MEDICINA CLÍNICA Y SOCIAL
Med. clín. soc. 2025;9(1):e549. e-ISSN: 2521-2281
https://doi.org/10.52379/mcs.v9.549

ORIGINAL

Adaptación y traducción del Psy-Flex en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana

Adaptation and translation of the Psy-Flex in university students in Lima Metropolitana

Pedro Arroyo-Pizarro[1], Gonzalo Peña-Muñante[2]
Margot Osorio Chipana[3], Esteban Moreno-Montero[4]

[1] Universidad Nacional Federico Villarreal, Facultad de Psicología, Lima, Perú.
[2] Universidad de Almería, Departamento de Psicología, Almería, España.
[3] Hospital San José del Callao, Callao, Perú.
[4] Universidad de La Coruña, La Coruña, España.

Recibido: 26/11/2024
Aceptado: 12/02/2025
Publicado: 18/08/2025

Autor correspondiente
Pedro Arroyo-Pizarro
Universidad Nacional Federico Villarreal
Lima, Perú
pedro.arroyo.pizarro@gmail.com

Editor Responsable
Iván Barrios, PhD
Universidad Nacional de Asunción
San Lorenzo, Paraguay

Conflictos de interés
Los autores declaran no poseer conflictos de interés.

Fuente de financiación
Los autores no recibieron apoyo financiero de entidades gubernamentales o instituciones para realizar esta investigación

Este artículo es publicado bajo una licencia de Creative Commons Reconocimiento 4.0 Internacional.

RESUMEN

Introducción: El Psy-Flex es una medida relevante para la práctica clínica dado que facilita la planificación terapéutica y representa una medida del cambio en las sesiones de intervención, sin embargo, no se encuentra adaptada al contexto peruano. **Objetivo:** Adaptar el Psy-Flex en una muestra de estudiantes universitarios peruanos. **Metodología:** Se utilizó un diseño instrumental a partir de dos muestras de 273 participantes cada una con edades entre 18 a 59 años de ambos sexos, se empleó el coeficiente "V" de Aiken para la validez de contenido, análisis factorial confirmatorio para estimar las evidencias de validez basada en la estructura interna y coeficiente α y ω para la fiabilidad por consistencia interna. **Resultados:** Se identificó índices de ajuste absolutos (RMSEA=.000 a .074; SRMR=.014 a .031) y relativos (CFI=.977 a 1.000; TLI=.962 a 1.005) óptimos e índices de fiabilidad aceptables para el modelo unidimensional (ω=.841; ω=.849) y bidimensional: dimensión 1 (ω=.864; ω=.767) y dimensión 2 (ω=.711; ω=.645). **Conclusión:** La adaptación del Psy-Flex a la población de estudiantes universitarios de Lima Metropolitana presenta adecuadas fuentes de evidencias de validez y confiabilidad que permiten la utilización del modelo unidimensional y bidimensional compuesto por Mindfulness y Proceso de Aceptación y Compromiso y Procesos de Cambio de Conducta.

Palabras clave: Psicometría, Terapia de Aceptación y Compromiso, Psicología Clínica, Perú, Estudiantes

ABSTRACT

Introduction: Psy-Flex is a relevant measure for clinical practice as it facilitates therapeutic planning and represents a measure of change in intervention sessions; however, it is not adapted to the Peruvian context. **Objective:** To adapt Psy-Flex in a sample of Peruvian university students. **Methodology:** An instrumental design was used based on two samples of 273 participants each, aged 18 to 59 years of both sexes. Aiken's "V" coefficient was used for content validity, confirmatory factor analysis to estimate evidence of validity based on internal structure, and α and ω coefficients for internal consistency reliability. **Results:** Optimal absolute (RMSEA=.000 to .074; SRMR=.014 to .031) and relative (CFI=.977 to 1.000; TLI=.962 to 1.005) fit indices and acceptable reliability indices were identified for the unidimensional model (ω=.841; ω=.849) and two-dimensional model: dimension 1 (ω=.864; ω=.767) and dimension 2 (ω=.711; ω=.645). **Conclusion:** The adaptation of Psy-Flex to the population of university students in Metropolitan Lima presents adequate sources of evidence of validity and reliability that allow the use of the unidimensional and two-dimensional model composed of Mindfulness and Acceptance and Commitment Process and Behavior Change Processes.

Keywords: Psychometrics, Acceptance and Commitment Therapy, Clinical Psychology, Peru, Students.

Como citar este articulo: Arroyo-Pizarro P, Peña-Muñante G, Osorio Chipana M, Moreno-Montero E. Adaptación y traducción del Psy-Flex en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana. Med. clín. soc. 2025;9(1):e549.

INTRODUCCIÓN

La flexibilidad psicológica (FP) se define como la capacidad de mantener contacto con el momento presente y, en función de las contingencias situacionales, persistir o modificar la conducta en función de los valores elegidos, incluso en presencia de experiencias internas desafiantes o no deseadas (1). La FP engloba un conjunto de habilidades interconectadas que se han asociado con un mayor nivel de bienestar y menores niveles de ansiedad y depresión (2–5), adquiriendo una creciente relevancia en el ámbito de la salud mental.

En el ámbito de la psicología clínica, la FP se ha posicionado como una variable transdiagnóstica de suma importancia dado que facilita la planificación de sesiones terapéuticas basada en procesos, permitir un seguimiento a lo largo del tratamiento y proporcionar una medida de cambio terapéutico (6).

Su implicancia en la práctica clínica ha impulsado el desarrollo de hasta doce instrumentos de medición (7), diseñados para evaluar eficazmente los componentes de la FP. Sin embargo, se ha observado que el Psy-Flex se ha posicionado como una herramienta con niveles adecuados de precisión y confiabilidad frente a otras medidas (8). El Psy-Flex es una medida creada por Gloster et al. (2) compuesta por seis ítems que evalúan pensamientos, experiencias y comportamientos, utilizando una escala de siete alternativas de respuesta. Este instrumento, aplicado tanto en población clínica (con problemas de salud mental) y no clínica (sin problemas de salud mental), ha suscitado un gran interés en el ámbito de la evaluación y medición psicológica, enfocándose en la estimación de sus propiedades psicométricas desde la teoría clásica de los test.

En el escenario internacional, diversas investigaciones han empleado el análisis factorial confirmatorio para evaluar la adecuación del modelo teórico subyacente al Psy-Flex, lo que ha permitido recopilar evidencias relacionadas con la estructura interna del instrumento. Sin embargo, los resultados han mostrado cierta inestabilidad en el ajuste del modelo unidimensional original, reflejada en índices absolutos (CMIN/DF = 11.663 a 27.77; SRMR = 0.063 a 0.080; RMSEA = 0.144 a 0.160) y relativos (TLI = 0.700 a 0.824; CFI = 0.810 a 0.895), en muestras de población adulta (9,10). Esta inestabilidad ha motivado ajustes en la especificación del modelo, como la correlación entre errores de ítems (11), lo cual ha derivado en versiones mejoradas con índices de ajuste más satisfactorios (SRMR = 0.039 a 0.041; RMSEA = 0.038 a 0.082; TLI = 0.920 a 0.988; CFI = 0.933 a 0.993) y niveles adecuados de fiabilidad (α = 0.727 a 0.910) en el Modelo 2 (12,13). También se han propuesto modelos alternativos (14,15) que restringen algunas correlaciones residuales (Modelo 3) o plantean estructuras multidimensionales con tres estilos de respuesta (Modelos 4 y 5): abierto, centrado y comprometido, los cuales han mostrado índices de ajuste óptimos (χ^2/df = 3.601; RMSEA = 0.055; SRMR = 0.023; CFI = 0.985) y buena fiabilidad (α = 0.740).

A pesar de estos avances, la mayoría de estudios se han realizado en idiomas distintos al español, lo que limita la comprensión sobre la estabilidad transcultural del Psy-Flex, especialmente en cuanto a su morfología y sintaxis en contextos hispanohablantes (16). En consecuencia, resulta necesario llevar a cabo un proceso riguroso de adaptación lingüística que permita evaluar su funcionamiento en población peruana (17). Por ello, el objetivo de la presente investigación fue adaptar el Psy-Flex en una muestra de universitarios de Lima Metropolitana.

METODOLOGÍA

Diseño

La investigación se llevó a cabo con un enfoque cuantitativo, el cual permite mayor objetividad y reduce el sesgo individual. El estudio se clasifica como instrumental, porque se enfocó en el análisis de las propiedades psicométricas de instrumentos de medición. Además, su diseño fue de tipo transversal, dado que los datos se recopilaron en una única ocasión, sin intervención o manipulación de las variables (18).

Participantes

Para el presente estudio se utilizaron dos muestras, conformadas por estudiantes de instituciones de educación superior públicas ubicadas en Lima Metropolitana. El tamaño de la muestra se determinó en función de la potencia estadística, mediante el método de ajuste global propuesto por MacCallum et al. (19) para modelos de ecuaciones estructurales basados en matrices de covarianzas. Se emplearon los siguientes parámetros: (a) grados de libertad, (b) α, (c) 1-β, (d) RMSEA-Ho, y (e) RMSEA-Ha. Estos valores se introdujeron en la interfaz desarrollada por Preacher y Coffman (20) para generar el código en R.

Los grados de libertad se calcularon a partir de la diferencia entre los puntos de información (S) y los parámetros del modelo de medida (∑), con valores de S = 21 y ∑ = 21, lo que resultó en gl = 9 (21,22). Los valores de α y β se fijaron en .05 y .80, respectivamente, con el objetivo de garantizar estimaciones estables (23). El RMSEA se estableció

entre .05 ≤ RMSEA ≤ .08, de acuerdo con el ajuste deseado (Ho) y el máximo desajuste tolerado (Ha). En consecuencia, el tamaño muestral se determinó en 273 participantes (n = 272.66) para los dos grupos.

El tipo de muestreo fue no probabilístico por bola de nieve con criterios de inclusión y exclusión (24). La encuesta se diseñó en Google Forms. Los criterios de inclusión fueron: (a) ser estudiante de una universidad pública de Lima Metropolitana; b) tener entre 18 a 59 años; y (c) completar la encuesta de forma voluntaria. Los criterios de exclusión fueron: (a) ser estudiante de una universidad privada de Lima Metropolitana; (b) no completar el formulario de consentimiento informado; y c) no cumplimentar la encuesta.

Instrumentos

El instrumento adaptado fue el Psy-Flex creado por Gloster et al. (2). Este instrumento tiene como objetivo evaluar los procesos centrales de la flexibilidad psicológica propuestos por ACT, a través de seis ítems: estar presente, estar abierto a experiencias, dejar ser a los pensamientos, estabilidad personal, conciencia de los propios valores y estar comprometido. La evaluación se realiza mediante una escala Likert con cinco opciones de respuesta, que van desde 1 (Muy raramente) hasta 5 (Muy frecuentemente). Las evidencias de validez fueron comprobadas por análisis factorial confirmatorio, sin embargo, la solución inicial no tuvo óptimos índices de ajuste, por ello correlacionaron los errores de los ítems 5 y 6 para obtener una solución unifactorial interpretable: muestra total ($\chi^2(8) = 47.3$; CFI = .98; TLI = .96; RMSEA = .076; SRMR = .031), 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.

En relación a las evidencias de validez en relación a otras variables o validez de criterio, se empleó procesos medidos, teóricamente relacionados como la medida de inflexibilidad psicológica a partir de Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II) (25) adaptado a una muestra peruana por Valencia y Falcón (26) y la medición de fusión cognitiva mediante el Cognitive Fusion Questionnaire (CFQ) (27) traducido y adaptado por Valencia y Falcón (28) a adultos peruanos. Por otro lado, se empleó medidas de sintomatología relacionadas inversamente con la flexibilidad psicológica como la estimación de los síntomas de depresión derivados del Patient Health Questionnaire 2-item (PHQ-2) (29) traducido al contexto peruano por Baños-Chaparro et al. (30) y la medición de la ansiedad del Generalized Anxiety Disorder Scale 2-item (GAD-2) (31) adaptado por Franco-Jimenez y Nuñez-Magallanes (32) .

Procedimiento

En primer lugar, se distribuyó el consentimiento informado a los participantes como requisito previo para la administración de los instrumentos de medición. Se garantizó que los participantes comprendieran los objetivos del estudio, su participación voluntaria y el tratamiento confidencial de los datos. La recolección de datos se llevó a cabo en dos fases. La primera recolección se realizó entre el 2 de mayo de 2024 y el 24 de julio de 2024. La segunda recolección inició el 30 de agosto de 2024 y finalizó el 4 de octubre de 2024.

Procedimiento de traducción de la escala

En primer lugar, se presentó el plan de trabajo de investigación al Comité de Ética de Investigación de la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional Federico Villarreal. En segundo lugar, se realizó el proceso de traducción sugerido por Ramada-Rodilla et al. (33):

Ejecución de la traducción directa de inglés a español a cargo de dos traductores certificados del Colegio de Traductores del Perú con lengua materna español y segunda lengua inglés, un traductor con experiencia en traducción de documentos psicológicos y un traductor con experiencia en manuscritos metodológicos. Se obtuvieron dos versiones en español que fueron sometidas a revisión de una tercera traductora certificada en docencia especializada de inglés para población hispanohablante y que además contaba con el título de Bachiller en Psicología.

La ejecución de la retro-traducción estuvo a cargo de dos traductores con lengua materna inglés y segunda lengua español, un traductor con experiencia en traducción de documentos psicológicos y un traductor con experiencia en manuscritos científicos. Se obtuvieron dos versiones en inglés que fueron sometidas a cuantificación de similitud por porcentaje de sistemas automatizados, y a revisión de una psicóloga clínica colegiada con dominio experto de inglés y español perteneciente a la Asociación Peruana Contextual-Conductual de Psicología.

Se conformó un comité compuesto por un equipo de investigación que evaluó las cuatro versiones: original, versión en español del paso 1, versión en inglés del paso 2, y versión en español propuesta en la página oficial del Psy-Flex: https://contextualscience.org/psyflex_spanish. De

esta manera, se consiguió una versión final en español del Psy-Flex.

En tercer lugar, la versión en español fue sometida a criterio de jueces especializados en la temática de Terapias Basadas en Evidencia de la Asociación Peruana Contextual-Conductual de Psicología mediante un certificado de validez de contenido. En cuarto lugar, se realizó una entrevista cognitiva a estudiantes universitarios para comprobar la comprensión y rendimiento de la prueba. En quinto lugar, se reunió a un equipo de investigación para evaluar las respuestas de los estudiantes universitarios a los ítems de la prueba y valorar la posibilidad de establecer modificaciones en el instrumento. El resultado de este proceso fue la versión final del instrumento. En sexto lugar, se repartieron los instrumentos en dos momentos temporales: en el primero se repartió el consentimiento informado y el Psy-Flex para evaluar la configuración estructural del análisis; y en el segundo se repartió el consentimiento informado, el Psy-Flex y el resto de instrumentos (AAQ-II, CFQ, GAD-2 y PHQ-2). Finalmente, se recolectaron los hallazgos en una hoja de cálculo de Microsoft Excel para su exportación a un software especializado en análisis de datos.

Análisis de datos

En la primera fase, se trasladaron las respuestas de la tercera instancia de la adaptación del Psy-Flex a una hoja de cálculo para evaluar las respuestas de los jueces. De este modo, se fijó un número equivalente entre 5 a 10 para estimar la variabilidad de la muestra de acuerdo a su claridad, relevancia y pertinencia (34). Mediante el índice "V" de Aiken con intervalos de confianza al 95% (35–37), se tomó en consideración valores óptimos (V>.70) para mantener el ítem (38) y, dado que los jueces se encontraron en distintos escenarios, se exploró las discrepancias entre los coeficientes en función de las variables sociodemográficas relevantes utilizando el coeficiente "h" para "V" de Aiken (37). Dichos coeficientes se resumieron con el gráfico aluvial (39).

En la segunda fase, se examinaron los estadígrafos para las puntuaciones de los ítems del instrumento para los grupos etarios, y se ejecutaron procedimientos estadísticos para evaluar la aproximación de los datos a la distribución normal univariante mediante los valores absolutos de los índices de asimetría ($g_1 < |3|$) y curtosis ($g_2 < |10|$) (40), así como la aproximación a la normalidad multivariante mediante el coeficiente de Mardia (G2 < 70) (41). También se realizó el análisis de la multicolinealidad para evaluar el solapamiento por redundancia entre las puntuaciones de los ítems a través de la correlación ítem-test ($r_{it} < .90$) (42).

En la tercera fase, se exploró la evaluación general mediante el análisis factorial restrictivo para comprobar el ajuste de los modelos previamente identificados a través del método de estimación de máxima verosimilitud robusta (MLR) sugerido para variables categóricas (42). Los índices de ajuste aproximados absolutos fueron: raíz de la media cuadrática del error de aproximación (RMSEA) y residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR). Los índices relativos fueron: índice de ajuste comparativo (CFI) e índice de Tucker-Lewis (TLI). Para el ajuste óptimo de los valores, se tomaron los siguientes puntos de corte: CFI > .95, TLI > .95, RMSEA < .06 (43), SRMR < .08 (44). En la evaluación individual se retuvieron los ítems con cargas factoriales aceptables ($\lambda > .50$) (45).

En la cuarta fase, para evaluar las evidencias con respecto a la relación con otras variables, se ejecutó un análisis de la relación entre las variables de estudio en un modelo de ecuaciones estructurales lineales para estimar los índices de ajuste relativos y absolutos basados en los puntos de corte previamente descritos.

En la quinta fase, se empleó el coeficiente ω de McDonald para el análisis de fiabilidad por consistencia interna, debido a su robustez y potencia estadística en variables categóricas constituidas en análisis factoriales (46). En este sentido, se consideraron valores aceptables a los coeficientes ω comprendidos entre .70 a .90 (47).

Aspectos éticos

El presente estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Unidad de Investigación, Innovación y Emprendimiento de la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional Federico Villarreal mediante el registro N° 002-2024-CI-UIIE-FAPS-UNFV. De esta manera, el presente estudio se ha regido por los principios éticos constituidos en la Declaración de Helsinki (48) respeto a las personas a partir de la obtención de consentimiento informado de los participantes sin solicitud de datos personales, minimizando los posibles daños a los participantes derivados de la identificación, selección equitativa de los participantes mediante su retiro voluntario expreso en cualquier etapa de la medición y maximización de los beneficios concernientes a la disponibilidad de los instrumentos en formato virtual.

RESULTADOS

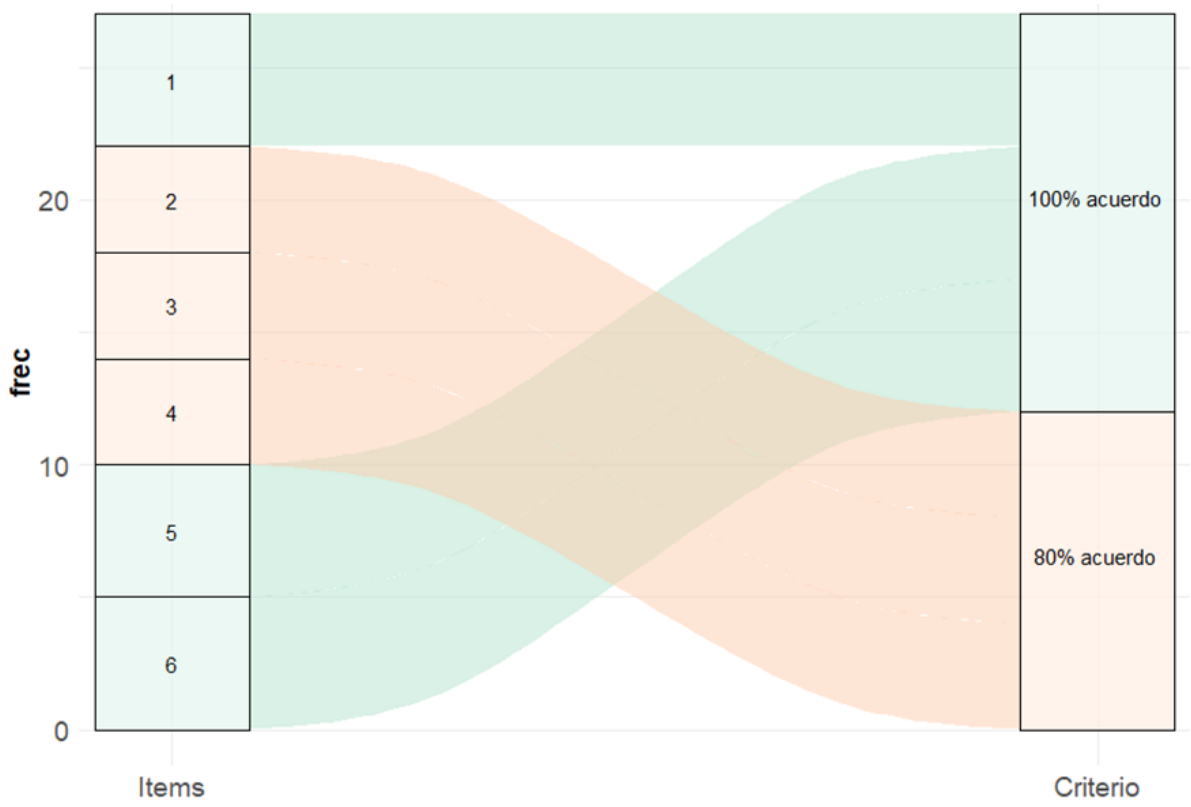
Traducción

En la primera fase, traducción directa, se obtuvo una versión en español concertadas por la revisión de una

tercera traductora certificada en docencia en inglés, hubo discrepancias semánticas en los ítems 2, 3 y 4, y se conformó la primera versión del Psy-Flex. Luego, en la segunda fase la versión creada fue trasladada al inglés mediante el procedimiento de retrotraducción por dos especialistas angloparlantes en traducción y se reportó discrepancias en la conjugación verbal del ítem 1, las cuales fueron mediadas por una especialista en ACT bilingüe para obtener una segunda versión del Psy-Flex.

Se estableció una tercera fase, donde hubo la participación de cuatro profesionales en psicología clínica con mención en ciencias del comportamiento pertenecientes al equipo de investigación para analizar conjuntamente las versiones elaboradas en fases previas (n=2), versión original y la traducción proporcionada por la Universidad de Basel: https://contextualscience.org/psyflex_spanish. En esta fase, se formularon cuatro versiones sintetizadas que, fueron sometidas a contraste por una especialista en psicología clínica y un especialista en ciencias del comportamiento, obteniendo una versión en español del Psy-Flex a partir de la estructura semántica de las afirmaciones, economía sintáctica de los conceptos, conjugación verbal y coherencia de contenido.

FIGURA 1. DIAGRAMA ALUVIAL DEL ACUERDO DE LOS JUECES



Posteriormente, la versión previa fue sometida a cinco psicólogos con grado de maestría con dominio temático en Terapias Basadas en Evidencia, se identificó un coeficiente "V" de Aiken de 1.00, es decir, 100% de grado de acuerdo en claridad, interpretabilidad y pertinencia para los ítems 1, 5 y 6, no obstante, hubo un coeficiente "V" equivalente a 0.80 (80%) de acuerdo en el criterio de claridad para los ítems 2, 3 y 4 (Figura 1). Por lo tanto, se cambió "surjan" por "fluyan" del ítem 2, se eliminó la preposición "a" del ítem 3 y se reemplazó "dentro" por "en" del ítem 3.

Se realizó un proceso de entrevista cognitiva protocolizada en 10 usuarios de la muestra a partir de tres indicadores: claridad, entendimiento e interpretación y se controló el sesgo de deseabilidad social, efecto de Hawthorne y la inaceptabilidad. En ese sentido, se detectaron problemas en el concepto de "fluir" del ítem 2 y "estorbar" del ítem 3 para consolidar una versión final del Psy-Flex. Asimismo, mayor profundidad de detalles del proceso de traducción pueden consultarse en los archivos suplementarios.

Análisis preliminar de los ítems

La Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos y la matriz de correlaciones de los ítems del Psy-Flex. Como se observa, la media de todos los ítems se situó en torno a 3 y la DE alrededor de 0.90. Del mismo modo, las medidas de asimetría y curtosis se situaron en el rango entre [-1, +1], lo que indica el cumplimiento de la aproximación a la normalidad univariante. Además, al analizar las correlaciones ítem-test se comprobó que la escala presentó una consistencia adecuada, sin solapamientos, y la significancia de los coeficientes de correlación fueron estadísticamente significativos ($p<.05$)

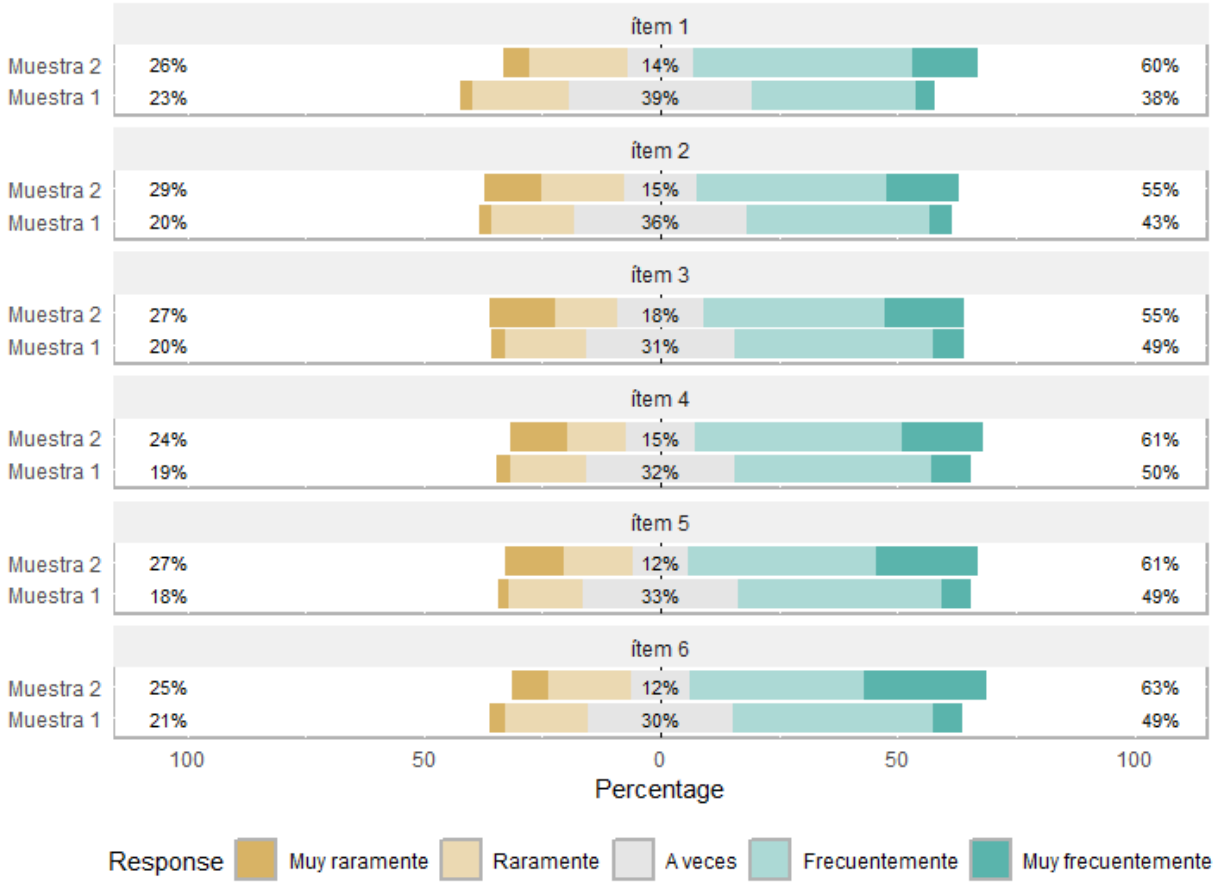
TABLA 1. ANÁLISIS DESCRIPTIVO Y MATRIZ DE CORRELACIONES

	Análisis descriptivo				Matriz de correlaciones					
N°	M	DE	g1	g2	i1	i2	i3	i4	i5	i6
i1	3.17 (3.42)	0.88 (1.12)	-.21 (-.53)	-.46 (-.74)	1					
i2	3.25 (3.29)	0.89 (1.26)	-.33 (-.46)	-.38 (-.93)	.66 (.35)	1				
i3	3.32 (3.31)	0.93 (1.28)	-.40 (-.51)	-.40 (-.86)	.62 (.52)	.67 (.40)	1			
i4	3.36 (3.41)	0.94 (1.25)	-.39 (-.66)	-.34 (-.66)	.58 (.58)	.65 (.47)	.68 (.52)	1		
i5	3.35 (3.43)	0.90 (1.31)	-.41 (-.60)	-.31 (-.87)	.48 (.55)	.59 (.44)	.63 (.56)	.64 (.47)	1	
i6	3.30 (3.56)	0.94 (1.25)	-.43 (-.58)	-.41 (-.82)	.48 (.59)	.54 (.50)	.57 (.63)	.64 (.62)	.61 (.52)	1

Nota: En paréntesis se ubican los hallazgos del segundo estudio. Los coeficientes de correlación fueron estadísticamente significativos a un nivel de significancia de 0.05.

En la Figura 2, se evidenció mayor proporción de datos en la opción de respuesta “Frecuentemente” con un rango porcentual entre 34.4% a 46.4% mientras que hubo menor proporción en el estilo de respuesta entre 2.2% a 12.6%, por lo tanto, se evidenció mayor tendencia de los usuarios a un patrón de respuesta, denotando presencia parcial del efecto techo en el estudio hacia respuestas positiva.

FIGURA 2. DISTRIBUCIÓN PROPORCIONAL DE LAS RESPUESTAS DE LOS ENCUESTADOS.



Análisis factorial confirmatorio

En la Tabla 2 se presentan los índices de ajuste de los modelos del Psy-Flex que se evaluaron para las dos aplicaciones: unidimensional (M1), Psy-Flex con errores correlaciones de los ítems 1 y 2, 2 y 3, 1 y 5 (M2), modelo con errores correlacionados de los ítems 5 y 6 (M3), modelo de tres dimensiones ortogonales (M4) y tres dimensiones correlacionadas (M5). Los modelos unifactoriales mostraron un ajuste excelente, los cuales tuvieron mayor ajuste mientras se restringió las correlaciones entre errores. En cuanto a los modelos de tres factores correlacionado (M4) y no correlacionado (M5), al evaluar su ajuste sin permitir correlaciones entre los factores, se obtuvieron soluciones inadecuadas y no convergieron (e. g. casos Heywood), por lo tanto, fueron eliminadas para posteriores comprobaciones. Sin embargo, en la inspección de la identificación de las matrices del cuarto modelo, se evidenció la presencia de una correlación muy cercana a la unidad entre las dimensiones "apertura" y "conciencia", por lo cual, se sumaron los reactivos 2 y 3 de la primera dimensión con los reactivos 1 y 4 de la segunda dimensión. En consecuencia, se generó un sexto modelo configurado por 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) (M6).

Por otro lado, el nuevo modelo configurado (M6) fue sometida a un proceso de análisis jerárquico directo o bifactor, sin embargo, las estimaciones tuvieron problemas de especificación para garantizar la presencia de una puntuación general en simultáneo con dimensiones. Esto indica que la medición del Psy-flex bidimensional tiene un tratamiento en dos componentes, dificultando su interpretación como puntuación total.

TABLA 2. ÍNDICES DE AJUSTE RELATIVOS Y ABSOLUTOS DE LOS MODELOS EVALUADOS

Modelos	χ^2(gl)	CFI	TLI	SRMR	RMSEA
M1	16.152 (9) [16.862 (9)]	.987 (.977)	.978 (.962)	.027 (.031)	.063 (.074)
M2	4.680 (6) [7.952(6)]	1.000 (.994)	1.005 (.987)	.014 (.021)	.000 (.045)
M3	12.790 (8) [11.965(8)]	.991 (.988)	.984 (.978)	.024 (.027)	.054 (.057)
M6[1]	12.790 (8) [11.965(8)]	.990 (.989)	.981 (.980)	.024 (.027)	.047 (.042)w

Análisis de fiabilidad

En la Tabla 3 se presentan las cargas factoriales y coeficiente de consistencia interna de los ítems del Psy-Flex en cada modelo de las dos aplicaciones. Es notable que los valores fueron mayores a λ = .50 en todos los modelos, lo que evidencia que los ítems son relevantes para la variable de flexibilidad psicológica y no hubo discrepancias severas entre las cargas factoriales de las dos aplicaciones. Además, los índices de fiabilidad fueron aceptables para los modelos, sin embargo, en la configuración del sexto modelo, se detectó que el segundo factor de la segunda aplicación no tuvo un índice de consistencia interna aceptable al encontrarse inferior a ω=.70.

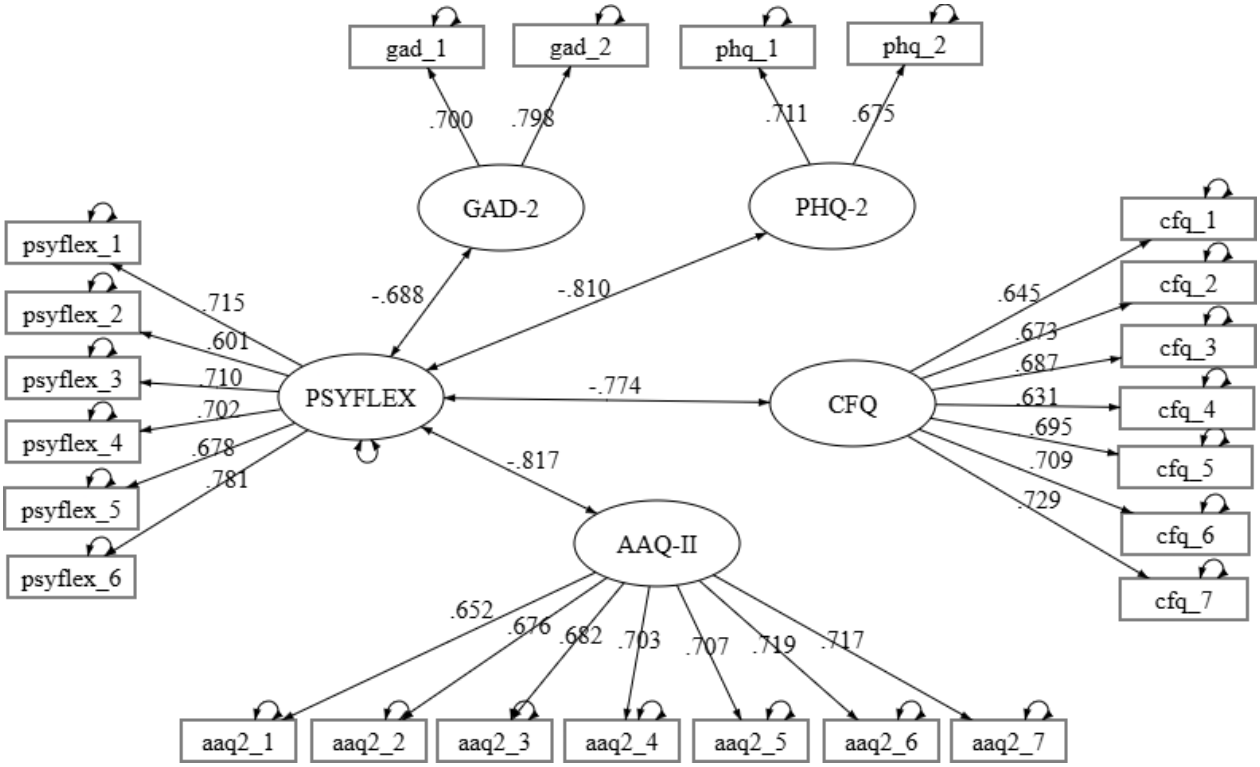
TABLA 3. CARGAS FACTORIALES DE LOS ÍTEMS Y FIABILIDAD DEL PSY-FLEX

Ítems	M1	M2	M3	M6[1]
Ítem 1	.692 (.732)	.674 (.734)	.699 (.717)	.617 (.804)
Ítem 2	.761 (.567)	.718 (.628)	.767 (.567)	.682 (.711)
Ítem 3	.796 (.702)	.784 (.711)	.800 (.700)	.746 (.894)
Ítem 4	.781 (.715)	.790 (.710)	.779 (.692)	.735 (.866)
Ítem 5	.725 (.668)	.748 (.651)	.710 (.712)	.683 (.842)
Ítem 6	.691 (.791)	.705 (.784)	.673 (.822)	.681 (.928)
ω	.881 (.849)	.870 (.867)	.873 (.865)	.864 (.767) .711(.645)

Evidencias de validez en relación a otras variables

Con respecto al análisis de evidencias en relación a otras variables, los hallazgos de las segunda medición señalaron que existe una carga factorial inversa estadísticamente significativa del modelo latente sin restricciones del Psy-Flex con las puntuaciones del modelo GAD-2 (λ_s=-.688; p=.000), PHQ-2 (λ_s=-.810; p=.000), CFQ (λ_s=-.744; p=.000) y AAQ-II (λ_s=-.817; p=.000), el modelo tuvo un ajuste aceptable en sus índices absolutos (χ^2/df= 1.520; SRMR=.047; RMSEA=.057; IC 95%[.045:.069]) y relativos (CFI=.936; TLI=.927).

FIGURA 3. MODELO DE ECUACIONES ESTRUCTURALES DE LAS PUNTUACIONES DEL PSY-FLEX CON MEDIDAS TEÓRICAMENTE RELACIONADAS.



DISCUSIÓN

En lo que concierne al propósito del estudio derivado en adaptar el Psy-Flex en una muestra de universitarios de Lima Metropolitana, los hallazgos indicaron que el proceso de traducción enfrentó dificultades relacionadas con la delimitación del campo semántico de las afirmaciones y la sintaxis de términos. Estos resultados se contrastan con Cunha et al. (12) y Soares et al. (49), quienes realizaron adaptación del Psy-Flex mediante la verificación del entendimiento de los ítems y ajustar el contenido según las observaciones o dificultades de los participantes. La similitud entre hallazgos en términos de complementariedad ha sido favorecida por las características morfológicas del inglés, como la ausencia de género en los sustantivos y el reducido número de conjugaciones verbales, así como por mecanismos sintácticos como el uso obligatorio del sujeto en las oraciones y la inalterabilidad del orden entre las conjugaciones de palabras (50).

En relación a la estructura factorial halladas en el presente estudio, se identificó que el primer modelo sin restricciones presentó índices de ajuste parcialmente estables, excepto en la raíz de la media cuadrática del error de aproximación (RMSEA > .07) en las dos aplicaciones. Sin embargo, al incorporar correlaciones entre los errores de los ítems, tanto los índices relativos como los absolutos mostraron un incremento significativo en su grado de ajuste (CFI > .90; TLI > .90; RMSEA < .06; SRMR < .08). En contraste con los hallazgos del presente estudio, investigaciones previas han señalado que el modelo inicial, sin errores correlacionados, presentó deficientes índices de ajuste relativos y absolutos en el estudio original de Gloster et al. (2) y sus traducciones al idioma coreano (9), turco (10) y portugués (12), no obstante, la restricción de fuentes de error provenientes de ítems específicos (p. ej. 5 y 6), a través de correlaciones de residuos, mejoró su adecuación a la estructura unidimensional. En este sentido, la estructura unifactorial robusta identificada en el Psy-Flex no sólo refleja la naturaleza integrada del constructo, sino que también sugiere que el instrumento captura eficazmente la flexibilidad psicológica como un proceso único. Este hallazgo es teóricamente coherente con los principios de ACT (51), que conceptualiza la flexibilidad psicológica como una interacción sinérgica de seis procesos centrales. Aunque estos procesos son diferenciables, operan de manera integrada para facilitar una respuesta psicológicamente flexible.

No obstante, el hallazgo derivado de la corrección de las especificaciones del cuarto modelo, permitió la configuración de un sexto modelo compuesto por 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 manera, este hallazgo relevante reflejó que las habilidades de los individuos para observaciones sus experiencias internas sin ejercer control ni evitación, se escinde de cómo el individuo dirige su comportamiento a la realización y compromiso con actividades valiosas que les permitan adaptarse a su entorno académico (52), al tratarse de un perspectiva teórica basada en el repertorio de habilidades, facilita su aplicación directa en entornos clínicos para la recomendación y guía de pautas de autocuidado.

Asimismo, en el análisis de fiabilidad, se observó que los tres modelos principales presentaron índices de fiabilidad superiores a α = .80 y ω = .80. Estos resultados son consistentes con investigaciones previas, como las de Gur et al. (13) y Cunha et al. (12). La consistencia entre los hallazgos está relacionada con el seguimiento del proceso de traducción, es importante señalar que la fiabilidad es el resultado de un proceso de evaluación psicométrica que asume cierto grado de uniformidad entre diferentes tamaños muestrales. No obstante, esta uniformidad puede verse afectada por la presencia de niveles atípicamente bajos o altos en la flexibilidad psicológica, lo que subraya la necesidad de administrar el Psy-Flex en poblaciones clínicas (8).

En relación con el cuarto objetivo específico, enfocado en identificar evidencias de validez basadas en la relación con otras variables de la versión traducida del Psy-Flex, los resultados revelaron asociaciones significativas, inversas y de magnitud fuerte entre la flexibilidad psicológica y constructos como la inflexibilidad psicológica, la fusión cognitiva, la depresión y la ansiedad. Estos hallazgos refuerzan la validez de relación del Psy-Flex con otras variables, destacando especialmente su validez divergente, en línea con los principios teóricos de ACT sobre la flexibilidad psicológica (1). No obstante, en el presente estudio, los coeficientes fueron superiores a los reportados en otras adaptaciones del Psy-Flex (9,49,53). De manera similar, las relaciones negativas entre el Psy-Flex y variables psicopatológicas como la depresión y la ansiedad fueron consistentes con la teoría, aunque ligeramente superiores a los valores encontrados en los estudios mencionados anteriormente. En términos de implicaciones prácticas, estos resultados indican que la implementación de intervenciones dirigidas a fortalecer la flexibilidad psicológica podría constituir estrategias efectivas para reducir la evitación experiencial y la fusión cognitiva (49).

En el proceso de replicar los hallazgos en otros escenarios metodológicos, es importante considerar ciertas limitaciones. Por un lado, el uso de un proceso de selección muestral no probabilístico impide garantizar la equiprobabilidad en la elección de los participantes, lo que dificulta la estimación de un diseño muestral capaz de asegurar la representatividad de la muestra. Por otro lado, la ausencia de un análisis de sensibilidad y especificidad del instrumento puede ser un obstáculo significativo para su aplicación en poblaciones clínicas, limitando la generalización de los resultados obtenidos con el Psy-Flex. Asimismo, debido al efecto techo de las puntuaciones dirigidas a un patrón de puntuaciones entre “Frecuentemente” y “Muy frecuentemente”, por lo cual, se debe realizar un control de variables sociodemográficas con mayor refuerzo metodológico del anonimato durante la prueba con la finalidad de reducir la influencia de la deseabilidad social como variables mediadoras en la estimación de las puntuaciones.

Por consiguiente, las implicaciones metodológicas del presente estudio permitieron establecer un sistema de adaptación y traducción por fases para su replicación en otros entornos de investigación y sentando las bases para la formulación de protocolos de adaptación en una misma cultura y condición física. En complementariedad, sustenta la evidencia psicométrica para la consideración de un modelo de dos dimensiones para el tratamiento de ítems con estilo de respuesta orientadas a una formulación dicotómica (ítem 5 y 6).

Las implicancias prácticas de estudio, subyacen en la formulación de herramientas clínicas breves para la intervención en entornos públicos caracterizados por una alta afluencia de consultantes y limitado tiempo de intervención, permitiendo un tamizaje oportuno para enfocar los procedimientos para reducir el malestar clínico bajo las condiciones descritas.

Aunque la validación del Psy-Flex en Perú proporciona una base psicométrica sólida, futuros estudios deberían centrarse en evaluar su capacidad para detectar cambios durante intervenciones terapéuticas, su valor predictivo en resultados clínicamente relevantes y su contraste con muestras escasamente atendidas en la literatura científica previa. En este sentido, sería particularmente valioso analizar la sensibilidad del Psy-Flex para detectar cambios en intervenciones basadas en ACT dentro del contexto peruano, así como su capacidad para predecir los resultados del tratamiento. Esta línea de investigación fortalecería considerablemente la utilidad práctica del instrumento en entornos clínicos peruanos.

CONTRIBUCIÓN DE LOS AUTORES

PAP: Conceptualización, Curación de datos, Análisis formal, Investigación, Metodología, Administración del proyecto, Software, Validación, Visualización, Redacción - borrador original. GPM: Metodología, Administración del proyecto, Supervisión, Validación, Redacción - revisión y edición, Redacción - borrador original, Análisis formal MOC: Metodología, Administración del proyecto, Recursos, Supervisión, Redacción - revisión y edición, Redacción - borrador original. EMM: Curación de datos, Análisis formal, Metodología, Software, Visualización, Redacción - borrador original.

AGRADECIMIENTOS

Se agradece a la CITESAM-Investigación, Tratamiento y Enseñanza por su contribución a la formación de semilleros de investigación interdisciplinar y constante compromiso con los modelos de intervención basados en la evidencia.

NOTA EDITORIAL

Las opiniones expresadas en este artículo, así como el enfoque metodológico y los resultados presentados, son responsabilidad exclusiva de los autores. Este trabajo fue revisado y aprobado por revisores externos en el marco del proceso editorial, pero no refleja necesariamente la postura oficial de la revista, de su comité editorial ni de su editor jefe.

DISPONIBLIDAD DE DATOS

Los datos están disponibles previa solicitud al autor de correspondencia. Pedro Arroyo-Pizarro. Correo: pedro.arroyo.pizarro@gmail.com

COMENTARIOS DE REVISORES

El nombre de los revisores externos, así como su dictamen se encuentran disponibles en el siguiente enlace: https://www.dropbox.com/scl/fi/51qtx764xp5i20c4nuxf0/Dictamen-549.pdf?rlkey=4ouqs96g4sralxv9pi6o59jvf&e=2&st=3fqs96um&dl=0

REFERENCIAS

1. Bond FW, Hayes SC, Barnes-Holmes D. Psychological Flexibility, ACT, and Organizational Behavior. Journal of Organizational Behavior Management. 2006;26(1-2):25-54. https://doi.org/10.1300/J075v26n01_02
2. Gloster AT, Block VJ, Klotsche J, Villanueva J, Rinner MTB, Benoy C, et al. Psy-Flex: A contextually sensitive measure of psychological flexibility. Journal of Contextual Behavioral Science. 2021;22:13-23. https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2021.09.001
3. Kashdan TB, Rottenberg J. Psychological flexibility as a fundamental aspect of health. Clinical Psychology Review. 2010;30(7):865-78. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.03.001
4. Lucas JJ, Moore KA. Psychological flexibility: positive implications for mental health and life satisfaction. Health Promotion International. 2020;35(2):312-20. https://doi.org/10.1093/heapro/daz036
5. Wang J, Fang S, Yang C, Tang X, Zhu L, Nie Y. The Relationship Between Psychological Flexibility and Depression, Anxiety and Stress: A Latent Profile Analysis. PRBM. 2023;16:997-1007. https://doi.org/10.2147/prbm.s400757
6. Hayes SC, Strosahl K, Wilson KG. Terapia de aceptación y compromiso: proceso y práctica del cambio consciente (mindfulness). Bilbao: Desclée De Brouwer; 2015.
7. Cherry KM, Hoeven EV, Patterson TS, Lumley MN. Defining and measuring "psychological flexibility": A narrative scoping review of diverse flexibility and rigidity constructs and perspectives. Clinical Psychology Review. 2021;84:101973. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2021.101973
8. Ong CW, Skolnik A, Lee E. Examining Content Overlap Among Nine Psychological (In)flexibility Scales: Do They Measure the Same Construct? 2023. https://osf.io/wur26
9. Jo D, Seong B, Yang E. Psychometric properties of the Psy-Flex scale: A validation study in a community sample in Korea. Journal of Contextual Behavioral Science. 2023;30:70-9. https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2023.09.004
10. Yildirim M, Aziz IA. Turkish validation of the Psy-Flex Scale and its association with resilience and social support. Environ Soc Psychol. 2023;8(1). https://doi.org/10.18063/esp.v8.i1.1513
11. Goretzko D, Siemund K, Sterner P. Evaluating Model Fit of Measurement Models in Confirmatory Factor Analysis. Educational and Psychological Measurement. 2024;84(1):123-44. https://doi.org/10.1177/00131644231163813
12. Cunha M, Temido A, Pinto-Gouveia A, Galhardo A. Assessing psychological flexibility by the Psy-Flex and its relationship with mental health. European Psychiatry. 2023;66(Suppl 1):S368-9. URL
13. Gur A, Mouadeb D, Reich A, Atar L. Translation and psychometric evaluation of the Hebrew version of Psy-Flex to assess psychological flexibility. Journal of Behavioral and Cognitive Therapy. 2024;34(1):100483. https://doi.org/10.1016/j.jbct.2023.100483
14. Lemos N. Adaptação transcultural do instrumento Psy-Flex em Portugal e no Brasil (Tesis de maestría). ISPA Instituto Universitário; 2024. URL
15. Freymann J, Morroni D, Kleinbub JR, Karekla M. Examining psychological flexibility in unaccompanied refugee minors: A network analysis. Journal of Contextual Behavioral Science. 2024;33:100808. https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2024.100808
16. Karagiorga VE, Schafer JL, Marchionatti LE, Caye A, Serdari A, Kotsis K, et al. Translation and cross-cultural adaptation of seventeen widely-used assessment instruments for child and adolescent mental health in Greece. J Patient Rep Outcomes. 2024;8(1):18. https://doi.org/10.1186/s41687-024-00693-0
17. Gilmoor AR, Adithy A, Regeer B. The Cross-Cultural Validity of Post-Traumatic Stress Disorder and Post-Traumatic Stress Symptoms in the Indian Context: A Systematic Search and Review. Front Psychiatry. 2019;10:439. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2019.00439
18. Hernández-Sampieri R, Mendoza C. Metodología de la investigación. Las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta. Editorial Mc Graw Hill Education; 2018. URL

19. MacCallum RC, Browne MW, Sugawara HM. Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. Psychological Methods. 1996;1(2):130-49. https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130
20. Preacher KJ, Coffman DL. Computing power and minimum sample size for RMSEA. URL
21. Ullman J. Structural Equation Modeling. En: Tabachnick B, Fidell L, editores. Using Multivariate Statistics. Pearson Education Inc.; p. 681-785.
22. Halabí TV, Esquivel RM. Tamaño de la muestra en modelos de ecuaciones estructurales con constructos latentes: Un método práctico. Actualidades Investigativas en Educación. 2017;17(1). https://doi.org/10.15517/aie.v17i1.27294
23. Murphy KR, Myors B, Wolach AH. Statistical power analysis: A simple and general model for traditional and modern hypothesis tests. Fourth edition. Routledge, Taylor & Francis Group; 2014. https://doi.org/10.4324/9781315773155
24. Otzen T, Manterola C. Sampling Techniques on a Population Study. International Journal of Morphology. 2017;35(1):227-32. http://dx.doi.org/10.4067/S0717-95022017000100037
25. Bond FW, Hayes SC, Baer RA, Carpenter KM, Guenole N, Orcutt HK, et al. Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: a revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. Behav Ther. 2011;42(4):676-88. https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.03.007
26. Valencia P, Falcón C. Validez y confiabilidad del Cuestionario de Aceptación y Acción II (AAQ-II) en universitarios de Lima. PSIENCIA Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica. 2022;14:176-219. URL
27. Gillanders DT, Bolderston H, Bond FW, Dempster M, Flaxman PE, Campbell L, et al. The development and initial validation of the cognitive fusion questionnaire. Behav Ther. 2014;45(1):83-101. https://doi.org/10.1016/j.beth.2013.09.001
28. Valencia PD, Falcón C. Estructura factorial del Cuestionario de Fusión Cognitiva en universitarios de Lima. Interacciones Revista de Avances en Psicología. 2019;5(2):1-9. URL
29. Kroenke K, Spitzer RL, Williams JBW. The PHQ-9: Validity of a brief depression severity measure. J Gen Intern Med. 2001;16(9):606-13. https://doi.org/10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x
30. Baños-Chaparro J, Ynquillay-Lima P, Lamas F, Fuster F. Evidencias psicométricas del Patient Health Questionnarie-2 para la evaluación de síntomas depresivos en adultos peruanos. Revista de Ciencias Médicas de Pinar del Río. 2021;25(5):e5064. URL
31. Spitzer RL, Kroenke K, Williams JBW, Löwe B. A Brief Measure for Assessing Generalized Anxiety Disorder: The GAD-7. Arch Intern Med. 2006;166(10):1092. https://doi.org/10.1001/archinte.166.10.1092
32. Franco-Jimenez RA, Nuñez-Magallanes A. Propiedades psicométricas del GAD-7, GAD-2 y GAD-Mini en universitarios peruanos. PYR. 2022;10(1). https://doi.org/10.20511/pyr2022.v10n1.1437
33. Ramada-Rodilla JM, Serra-Pujadas C, Delclós-Clanchet GL. Adaptación cultural y validación de cuestionarios de salud: revisión y recomendaciones metodológicas. Salud pública Méx. 2013;55:57-66. URL
34. Almanasreh E, Moles R, Chen TF. Evaluation of methods used for estimating content validity. Research in Social and Administrative Pharmacy. 2019;15(2):214-21. https://doi.org/10.1016/j.sapharm.2018.03.066
35. Ventura-León J. Instrumentos breves: Un método para validar el contenido de los ítems. Andes pediatr. 2021;92(5):812. https://doi.org/10.32641/andespediatr.v92i5.3961
36. Aiken LR. Content Validity and Reliability of Single Items or Questionnaires. Educational and Psychological Measurement. 1980;40(4):955-9. https://doi.org/10.1177/001316448004000419
37. Merino-Soto C. Coeficientes V de Aiken: diferencias en los juicios de validez de contenido. MHSalud: Revista en Ciencias del Movimiento Humano y Salud. 2023;20(1):1-10. https://doi.org/10.15359/mhs.20-1.3
38. Napitupulu D, Syafrullah M, Rahim R, Amar A, Sucahyo YG. Content validity of critical success factors for e-Government implementation in Indonesia. IOP Conf Ser: Mater Sci Eng. 2018;352(1):012058. https://doi.org/10.1088/1757-899X/352/1/012058
39. Sánchez-Mendoza V, Soriano-Ayala E, Vallejo-Medina P. A visual way to represent content validity and item properties. Revista de Psicología. 2022;40(2):831-50. http://dx.doi.org/10.18800/psico.202202.007
40. Kline R. Principles and practice of structural equation modeling. 4th ed. Guilford Press; 2016. URL
41. Rodriguez Ayan MN, Ruiz M. Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. Psicológica. 2008;29:205-27. URL
42. Brown T. Confirmatory factor analysis for applied research. 2nd ed. Guilford Press; 2015.
43. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal. 1999;6(1):1-55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118
44. DiStefano C, Liu J, Jiang N, Shi D. Examination of the Weighted Root Mean Square Residual: Evidence for Trustworthiness? Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal. 2018;25(3):453-66. http://dx.doi.org/10.1080/10705511.2017.1390394
45. Dominguez-Lara S. Propuesta de puntos de corte para cargas factoriales: una perspectiva de fiabilidad de constructo. Enfermería Clínica. 2018;28(6):401-2. http://dx.doi.org/10.1016/j.enfcli.2018.06.002
46. Ventura-León JL, Caycho-Rodríguez T. El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud. 2017;15(1):625-7. URL
47. Campo-Arias A, Oviedo HC. Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. Rev salud pública. 2008;831-9. URL
48. Manzini JL. DECLARACIÓN DE HELSINKI: PRINCIPIOS ÉTICOS PARA LA INVESTIGACIÓN MÉDICA SOBRE SUJETOS HUMANOS. Acta bioeth. 2000;6(2). http://dx.doi.org/10.4067/S1726-569X2000000200010
49. Soares R, Cunha M, Massano-Cardoso I, Galhardo A. Assessing psychological flexibility in adolescents: Validation of PsyFlex-A. Rev Port Inv Comp Soc. 2023;9(1). https://doi.org/10.31211/rpics.2023.9.1.284
50. Cueva E, Álvarez-Cañizo M, Suárez-Coalla P. Reading Comprehension in Both Spanish and English as a Foreign Language by High School Spanish Students. Front Psychol. 2022;12:789207. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.789207
51. Hayes SC, Luoma JB, Bond FW, Masuda A, Lillis J. Acceptance and Commitment Therapy: Model, processes

and outcomes. Behaviour Research and Therapy. 2006;44(1):1-25. https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.06.006

52. Ciarrochi J, Ciarrochi J, Bilich L, Godsel C. Psychological flexibility as a mechanism of change in Acceptance and Commitment Therapy. En: Assessing Mindfulness and Acceptance Processes in Clients: Illuminating the Theory and Practice of Change (The Context Press Mindfulness and Acceptance Practica Series). New Harbinger Publications, Inc.; 2010. p. 51-75. URL
53. Neto DD, Mouadeb D, Lemos N, Da Silva AN, Gloster AT, Perez WF. Contextual similarities in psychological flexibility: the Brazil-Portugal transcultural adaptation of Psy-Flex. Curr Psychol. 2024;43(31):25595-603. http://dx.doi.org/10.1007/s12144-024-06241-9