

Evidencia de validez del Psy-flex en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana

Evidence of validity of Psy-flex in university students in Metropolitan Lima

Autor Corresponsal



Pedro Arroyo-Pizarro

pedro.arroyo.pizarro@gmail.com

Universidad Nacional Federico Villarreal, Perú

Como citar

Arroyo Pizarro, P. L. (2026). *Evidencia de validez del Psy-flex en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana*.

REVISTA ConCiencia EPG, 11(1), 59-

79. <https://doi.org/10.32654/revistaconcienciaepg11.1-5>

Resumen

El objetivo fue aportar evidencias de validez del Psy-Flex en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana desde la Teoría de Respuesta al Ítem (IRT). Se empleó un diseño instrumental y transversal, con análisis psicométrico en RStudio usando el Modelo de Respuesta Graduada. La muestra fue 554 estudiantes universitarios de Lima Metropolitana provenientes de IES públicas. El instrumento fue el Psy-Flex compuesto por 6 ítems con 5 categorías de respuestas. Los resultados indicaron que el modelo unidimensional (M1) presentó excelente ajuste (RMSEA = .050; IC [.020, .080]; CFI = .997; TLI = .994), BIC más bajo (6369), independencia local ($Q3^* = .12 < .20$) y alta fiabilidad empírica ($r_{xx} = .92$), superando a los modelos alternativos; a nivel de ítem, las discriminaciones fueron altas ($\alpha = 2.69-3.39$; picos en psy4 y psy3), los umbrales (b1–b4) fueron crecientes y el ajuste local adecuado (RMSEA .000–.041; $S-\chi^2$ no significativo en 5 ítems). Se concluyó que el Psy-Flex muestra estructura unidimensional y precisión suficientes para cribado y monitoreo de la flexibilidad psicológica en población universitaria, alineado con intervenciones basadas en ACT y prioridades institucionales de bienestar.

Palabras clave: *Test psicológico, Psicometría, Estudiante universitario, Salud mental.*



Abstract

The objective was to provide evidence of the validity of Psy-Flex in university students in Metropolitan Lima based on Item Response Theory (IRT). An instrumental and cross-sectional design was used, with psychometric analysis in RStudio using the Graded Response Model. The sample consisted of 554 university students from Metropolitan Lima attending public higher education institutions. The instrument was the Psy-Flex, composed of six items with five response categories. The results indicated that the unidimensional model (M1) showed excellent fit (RMSEA = .050; CI [.020, .080]; CFI = .997; TLI = .994), lower BIC (6369), local independence ($Q3^* = .12 < .20$), and high empirical reliability ($r_{xx} = .92$), outperforming the alternative models; at the item level, discriminations were high ($\alpha = 2.69-3.39$; peaks in psy4 and psy3), thresholds (b1–b4) were increasing, and local fit was adequate (RMSEA .000–.041; $S-\chi^2$ not significant in 5 items). It was concluded that the Psy-Flex shows sufficient unidimensional structure and accuracy for screening and monitoring psychological flexibility in the university population, aligned with ACT-based interventions and institutional wellness priorities.

Keywords: *Psychological test, Psychometrics, College student, Mental health.*

Introducción

Durante la última década, las gobernanzas internacionales han enfatizado que las instituciones de educación superior (IES) deben adoptar una perspectiva integral de los procesos de enseñanza-aprendizaje basado en un enfoque centrado en el estudiante universitario (UNESCO, 2022).

Al respecto, Galán-Muros et al. (2024) destacaron que las IES tienen la premisa de brindar soporte al bienestar individual de sus estudiantes en línea con el tercer objetivo de desarrollo sostenible “buena salud y bienestar”, promoviendo políticas educativas que prioricen la salud mental, principalmente, por que los estudiantes universitarios se encuentran vulnerables a factores ambientales como la sobrecarga y exigencia académica, preocupaciones por respaldo financiero, y dificultades en la interacción con sus pares en la dirección de tareas grupales (Cuijpers et al., 2019; Karyotaki et al., 2020; Pedrelli et al., 2015).

Por esa serie de razones, Zapata-Ospina et al. (2021) han alertado que, para reducir el efecto de los factores estresantes en la universidad, se debe promover la salud mental, aspectos psicoeducativos y, en primera línea, desarrollar y adaptar medidas de cribado de síntomas y necesidades psicológicas de los estudiantes universitarios con la premisa de recolectar sistemáticamente datos y monitorear continuamente los indicadores psicológicos en los universitarios (Galán-Muros et al., 2024).

En ese sentido, un enfoque disciplinar psicológico que se ha posicionado recientemente en la promoción de la salud mental en estudiantes universitarios ha sido la Terapia de Aceptación y Compromiso (ACT) (Hsu et al., 2023), debido a que se ha demostrado su eficacia para mejorar sus resultados académicos para mejorar el bienestar universitario y reducir el impacto de los efectos estresantes del ambiente académico (Caimano et al., 2024).

La ACT fue desarrollada por Hayes et al. (2015), es un modelo conductual-contextual que analiza el comportamiento en su ambiente, tomando en cuenta a su vez las funciones de la conducta y los repertorios que el individuo manifiesta a partir de la identificación de aspectos del contexto tanto externo (p.ej. contingencias) como interno del sujeto (i.e. conductas encubiertas; Hayes et al., 2015). De esta manera, al analizar las conductas encubiertas, se logran identificar conductas gobernadas por reglas verbales, las cuales se caracterizan por promover los repertorios conductuales, sin necesariamente considerar elementos contingenciales o sociales (Hayes, 1989). Estos son patrones que usualmente son interiorizados por experiencias del historial de aprendizaje del individuo, en adición a la condición verbal del ser humano, lo cual genera que continuamente esté relacionando estímulos físicos (externos) como abstractos (internos), siendo estos procesos denominados como marcos relacionales (Hayes, 2020).

En el núcleo conceptual de la ACT se ubica la flexibilidad psicológica, entendida como la habilidad para mantener contacto con el presente y, según la historia de aprendizaje – en el entorno académico –, modificar o continuar la conducta académica en función a los valores elegidos a pesar de la presencia de factores estresantes desafiantes o no deseados (Bond et al., 2006; Zancan et al., 2023).

Por esta razón, la relevancia del ACT – a partir de la flexibilidad psicológica – en estudiantes universitarios se ha instaurado en el fomento de la aceptación de las experiencias académicas internas en lugar de evitar dichas actividades, promoviendo una forma saludable de afrontar el estrés (Aydin, 2023) y propiciando una eficiente integración de los valores y acción comprometida en las metas estudiantiles sobre todo en dicha población caracterizada por sentimientos de desesperanza o falta de dirección (Levin et al., 2020; Davis et al., 2024).

En consecuencia, la literatura científica se ha dirigido al desarrollo de instrumentos de medición basados en la flexibilidad psicológica para identificar y monitorear los niveles de bienestar académico de los estudiantes universitarios (Zapata-Ospina et al., 2021), se han operacionalizado alrededor de doce instrumentos que han medido distintos componentes o procesos (Cherry et al., 2021), estos se han caracterizado por su concisión, detección de los procesos alterados y, al mismo tiempo, reducción de los niveles de fatiga en los individuos (Ventura-León, 2021).

A pesar de este escenario de la proliferación de medidas psicométricas, sólo nueve instrumentos de flexibilidad psicológica cuentan con niveles adecuados de precisión y confiabilidad,

destacando dos instrumentos que incorporan pensamientos y experiencias en la configuración semántica de sus ítems: AAQ-II y Psy-Flex (Ong et al., 2019). Sin embargo, el AAQ-II ha recibido considerable atención crítica, lo que ha llevado a que se recomiende evitar su uso en la medición de la flexibilidad psicológica (Cherry et al., 2021).

Consecuentemente, el Psy-Flex es una medida recientemente creada por Gloster et al. (2021) compuesta por seis ítems que evalúan pensamientos, experiencias y comportamientos, utilizando una escala de siete alternativas de respuesta. Este instrumento, aplicado tanto en población de estudiantes universitarios y general, ha suscitado un gran interés en la comunidad científica, particularmente en el ámbito de la evaluación y medición psicológica.

A nivel internacional, la evidencia del Psy-Flex revela una tensión entre su parsimonia teórica y su comportamiento empírico desde la teoría clásica de los test (TCT), el modelo unidimensional muestra ajustes insuficientes tanto absolutos (CMIN/DF = 11.663–27.77; SRMR = 0.063–0.080; RMSEA = 0.144–0.160) como relativos (TLI = 0.700–0.824; CFI = 0.810–0.895), con fiabilidad por consistencia interna entre 0.727 y 0.800 (Jo et al., 2023; Yildirim y Aziz, 2023). Ante esta inestabilidad, distintos equipos re-especificaron el modelo de seis ítems permitiendo correlaciones residuales, especialmente entre los ítems 5 y 6, lo que optimizó los ajustes (SRMR = 0.039–0.041; RMSEA = 0.038–0.082; TLI = 0.920–0.988; CFI = 0.933–0.993) y elevó la fiabilidad (0.727–0.910) (Cunha et al., 2024; Jo et al., 2023; Yildirim y Aziz, 2023; Gur et al., 2024). Desde la óptica de la teoría de los grafos psicométricos se demostró la presencia unidimensional del Psy-flex, sin embargo, se circunscribió a una muestra de adolescentes (Freyman, 2024).

En un plano nacional, la primera aproximación a la validación del Psy-flex fue desarrollada por Huerta y Barbaran (2024) en población peruana desde la teoría de los grafos, encontrando la unidimensionalidad de la escala, a partir de la recolección de múltiples fuentes de evidencias de validez. En complementariedad, Arroyo-Pizarro et al. (2025) analizaron las evidencias de validez basada en el contenido, estructura interna y relación con otras variables desde la TCT, encontrando un ajuste óptimo de la unidimensionalidad, sin embargo, se encontró que la presencia de dos dimensiones: Mindfulness y Proceso de Aceptación (ítems 2, 3, 1 y 4) y Compromiso y Procesos de Cambio de Conducta (ítems 5 y 6).

De esta forma, el análisis de literatura reflejó un ambiente académico estimulante de comprobación de las evidencias de validez del Psy-Flex desde dos teorías de medición, sin embargo, se ha identificado en ambos panoramas la ausencia de una estimación del Psy-Flex desde la teoría de respuesta al ítem (TRI). Esto resultaría perjudicial dado que, la TRI implementa modelos más robustos que analizan la interacción entre los rasgos latentes de un individuo y sus respuestas a ítems específicos, propiciando evaluar la variabilidad en las características de los ítems; en contraste con la TCT que asume la uniformidad de los errores de medición en todas las respuestas a los reactivos

(de Ayala et al., 2022; Baghaei y Effatpanah, 2024; Nguyen et al., 2014; Sari y Karaman, 2018).

Por tales razones, la evaluación de los procesos contenidos en la escala Psy-Flex presentó un vacío teórico derivado de una estimación dinámica de los rasgos latentes, especialmente en la interpretación de los procesos en estudiantes universitarios. En un plano práctico, el estudio proporcionó las bases para la promoción de la salud mental y acciones psicoeducativas a partir de la recolección y monitoreo de datos de la flexibilidad psicológica alineándose al ODS 3: “buena salud y bienestar”, para que se reduzcan las barreras estigmatizantes y permitir que los estudiantes universitarios se adapten eficientemente al contexto de educación superior. A nivel metodológico, el presente estudio emplea TRI en un entorno replicable en software de acceso abierto como Rstudio cuyos reportes y códigos se basan y circunscriben a la ciencia abierta en todos sus niveles.

Con base al análisis presentado, el objetivo del presente estudio se basa en estimar las evidencias de validez y fiabilidad del Psy-flex en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana desde la Teoría de Respuesta al Ítem.

Metodología

La investigación se situó en un enfoque cuantitativo, permitiendo mayor objetividad y reduce el sesgo individual (Guerrero, 2022), se empleó un tipo de investigación instrumental, porque se enfocó en el análisis de las propiedades psicométricas de instrumentos de medición (Ato et al., 2013). Se utilizó el nivel descriptivo de investigación dado que se centró en identificar los estadígrafos de los ítems según dimensiones (Hernández-Sampieri y Mendoza, 2018). Su diseño fue de tipo transversal, dado que los datos se recopilaron en una única ocasión, sin intervención o manipulación de las variables (Hernández-Sampieri y Mendoza, 2018).

En el presente estudio se estableció un tamaño de muestra de 554 estudiantes universitarios de Lima Metropolitana provenientes de IES públicas con un rango de edad entre 18 a 23 hasta 28 años a más, hombres y mujeres, y distintos tipos de carrera (Tabla 1), por lo tanto, no se evidenció diferencias estadísticamente significativas de la edad según sexo ($t_{(552)}=1.696$; $p=.091$). La muestra fue seleccionada por muestreo no probabilístico por conveniencia dado que se analizó las restricciones prácticas, la adaptación de un enfoque teórico para la explicación de la alfabetización digital y se trató de un estudio instrumental, se siguió las pautas de implementación de un muestreo por conveniencia para estudios cuantitativos instrumentales de Ali et al. (2025).

Se empleó la Escala Psy-Flex desarrollada por Gloster et al. (2021), cuyo objetivo fue evaluar las habilidades de flexibilidad psicológica. La evaluación se realiza mediante una escala Likert con cinco opciones de respuesta, que van desde 1 (Muy raramente) hasta 5 (Muy frecuentemente). Los autores presentaron evidencias de validez de estructura interna mediante el análisis factorial confirmatorio, donde obtuvieron índices de ajuste favorables en el modelo

unidimensional y correlaciones entre los ítems 5 y 6: muestra total ($\chi^2(8) = 47.3$; CFI = .98; TLI = .96; RMSEA = .076; SRMR = .031), muestra comunitaria ($\chi^2(8) = 23.7$; CFI = .98; TLI = .96; RMSEA = .080; SRMR = .036), muestra de parejas ($\chi^2(8) = 13.2$; CFI = .98; TLI = .96; RMSEA = .059; SRMR = .035), muestra no-clínica ($\chi^2(8) = 41.2$; CFI = .97; TLI = .94; RMSEA = .079; SRMR = .037), y muestra clínica ($\chi^2(8) = 13.2$; CFI = .99; TLI = .97; RMSEA = .057; SRMR = .037). La confiabilidad, evaluada mediante consistencia interna, mostró valores excelentes de .90, .91, .78 y .97 para cada muestra, respectivamente.

Se empleó la versión traducida y adaptada a estudiantes universitarios propuesta por Arroyo-Pizarro et al. (2025), se evidenció un modelo unidimensional con óptimos índices de ajuste relativo (CFI=.987 - .977; TLI=.978 - .962) y absoluto (SRMR=.027 - .031; RMSEA=.063 - .074) en dos muestras de estudiantes universitarios, y presentó óptimo ajuste en la estructura de dos dimensiones (CFI=.990 - .989; TLI=.981 - .980; SRMR=.024 - .027; RMSEA=.047 - .042). La fiabilidad para la estructura unidimensional fue $\omega=.881 - .849$, mientras que las dos dimensiones tuvieron: Mindfulness y Proceso de Aceptación ($\omega=.864 - .767$) y Compromiso y Procesos de Cambio de Conducta ($\omega=.711 - .645$).

Tabla 1

Análisis sociodemográfico de la muestra de estudio

VARIABLES SOCIODEMOGRÁFICAS	FRECUENCIA	PORCENTAJE	PORCENTAJE ACUMULADO
Edad			
18 a 23 años	213	38.4	38.4
24 a 27 años	166	30.0	68.4
28 años a más	175	31.6	100.0
Sexo			
Hombre	289	52.2	52.2
Mujer	265	47.8	100.0
Tipo de carrera			



Ciencias sociales	147	26.5	26.5
Ciencias de la salud	276	49.8	76.4
Ciencias económicas	52	9.4	85.7
Ciencias naturales e ingenierías	79	14.3	100.0
<hr/>			
Total	554	100	
<hr/>			

El procedimiento de recolección de datos tuvo como premisa el acuerdo verbal del consentimiento informado. Se verificó que comprendieran la naturaleza y objetivos del estudio, el carácter voluntario de su participación y la confidencialidad en el manejo de la información. El protocolo obtuvo aprobación del CI UIIE de la UNFV (Registro N.º 002-2024-CI-UIIE-FAPS-UNFV). La recolección de datos se efectuó en dos etapas: la primera del 2 de mayo de 2024 al 24 de julio de 2024, y la segunda del 30 de agosto de 2024 al 4 de octubre de 2024, las cuales para el presente estudio fueron integradas en una base de datos para obtener una valoración con mayor precisión con enfoque a la TRI.

En consideración del procedimiento de análisis de datos, se empleó el módulo codificado de análisis estadístico desarrollado por Ventura-León et al. (2024): <https://osf.io/g7j63>

En primer lugar, se realizó un análisis de modelos de respuestas graduadas a partir de la estimación de los criterios de información bayesiana (BIC) (Samejima, 1997; Kang et al., 2009).

En segundo lugar, se evaluó los estadígrafos de los reactivos de los ítems mediante la media y desviación estándar, se consideró la aproximación a la distribución normal mediante la asimetría (g_1) y curtosis (g_2) con un rango estable entre [-1.5: +1.5] y el coeficiente de variación inferior a .35 como respuesta equilibrada. En tal sentido, al tratarse de estilos de respuestas ordinales, se empleó la proporción de respuestas para identificar el efecto techo y piso de los ítems.

En tercer lugar, los modelos (M1, M2 y M3) fueron evaluados mediante 2PL, a partir de la comprobación de los supuestos de independencia local mediante $Q3^*$ (< 0.20), monotonía de las curvas por categoría (Christensen et al., 2017) y el índice Z_h (± 2.0) permitió detectar patrones de respuesta desviados (Felt et al., 2017); y se revisaron atípicos por su impacto potencial en la estimación (Yuan & Zhong, 2013).

En cuarto lugar, se evaluó la discriminación (α) que implica la capacidad del ítem para diferenciar niveles de habilidad ($\alpha > 1$, “alta”) y posición (β) mediante el umbral en la escala θ como margen de probabilidad de elegir una categoría.

En quinto lugar, se analizó el ajuste global a través de logaritmo de probabilidad (log-

likelihood), $S-\chi^2$ generalizado, CFI ($\geq .95$), TLI ($\geq .95$) y RMSEA ($\leq .05$); el ajuste local se evaluó con RMSEA dentro del rango aceptable $.05/(k-1)$ a $.089$ (Maydeu-Olivares, 2013).

En sexto lugar, la fiabilidad se estimó con la información del test y la fiabilidad empírica (r_{xx}), que combina puntajes factoriales y errores estándar de medición para aproximar la proporción de varianza verdadera en las puntuaciones observadas (Liu & Chalmers, 2018; de Ayala et al., 2022).

Resultados

De acuerdo al análisis descriptivo de los reactivos de los ítems, se identificó que los seis reactivos del Psy-Flex exhiben medias entre 3.27 y 3.46, ubicadas ligeramente por encima del punto medio, con dispersiones homogéneas ($DE = 0.97-1.08$) y CV siempre $< .35$ ($0.297-0.314$), lo que indica respuestas equilibradas. Asimismo, las asimetrías negativas ($g_1 = -0.5$ a -0.2) y las curtosis platicúrticas ($g_2 = -0.69$ a -0.24) se ubican dentro del rango de estabilidad $[-1.5, +1.5]$, sugiriendo una leve preferencia por categorías altas sin distorsiones marcadas de la forma.

Tabla 2

Estadígrafos de los reactivos del Psy-Flex en estudiantes universitarios

Reactivos del Psy-flex	M	DE	g_1	g_2	CV
psy1. Incluso cuando estoy distraído en mis pensamientos, puedo enfocarme en lo que sucede en el momento.	3.27	0.97	-0.3	-0.69	0.29 7
psy2. Si es necesario, puedo dejar que los pensamientos y experiencias desagradables estén presentes sin intentar deshacerme de ellos.	3.33	0.99	-0.4	-0.48	0.29 7
psy3. Puedo observar los pensamientos que me perturban desde cierta distancia sin dejar que me controlen.	3.38	1.06	-0.5	-0.36	0.31 4
psy4. Incluso si los pensamientos y las experiencias me confunden, puedo notar estabilidad en mí.	3.42	1.07	-0.6	-0.24	0.31 3
psy5. Yo determino qué es importante para mí y decido en qué quiero invertir mi energía.	3.45	1.06	-0.6	-0.33	0.30 7
psy6. Me comprometo completamente en las cosas que	3.46	1.08	-0.5	-0.61	0.31

son importantes, útiles o significativas para mí.

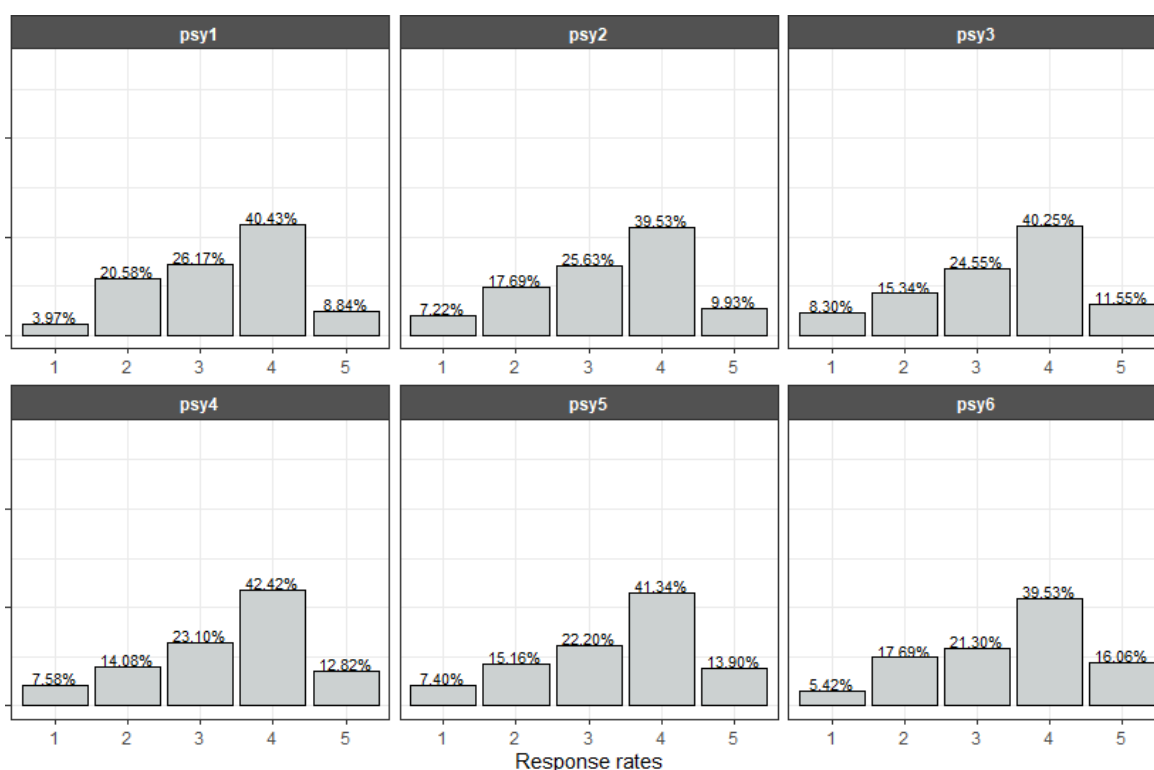
2

Nota. M: Media; DE: Desviación estándar; g₁: asimetría; g₂: curtosis; CV: coeficiente de variación.

En relación a la Figura 1, se evidenció un patrón de respuestas consistente entre los seis ítems del Psy-Flex: la categoría 4 concentra la mayor proporción en todos los casos, seguida de la categoría 3 y, en menor medida, la categoría 2; en cambio, los extremos son poco utilizados. De esta forma, la distribución se desplaza levemente hacia valores altos, los cuales fue coherente con las asimetrías negativas observadas, pero sin evidencias de efecto techo ni piso, dado que la opción “5” no domina y “1” permanece residual.

Figura 1

Distribución de las respuestas de los ítems de la escala Psy-Flex

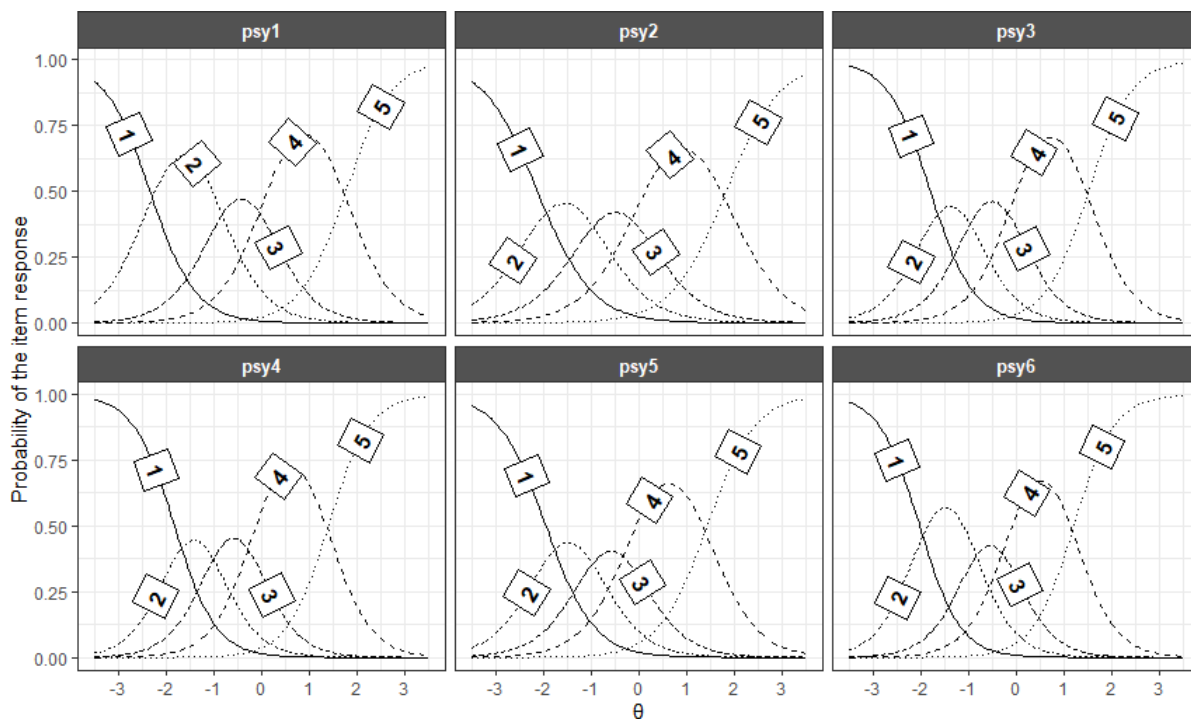


En relación a la Figura 2, se observa ordenamiento y monotonía adecuados: la categoría 1 predomina en niveles bajos de θ (≈ -3 a -2), las categorías 2–3 toman relevancia en el tramo medio (alrededor de -1.5 a 0.5) y las categorías 4–5 se vuelven más probables a medida que aumenta θ , dominando hacia los extremos altos (≈ 2 a 3). Los umbrales entre categorías aparecen progresivamente desplazados a la derecha conforme aumenta la categoría, sin inversiones ni cruces anómalos, lo que respalda el supuesto de monotonía del modelo. Además, la pendiente de los cruces sugiere diferencias de discriminación: en psy5 y psy6 los cambios de probabilidad son más abruptos (mayor

α), mientras que en psy1–psy2 el solapamiento entre categorías adyacentes es algo mayor (menor α relativa).

Figura 2

Probabilidad de ocurrencia de respuesta de los ítems de la Escala Psy-Flex



En la Tabla 3, los índices proporcionan evidencia a favor del Modelo 1 (M1), cuyo M2 resultó significativo (20.2, gl = 9, $p = .017$), ajuste global es excelente (RMSEA = .050; IC [.020, .080], SRMSR = .020, TLI = .994, CFI = .997), BIC es el más bajo (6369), y cumplir independencia local ($Q3 = .12 < .20$). En contraste, M2 y M3 evidencian desajuste sustantivo: RMSEA = .391 y .267 (ICs amplios), SRMSR = .592 y .479, con TLI/CFI por debajo de los umbrales (M2: .650/.790; M3: .836/.902) y $Q3$ superiores a .20 (.30 y .29), lo que sugiere dependencia local. Adicionalmente, el BIC es mayor en ambos (7463 y 6889), y la fiabilidad empírica (r_{xx}) es más alta en M1 (.920) que en M2 (.81–.83) y levemente superior a M3 (.89).

Tabla 3

Índices de ajuste de los modelos de la escala Psy-Flex

Modelo	M2	gl	p	RMSEA	SRMSR	TLI	CFI	BIC	r_{xx}	$Q3^*$
M1	20.2	9	.017	.050	.020	.994	.997	6369	.920	.12



				[.020	-						
				.080]							
				.391					.810	.30	
M2	679	9	.000	[.366	-	.592	.650	.790	7463	.820	
				.416]						.830	
				.267							.29
M3	322	9	.000	[.242	-	.479	.836	.902	6889	.890	
				.292]						.890	

Nota. M2: estadístico de ajuste del modelo; *gl*: grados de libertad; *p*: valor *p*; *RMSEA*: raíz del error cuadrático medio de aproximación; *SRMSR*: residuo cuadrático medio estandarizado; *TLI*: índice de Tucker–Lewis; *CFI*: índice de ajuste comparativo; *BIC*: criterio de información bayesiano; *rxx*: coeficiente de fiabilidad empírica; *Q3**: estadístico de dependencia local.

En la Tabla 4, todos los reactivos exhiben discriminaciones altas ($\alpha = 2.69\text{--}3.39$), con máximos en *psy4* (3.39) y *psy3* (3.10), lo que indica una marcada capacidad para diferenciar niveles del rasgo. En cuanto a los umbrales (*b1*–*b4*), se observan ordenados y crecientes en todos los casos, desde valores bajos negativos ($b1 \approx -2.15$ a -1.70 ; $b2 \approx -0.99$ a -0.80) a puntos de corte cercanos a cero ($b3 \approx -0.18$ a 0.07), y exigencias altas para la categoría máxima ($b4 \approx 1.17$ a 1.77). Esto sugiere que las categorías se activan de manera escalonada a lo largo de θ , con mayor probabilidad de seleccionar el estilo de respuesta “Muy frecuentemente” recién en niveles elevados del rasgo. Respecto al ajuste local, los *RMSEA* por ítem se sitúan entre .000 y .041, los contrastes de $S\text{-}\chi^2$ resultan no significativos en cinco ítems ($p = .135\text{--}.842$), evidenciando buen ajuste.

Tabla 4

Índices estadísticos del modelo de respuesta graduada de la escala Psy-Flex

Ítem	a	b1	b2	b3	b4	RMSEA	p
<i>psy1</i>	3.07	-2.15	-0.80	0.07	1.77	.041	.011
<i>psy2</i>	2.69	-2.11	-0.94	-0.01	1.67	.026	.135

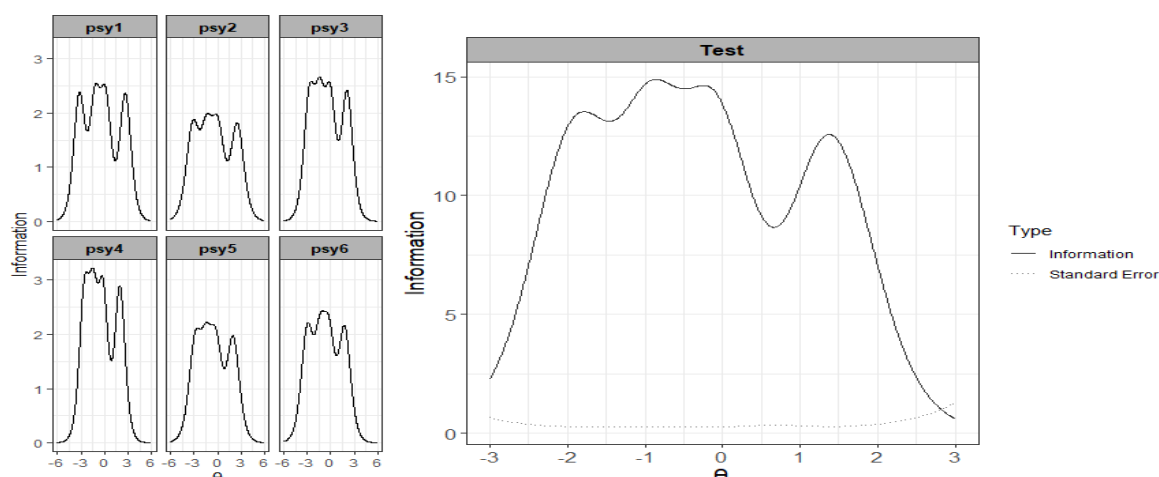
psy3	3.10	-1.81	-0.95	-0.07	1.38	.000	.626
psy4	3.39	-1.70	-0.98	-0.16	1.31	.000	.750
psy5	2.79	-1.90	-0.99	-0.18	1.31	.000	.612
psy6	2.92	-2.00	-0.91	-0.18	1.17	.000	.842

Nota. a: parámetro de discriminación del ítem; b1–b4: umbrales de categoría (parámetros de localización/dificultad en θ para el paso de k a $k+1$); RMSEA: raíz del error cuadrático medio de aproximación (ajuste por ítem); p: valor p del contraste de ajuste por ítem.

En la Figura 3, se evidenció que los seis reactivos se observan picos múltiples que se distribuyen de forma complementaria a lo largo de θ , con aportes relativamente mayores en psy1 y psy3, en línea con sus altas discriminaciones. En consecuencia, el test muestra una meseta amplia de máxima información en el tramo medio-bajo de θ (aprox. entre -1.8 y -0.5), seguida de un valle alrededor del centro ($\approx 0.5-0.8$) y un segundo hombro de información en el medio-alto ($\approx 1.2-1.8$); hacia los extremos (± 3) la información cae de manera marcada. Coherentemente, el error estándar (línea punteada) es mínimo en las zonas de mayor información y aumenta en los extremos, indicio de que la escala mide con mayor precisión niveles moderados del rasgo y, aún con buena exactitud, parte del rango alto, mientras que resulta menos precisa para puntuaciones muy bajas o muy elevadas.

Figura 3

Probabilidad de ocurrencia de respuesta de los ítems de la Escala Psy-Flex



Discusión

El presente estudio al plantear una evaluación psicométrica de la escala Psy-flex desde la Teoría de Respuesta al Ítem, propone una alternativa de medición más eficiente y enfocada en las respuestas de los individuos para detectar el rasgo.

Se evidenció que el modelo unidimensional se manifestó en forma consistente al Modelo 1 (M1): pese a un M2 significativo (20.2, $gl = 9$, $p = .017$), el ajuste global de M1 es excelente (RMSEA = .050; IC [.020, .080]; SRMSR = .020; TLI = .994; CFI = .997), muestra el BIC más bajo (6369), cumple independencia local ($Q3 = .12 < .20^*$). En contraste, los modelos alternativos (M2 y M3) exhiben desajustes marcados (RMSEA = .391 y .267; SRMSR = .592 y .479; TLI/CFI por debajo de .90) junto con $Q3^* > .20$ (.30 y .29) y BIC más altos (7463 y 6889).

Este patrón unidimensional y bien ajustado bajo TRI (M1) es coherente con el núcleo conceptual de la ACT, donde la flexibilidad psicológica opera como un rasgo global que integra atención al presente, aceptación y acción valórica (Hayes et al., 2015; Bond et al., 2006; Zancan et al., 2023). En el plano aplicado, disponer de un indicador parsimonioso y preciso ($Q3^* < .20$) sintoniza con la agenda de las IES y el ODS-3 de UNESCO basado en promover bienestar y monitorear indicadores de salud mental en estudiantes (UNESCO, 2022; Galán-Muros et al., 2024; Zapata-Ospina et al., 2021). Además, nuestros resultados matizan la evidencia TCT que en adultos reportó ajustes problemáticos del modelo unifactorial (Jo et al., 2023; Yildirim & Aziz, 2023): al modelar a nivel de ítem, la TRI muestra que los seis reactivos capturan un factor común sin dependencia local relevante. Esto converge, aunque por una ruta distinta, con trabajos que lograron buen ajuste tras re-especificar errores o con apoyo de grafos (Cunha et al., 2024; Gur et al., 2024; Freyman, 2024) y dialoga con hallazgos locales, confirmando la unidimensionalidad observada por Huerta & Barbaran (2024) y ofrece una explicación alternativa a la partición en dos clústeres reportada por Arroyo-Pizarro et al. (2025), sugiriendo que esas agrupaciones podrían reflejar especificidad residual más que dimensiones sustantivas cuando se controlan los supuestos IRT.

En relación al segundo hallazgo, los ítems del Psy-Flex presentan discriminaciones altas con picos en psy4: “Incluso si los pensamientos y las experiencias me confunden, puedo notar estabilidad en mí” (3.39) y psy3: “Puedo observar los pensamientos que me perturban desde cierta distancia sin dejar que me controlen” (3.10), lo que evidencia una fuerte capacidad para diferenciar niveles de flexibilidad psicológica. Los umbrales están ordenados y crecientes, indicando activación escalonada de categorías a lo largo de θ y que la opción “Muy frecuentemente” solo se alcanza en niveles elevados del rasgo. En ajuste local, los RMSEA por ítem son muy bajos (.000–.041) y los $S-\chi^2$ no resultan significativos en cinco ítems ($p = .135–.842$); únicamente psy1: “Incluso cuando estoy distraído en mis pensamientos, puedo enfocarme en lo que sucede en el momento” muestra un

$p = .011$ con RMSEA aún aceptable (.041), sugiriendo un desajuste leve y puntual.

El patrón de altas discriminaciones, convergen con los reportes internacionales que obtienen buen desempeño del Psy-Flex cuando el análisis se realiza a nivel de ítem o tras re-especificaciones (Cunha et al., 2024; Gur et al., 2024), y matiza los hallazgos bajo TCT que describieron ajustes deficientes en adultos (Jo et al., 2023; Yildirim & Aziz, 2023). En particular, que los umbrales sean ordenados y “exigentes” para la categoría máxima respalda una gradación funcional del rasgo: la respuesta “Muy frecuentemente” sólo aparece en niveles elevados de flexibilidad, lo que es consistente con la evidencia de adolescentes y con aproximaciones de grafos que sostienen una estructura unidimensional robusta (Freyman, 2024). Asimismo, se alinean con la unidimensionalidad encontrada por Huerta y Barbaran (2024), la alta α sugiere un factor común potente que puede haber eclipsado particiones de contenido cuando se controlan supuestos IRT, basados en el desajuste leve en psy1 ($p = .011$; RMSEA = .041) parece puntual y compatible con la sensibilidad del $S-\chi^2$ al tamaño muestral, sin comprometer el ajuste local global.

Por lo cual, los ítems más informativos psy4 (“estabilidad en mí”) y psy3 (“observar pensamientos desde cierta distancia”), representan procesos nucleares de la ACT: self-as-context y defusión cognitiva, su alta α indica que, en población universitaria, estas competencias diferencian con especial precisión a quienes aceptan la experiencia interna y actúan según valores frente a estresores académicos (Hayes et al., 2015; Bond et al., 2006). La activación escalonada de categorías es coherente con el desarrollo progresivo de la flexibilidad psicológica y con la evidencia de intervenciones ACT en estudiantes, que muestran mejoras en bienestar y desempeño (Hsu et al., 2023; Caimano et al., 2024).

Por lo tanto, un modelo estable y eficiente respalda el uso del Psy-Flex como medida de cribado y seguimiento institucional en universidades como herramienta clave para programas psicoeducativos centrados en ACT y para la toma de decisiones en servicios estudiantiles. No obstante, los presentes datos provienen de una muestra única y transversal; por ello, futuras investigaciones deberían (i) replicar en otras IES y regiones, (ii) evaluar invarianza y DIF por género/área académica, (iii) explorar modelos bifactor o MIRT solo si existe justificación teórica (p. ej., método en ítems 5–6), y (iv) examinar validez predictiva con desenlaces académicos y de bienestar, fortaleciendo la generalización de los hallazgos y su traducción en políticas universitarias orientadas a salud mental.

Conclusiones

Se concluyó que el Psy-Flex presenta una estructura unidimensional coherente y pertinente para estudiantes universitarios, mostrando desempeño psicométrico consistente bajo un enfoque IRT y capturando de manera parsimoniosa la flexibilidad psicológica propuesta por la ACT. En

consecuencia, el instrumento resulta idóneo para el cribado y el monitoreo institucional del bienestar universitario, ofreciendo una base técnica para decisiones orientadas a la promoción de la salud mental en educación superior.

Se recomienda replicar los hallazgos en distintas facultades y universidades, evaluar la invarianza por subgrupos, y examinar su validez predictiva frente a indicadores académicos y de bienestar. Asimismo, sugerimos definir puntos de corte operativos, integrarlo en programas psicoeducativos basados en ACT, realizar mediciones periódicas durante el semestre, capacitar a tutores y servicios de consejería en su interpretación, y asegurar procedimientos éticos de consentimiento, confidencialidad y derivación oportuna de casos que requieran atención clínica.

Referencias

- Ali, M., Thurasamy, R., Ting, H., & Cheah, J.-H. (2025). Convenience sampling: A review and guidelines for quantitative research. *Journal of Applied Structural Equation Modeling*, 9(2), 1–15. [https://doi.org/10.47263/jasem.9\(2\)01](https://doi.org/10.47263/jasem.9(2)01)
- Arroyo-Pizarro, P., Peña-Muñante, G., Osorio, M., y Moreno-Montero, E. (2025). Una Adaptación y traducción del Psy-Flex en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana. *Medicina Clínica y Social*, 9, en producción.
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de psicología*, 29(3). <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Aydin, Y. (2023). Psychological inflexibility, ruminative thinking, worry and self-compassion in relation to college adjustment. *Bartın üniversitesi eğitim fakültesi dergisi*, 12(2), 422–434. <https://doi.org/10.14686/buefad.1022706>
- Baghaei, P., & Effatpanah, F. (2024). Nonparametric Kernel Smoothing Item Response Theory analysis of Likert items. *Psych*, 6(1), 236–259. <https://doi.org/10.3390/psych6010015>
- Caimano, S., Malkin, A., Monroy, P., Horoky, D., & Kum, J. J. Y. (2024). A scoping review of acceptance and commitment therapy in higher education. *The Psychological Record*. <https://doi.org/10.1007/s40732-024-00586-0>
- Cherry, K. M., Hoeven, E. V., Patterson, T. S., & Lumley, M. N. (2021). Defining and measuring “psychological flexibility”: A narrative scoping review of diverse flexibility and rigidity constructs and perspectives. *Clinical Psychology Review*, 84(101973), 101973. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2021.101973>
- Christensen, K. B., Makransky, G., & Horton, M. (2017). Critical values for yen’s Q3: Identification of local dependence in the Rasch model using residual correlations. *Applied Psychological Measurement*, 41(3), 178–194. <https://doi.org/10.1177/0146621616677520>
- Cuijpers, P., Auerbach, R. P., Benjet, C., Bruffaerts, R., Ebert, D., Karyotaki, E., & Kessler, R. C. (2019). The World Health Organization World Mental Health International College Student initiative: An overview. *International Journal of Methods in Psychiatric*



Research, 28(2), e1761. <https://doi.org/10.1002/mpr.1761>

- Cunha, M., Temido, A., Moniz, S., & Galhardo, A. (2024). Assessing psychological flexibility and mental health in adults: The Psy-Flex European Portuguese version. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 32(100730), 100730. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2024.100730>
- Davis, C. H., Klimczak, K., Aller, T. B., Twohig, M. P., & Levin, M. E. (2024). Reach, adoption, and maintenance of online acceptance and commitment therapy at a university: An implementation case study. *Psychological Services*, 21(2), 355–361. <https://doi.org/10.1037/ser0000834>
- de Ayala, R. J., Zumbo, B. D., Weiss, D. J., Reckase, M., & Hofer, S. (2022). Introduction to Measurement. En R. J. de Ayala, B. D. Zumbo, D. J. Weiss, M. Reckase, & S. Hofer (Eds.), *The theory and practice of item response theory, second edition* (pp. 1–12). Guilford Press.
- Felt, J. M., Castaneda, R., Tiemensma, J., & Depaoli, S. (2017). Using person fit statistics to detect outliers in survey research. *Frontiers in Psychology*, 8, 863. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00863>
- Freymann, J. (2024). *Psychological flexibility in unaccompanied refugee minors in Cyprus - a network analysis* [Tesis doctoral, University of Padova]. Repositorio institucional de la University of Padova. <https://thesis.unipd.it/handle/20.500.12608/53900>
- Galán-Muros, V.; Roser-Chinchilla, J.; Hsiung, N. (2024). Supporting the mental health and well-being of higher education students. *SDG briefs series*. Goal 3. UNESCO IESALC. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000391501>
- Gloster, A. T., Block, V. J., Klotsche, J., Villanueva, J., Rinner, M. T. B., Benoy, C., Walter, M., Karekla, M., & Bader, K. (2021). Psy-Flex: A contextually sensitive measure of psychological flexibility. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 22, 13–23. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2021.09.001>
- Guerrero, V. (2022). Enfoque cuantitativo: taxonomía desde el nivel de profundidad de la búsqueda del conocimiento. *Llalliq*, 2(1), 13–27. <https://doi.org/10.32911/llalliq.2022.v2.n1.936>
- Gur, A., Mouadeb, D., Reich, A., & Atar, L. (2024). Translation and psychometric evaluation of the Hebrew version of Psy-Flex to assess psychological flexibility. *Journal of Behavioral and Cognitive Therapy*, 34(1), 100483. <https://doi.org/10.1016/j.jbct.2023.100483>
- Hayes, S. (2020). *Una mente liberada, la guía esencial de la terapia de aceptación y compromiso (ACT), como transformar un pensamiento y liberarte del estrés, la ansiedad, la depresión y la adicción*. Paidós.
- Hayes, S. C., Strosahl, K., & Wilson, K. (2015). *Terapia de Aceptación y Compromiso: Proceso y práctica del cambio consciente (Mindfulness)*. Desclée De Brouwer.
- Hayes, S.C. (1989). *Rule governed behavior: Cognition, contingencies, and instructional control*. Plenum Press.
- Hernández-Sampieri, R., y Mendoza, C. (2018). *Metodología de la investigación: las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta* (1era edición). MC Graw Hill.

- Hsu, T., Adamowicz, J. L., & Thomas, E. B. K. (2023). The effect of acceptance and commitment therapy on the psychological flexibility and inflexibility of undergraduate students: A systematic review and three-level meta-analysis. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 30, 169–180. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2023.10.006>
- Huerta, S., y Barbaran, R. (2024). *Validación de las propiedades psicométricas de la Escala Psy-Flex en población peruana* [Tesis de licenciatura, Universidad Peruana Unión]. Repositorio institucional de la Universidad Peruana Unión. <http://repositorio.upeu.edu.pe/handle/20.500.12840/7605>
- Jo, D., Seong, B., & Yang, E. (2023). Psychometric properties of the Psy-flex scale: A validation study in a community sample in Korea. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 30, 70–79. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2023.09.004>
- Kang, T., Cohen, A. S., & Sung, H.-J. (2009). Model selection indices for polytomous items. *Applied Psychological Measurement*, 33(7), 499–518. <https://doi.org/10.1177/0146621608327800>
- Karyotaki, E., Cuijpers, P., Albor, Y., Alonso, J., Auerbach, R. P., Bantjes, J., Bruffaerts, R., Ebert, D. D., Hasking, P., Kiekens, G., Lee, S., McLafferty, M., Mak, A., Mortier, P., Sampson, N. A., Stein, D. J., Vilagut, G., & Kessler, R. C. (2020). Sources of stress and their associations with mental disorders among college students: Results of the world health organization world mental health surveys international college student initiative. *Frontiers in Psychology*, 11, 1759. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01759>
- Levin, M. E., An, W., Davis, C. H., & Twohig, M. P. (2020). Evaluating acceptance and commitment therapy and mindfulness-based stress reduction self-help books for college student mental health. *Mindfulness*, 11(5), 1275–1285. <https://doi.org/10.1007/s12671-020-01344-3>
- Liu, C.-W., & Chalmers, R. P. (2018). Fitting item response unfolding models to Likert-scale data using mirt in R. *PloS One*, 13(5), e0196292. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0196292>
- Maydeu-Olivares, A., & Joe, H. (2014). Assessing approximate fit in categorical data analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 49(4), 305–328. <https://doi.org/10.1080/00273171.2014.911075>
- Nguyen, T. H., Han, H.-R., Kim, M. T., & Chan, K. S. (2014). An introduction to item response theory for patient-reported outcome measurement. *The Patient*, 7(1), 23–35. <https://doi.org/10.1007/s40271-013-0041-0>
- Ong, C. W., Lee, E. B., Levin, M. E., & Twohig, M. P. (2019). A review of AAQ variants and other context-specific measures of psychological flexibility. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 12, 329–346. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2019.02.007>
- Pedrelli, P., Nyer, M., Yeung, A., Zulauf, C., & Wilens, T. (2015). College students: Mental health problems and treatment considerations. *Academic psychiatry: the journal of the American Association of Directors of Psychiatric Residency Training and the Association for Academic Psychiatry*, 39(5), 503–511. <https://doi.org/10.1007/s40596-014-0205-9>
- Samejima, F. (1997). Graded response model. In *Handbook of Modern Item Response Theory* (pp. 85-100). Springer.

- Sari, H. İ., & Karaman, M. A. (2018). Gaining a better understanding of General Mattering Scale: An application of classical test theory and item response theory. *International journal of assessment tools in education*, 5(4), 668–681. <https://doi.org/10.21449/ijate.453337>
- UNESCO (2022). *Higher education global data report (Summary)* [Documento de trabajo]. World Higher Education Conference. https://www.right-to-education.org/sites/right-to-education.org/files/resource-attachments/UNESCO_Higher%20Education%20Global%20Data%20Report_Working%20document_May2022_EN_0.pdf
- Ventura-León, J. (2021). Instrumentos breves: Un método para validar el contenido de los ítems. *Andes pediátrica: revista Chilena de pediatría*, 92(5), 812–813. <https://doi.org/10.32641/andespediatr.v92i5.3961>
- Ventura-León, J., Lino-Cruz, C., Tocto-Muñoz, S., Sánchez-Villena, A. R., Martínez-Munive, R., Casiano-Valdivieso, K., & Talledo-Sánchez, K. (2024). Evidence of validity of a Jealousy Scale in Peruvian youth and adults: An item response theory approach. *Suma Psicológica*, 31(2), 11–20. <https://doi.org/10.14349/sumapsi.2024.v31.n2.2>
- Yildirim, M., & Aziz, I. A. (2023). Turkish validation of the Psy-Flex Scale and its association with resilience and social support. *Environment and Social Psychology*, 8(1). <https://doi.org/10.18063/esp.v8.i1.1513>
- Yuan, K.-H., & Zhong, X. (2013). Robustness of fit indices to outliers and leverage observations in structural equation modeling. *Psychological Methods*, 18(2), 121–136. <https://doi.org/10.1037/a0031604>
- Zancan, R. K., Constantinopolos, L. B., Pankowski, B. E., Bellini, B. D., & Oliveira, M. da S. (2023). Acceptance and commitment therapy for university students: A qualitative study. *Psicologia - Teoria e Prática*, 25(1). <https://doi.org/10.5935/1980-6906/eptppe14535.en>
- Zapata-Ospina, J. P., Patiño-Lugo, D. F., Vélez, C. M., Campos-Ortiz, S., Madrid-Martínez, P., Pemberthy-Quintero, S., Pérez-Gutiérrez, A. M., Ramírez-Pérez, P. A., & Vélez-Marín, V. M. (2021). Intervenciones para la salud mental de estudiantes universitarios durante la pandemia por COVID-19: una síntesis crítica de la literatura. *Revista colombiana de psiquiatría*, 50(3), 199–213. <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2021.04.007>

Trayectoria Académica

Pedro Arroyo-Pizarro

Psicólogo por la UNFV especializado en estadística aplicada (INEI). Entrenado en Terapia de Aceptación y Compromiso (ACT; IPAC, Instituto Values), Psicoterapia Analítica Funcional (PAF; CIPCO) y Activación Conductual para la Depresión. Director de Imagen Institucional 2021-2022 (Liceo Contextual). Especialista certificado en Terapia Cognitivo-Conductual (TCC). Investigador enfocado a la línea de procesos psicológicos en entornos públicos en población de adultez emergente.

Conflicto de intereses

No existe conflicto de interés que involucre al autor de la investigación.

Responsabilidad ética

El presente estudio fue aprobado por CIIUE de la UNFV (Registro N.º 002-2024-CI-UIIE-FAPS-UNFV).

Se cumplió con los aspectos éticos: (1) Presentación de consentimiento informado basado en la voluntariedad, información y comprensión de las unidades de análisis sobre los objetivos de investigación; (2) beneficencia y no maleficencia, en la medida que se debe buscar el beneficio máximo para los participantes y mitigar cualquier posible daño; (3) Justicia que garantiza que los participantes sean elegidos de manera equitativa y no discriminatoria para evitar prácticas de selección que favorezcan a ciertos grupos de la población; (4) Sometimiento a revisiones éticas, en la medida que el presente estudio se sometió a un comité de ética para la investigación independiente para verificar el cumplimiento de los principios éticos y protección de los individuos; (5) Privacidad y confidencialidad en los datos que se recopilen de los instrumentos de estudios; (6) Investigación en poblaciones vulnerables, se deben resguardar protecciones especiales para individuos con capacidades diferentes y poblaciones desfavorecidas; y, (7) Revisión continua, en la medida que los participantes realizan ajustes en el estudio para evaluar si surgen problemas inesperados.

Asimismo, se consideraron estrictamente las pautas éticas para investigaciones mediadas por internet mediante tres principios: (1) en relación a la persona, ya que se destacó la presencia de consentimiento informado para garantizar la continuidad del proceso; (2) con respecto al beneficio, dado que se pretendió maximizar la ganancia y minimizar el perjuicio; y, (3) concerniente a la justicia, se refirió a la protección a menores de edad o exclusión de ciertos grupos debido a la vulnerabilidad de los mismos.

En complementariedad, es pertinente señalar que los datos derivados del presente estudio se identifican y trataron del estudio “adaptación y traducción del psy-flex en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana”, mediante la suma de las dos muestras segmentadas en un enfoque interpretativo basado en la Teoría de la Respuesta al Ítem.

Conflicto de intereses

El autor declara que no existe ningún conflicto de intereses de naturaleza personal, académica, profesional o financiera que pueda haber influido en el desarrollo, análisis o publicación de los resultados de la presente investigación.

Responsabilidad ética

La investigación se desarrolló en conformidad con los principios éticos de la investigación científica y las disposiciones establecidas por la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional Federico Villarreal. La participación de los estudiantes fue voluntaria y se garantizó la confidencialidad, el anonimato y el uso exclusivo de la información con fines académicos y científicos. Asimismo, se obtuvo el consentimiento informado de los participantes, respetando los principios de autonomía, beneficencia y justicia.

Contribución de autoría

Pedro Luis Arroyo-Pizarro (PLAP): conceptualización, diseño metodológico, investigación, recopilación y curación de datos, análisis formal, interpretación de resultados, redacción del borrador original, revisión crítica del contenido intelectual, edición del manuscrito y aprobación de la versión final para su publicación.

El estudio fue desarrollado bajo el seguimiento académico y la supervisión de la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional Federico Villarreal. El autor asume la responsabilidad sobre la integridad, precisión y veracidad del contenido del manuscrito.

Financiamiento

La presente investigación fue realizada con recursos propios del autor y no recibió financiamiento específico de instituciones públicas, privadas, organismos internacionales ni entidades sin fines de lucro.

Disponibilidad de datos

Los datos que respaldan los resultados de la investigación estarán disponibles previa solicitud razonable al autor de correspondencia, respetando las consideraciones éticas y la confidencialidad de la información proporcionada por los participantes.

Agradecimientos

El autor expresa su especial agradecimiento a la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional Federico Villarreal por el respaldo institucional y por promover el desarrollo de la investigación científica. Asimismo, agradece a los estudiantes universitarios que participaron voluntariamente en el estudio y a todas las personas que, de manera directa o indirecta, contribuyeron al desarrollo y culminación de la presente investigación.

