future health professionals. *Educ Process Int J*. 2025;15(1).