

Okumura-Clark, Alvaro<sup>a,b</sup> ; Espinoza-Reyes, María del Carmen<sup>b</sup> ; Rosario Quiroz, Fernando Joel<sup>c</sup> ; Rojas Vistorte, Angel Olider<sup>d,e</sup> 

## Artículo Metodológico

### Resumen

### Abstract

### Tabla de Contenido

La invalidación emocional percibida es un constructo de gran relevancia a nivel de la salud mental. El estudio buscó adaptar lingüísticamente y analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Invalidación Emocional Percibida (PIES), para lo cual fue traducido y revisado por 10 expertos para garantizar evidencias de validez de contenido. La muestra final estuvo conformada por 403 participantes (77.92% mujeres, 22.08% hombres,  $M = 25.54$  años,  $DE = 6.69$ ). Se comprobó el ajuste apropiado del modelo original multidimensional, así como de un modelo bifactor. Las evidencias de validez convergente y concurrente fueron halladas mediante la asociación con constructos teóricamente relacionados. Además, los puntajes de la prueba demostraron adecuados niveles de consistencia interna. Finalmente, se encontró evidencia de la invarianza para los modelos multidimensional y bifactor según género, edad, estatus académico y laboral. Se concluye que PIES cumple con los estándares psicométricos y puede ser utilizada en muestras peruanas similares al estudio.

**The Perceived Invalidation of Emotion Scale (PIES): A psychometric analysis of the first Spanish-version in Peruvian adults.** Perceived invalidation of emotion is a construct of great relevance at mental health domains. This study aimed to linguistically adapt and analyze the psychometric properties of The Perceived Invalidation of Emotion Scale (PIES), which was later translated and reviewed by 10 experts to guarantee evidence of content validity. The final sample included 403 participants (77.92% women, 22.08% men,  $M = 25.54$  years,  $SD = 6.69$ ). The original multidimensional model, as well as a bifactor model demonstrated better fit indices. Convergent and concurrent validity were determined through associations with theoretically related constructs. Test scores demonstrated adequate levels of internal consistency. Finally, evidence of invariance was found for the multidimensional and bifactor models while accounting for gender, age, academic and work status. It is concluded that PIES meets psychometric standards and can be used in Peruvian samples similar from this the study.

Introducción	107
Metodología	111
Participantes	111
Instrumentos	111
Procedimiento	112
Análisis de datos	112
Resultados	114
Discusión	120
Referencias	123

**Palabras clave:**

Escala de Invalidación Emocional Percibida (PIES), Modelamiento de Ecuaciones Estructurales Exploratorio, Análisis Factorial Confirmatorio, Adultos peruanos.

**Keywords:**

The Perceived Invalidation of Emotion Scale (PIES), Exploratory Structural Equation Modeling, Confirmatory Factor Analysis, Peruvian adults.

Recibido el 6 de septiembre de 2022; Aceptado el 18 de diciembre de 2023

Editaron este artículo: Paula Victoria Gimenez, Debora Mola, Leticia Sarli y Paula Aguirre

En los últimos años, el mundo ha sido afectado por una crisis sanitaria de gran magnitud que ha repercutido significativamente en la salud mental de todas las personas (Organización Mundial de la Salud, 2022). La población peruana no ha sido ajena a esta realidad, y cabe recalcar que paralelamente Perú ha atravesado por situaciones políticas complejas con la

<sup>a</sup>Universidad Internacional Iberoamericana de México (UNINI-México), Doctorado en Psicología, Campeche, México

<sup>b</sup>Universidad de Lima, Facultad de Psicología, Instituto de Investigación Científica, Grupo de Investigación en Psicología, Bienestar y Sociedad, Lima, Perú

<sup>c</sup>Profesional Independiente

<sup>d</sup>Universidad Europea del Atlántico, Santander, España

<sup>e</sup>Universidade Federal de São Paulo (UNIFESP), San Pablo, Brasil

Enviar correspondencia a: Okumura-Clark, A. E-mail: [alvaro.okumura@doctorado.unini.edu.mx](mailto:alvaro.okumura@doctorado.unini.edu.mx)

Citar este artículo como: Okumura-Clark, A. et al. (2024). Escala de Invalidación Emocional Percibida (PIES): Análisis psicométrico de la primera versión en español en adultos peruanos. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 16(3), 107-128.

consecuente afectación socioeconómica de sus pobladores. En ese contexto, se han realizado estudios que muestran la presencia elevada de ansiedad y depresión en población general adulta (Villarreal-Zegarra et al., 2021) y específicamente en Lima Metropolitana frente a la coyuntura de pandemia y a las restricciones de carácter social derivadas (Prieto Molinari et al., 2020; Zegarra-López, Florentino-Santisteban et al., 2022; Zegarra-López, Luna-Victoria et al., 2022).

En lo concerniente al ámbito clínico, síntomas de depresión han sido identificados en adultos, habiendo aumentado en un 12% las atenciones en centros de salud mental para este trastorno en comparación a etapas pre-pandémicas (Ministerio de Salud, 2022). De igual manera, la ideación suicida en población adulta incrementó en un 1% a partir de la pandemia por COVID-19, siendo un total de 103 mil personas las que han pensado quitarse la vida y una mayor cantidad de personas quienes referían pensamientos y deseos de muerte (555 mil; Instituto Nacional de Salud Mental, 2021). Con respecto al ámbito universitario, síntomas relacionados a ansiedad (39%), depresión (39%) y estrés (32%) se han encontrado con alta prevalencia desde una intensidad severa a extremadamente severa entre los estudiantes (Bardales et al., 2021).

Por otro lado, la salud mental es también fuertemente impactada por factores sociales de los contextos en los que las personas se desenvuelven. Por ejemplo, el estudio de Drieskens et al. (2022) determinó la existencia de una asociación entre violencia y aislamiento social, además de identificarse que el 4.0% de la población adulta belga reportó ser víctima de violencia doméstica a inicios del año 2020. Aunque el confinamiento fue necesario para contrarrestar el COVID-19, representó un riesgo para las personas que no recibieron la ayuda que necesitaban en esos momentos. También, procesos como estigmatización, discriminación y violencia han sido identificados como variables altamente predisponentes a dificultades emocionales (Herr et al., 2015). Así, la violencia interpersonal, la intolerancia hacia los problemas de salud mental de otros, e inclusive la violencia política ha tenido gran impacto negativo en la cohesión social, la formación de identidades saludables, además de la manifestación de trastornos psicológicos como ansiedad y depresión (Espinoza Mendoza, 2020; Rondon, 2009).

Como contraparte, se identifica una menor probabilidad de manifestar problemas de salud mental cuando las personas presentan más satisfacción en sus relaciones sociales y mayor soporte emocional de su entorno (Paz Schaeffer, 2010). Frente a ello, Herr et al. (2015) analizaron el impacto de la validación e invalidación a través de manifestaciones agresivas en personas que tenían dificultades de regulación emocional. En dicho estudio, encontraron que la invalidación juega un papel muy importante en el manejo de las emociones. Por lo tanto, estos contextos invalidantes pueden ser desencadenantes de conductas de agresividad. Se llegó a tal conclusión a través de un experimento en el que manipularon conductas de validación/invalidación después de un estado emocional triste. Es decir, de manera opuesta, la validación como estrategia puede funcionar como una medida de prevención de conductas de violencia.

Específicamente, en poblaciones clínicas, hay evidencias de que fenómenos sociales tales como la estigmatización y la discriminación pueden incrementar consecuencias significativas en la calidad de vida de las personas, ya que repercuten negativamente en la obtención de oportunidades de educación e inserción laboral en la persona que padece algún trastorno mental (Pedersen, 2005). A nivel de interacción social, se ha demostrado que los prejuicios reducen significativamente la participación activa en espacios sociales de personas con trastornos mentales, especialmente la esquizofrenia. Cortez-Vásquez et al. (2021) reportan que diversas experiencias de rechazo fueron identificadas en esa población, entre ellas la expresión de frases como “ser una pérdida de tiempo” para que estas personas reciban oportunidades de tratamiento y que tengan posibilidades de ser parte de clubes de integración. Todas estas investigaciones permiten identificar la gran relevancia de la promoción de ambientes basados en la aceptación y tolerancia, y la reducción de espacios que promuevan el rechazo y la invalidación de las experiencias de personas que presenten dificultades en el manejo de sus experiencias emocionales. De manera complementaria, Donnelly (2012) realizó una investigación que relacionaba conductas basadas en la evitación experiencial (intentos de inhibir malestar emocional) en padres y la invalidación emocional manifestada en las interacciones con sus hijos. Es decir, un conjunto de padres

realizaba conductas con funciones evitativas (p.ej. no escucharlos o decirles que se callen), frente a las conductas de expresión emocional de sus hijos. Esta evitación parental funcionó como una invalidación a los estados emocionales de los menores, produciendo un efecto en la capacidad de dichos niños para regular y mantener en control sus emociones a largo plazo. A través de estos resultados, se identifica el impacto de la invalidación familiar en la manifestación emocional, además de la demostración de consecuencias en el comportamiento del hijo, específicamente en el aprendizaje de repertorios con sus pares (invalidar, mostrar conductas de agresión).

Bajo esa premisa, los contextos basados en la aceptación y el soporte emocional son elementos claves para el desarrollo saludable a nivel socioafectivo del individuo (Stoewsand, 2021). Diversos autores certifican que los ambientes que priorizan estas características permiten la libre expresión emocional, la generación de un contexto basado en confianza, la toma de riesgos frente a situaciones complejas, la aceptación de emociones conocidas como aversivas, y el cambio psicoterapéutico (Hopko et al., 2003; Koerner, 2011). Por el contrario, los ambientes invalidantes tienen repercusiones negativas, entre ellas el escalamiento emocional, en el sentido que la persona pueda presentar mayor intensidad en la activación emocional (Koerner, 2011; Stoewsand, 2021), además de la presencia de dificultades en la aceptación de emociones, estrategias desadaptativas en la regulación de estas, y menor flexibilidad psicológica (Westphal et al., 2016). Concretamente, los ambientes invalidantes son definidos como un grupo de experiencias contextuales que ponen en duda el cómo alguien entiende sus propias emociones (Linehan, 1993). Siguiendo esta misma línea de investigación principal, Eisenberg et al. (1998) agregan que algunas de estas experiencias pueden ser también muestras de angustia de sus padres o cuidadores como respuesta a la expresión de sus emociones. En investigaciones empíricas, se ha certificado claramente el impacto de ambientes invalidantes basados en críticas, burlas y maltratos durante el desarrollo infanto-juvenil, y las repercusiones sobre la salud mental en la etapa adulta del individuo (Dinis et al., 2015; Fulton et al., 2014; Krause et al., 2003).

La invalidación emocional ha sido un concepto altamente estudiado dentro de los marcos de

referencia psicoterapéuticos. Por ejemplo, la teoría biosocial propuesta por Linehan (1993) ha sido un antecedente fundamental para la comprensión del desarrollo de la desregulación emocional, siendo esta un proceso subyacente ante una serie de problemáticas de salud mental (Zielinski & Veilleux, 2018). Zielinski (2016) propone que la invalidación emocional consiste en cualquier intercambio social por el que cualquier experiencia afectiva expresada por uno mismo se opone con la respuesta de otra persona y que llega a recibirse como un mensaje de que sus emociones son erróneas, inadecuadas o impropias. Tompkins (1991) analizó además que la clave de la invalidación emocional está en el cómo las personas cambian sus formas de describir y poner en uso sus emociones. En otras palabras, la forma cómo las emociones pueden ser descritas y comunicadas generarían un impacto significativo en los demás, promoviendo en algunas ocasiones un contexto invalidante. Por ejemplo, que una persona exprese “ya pasó mucho tiempo de ese suceso, ¡ya supéralo!” con la intención de dar ánimos al otro, el receptor podría percibir ese comentario como “poco empático”. Bajo este caso, otras descripciones podrían permitir arribar al objetivo de dar ánimo, como “sería importante que trabajaras en ello para mejorarlo y así puedas continuar con tu vida”.

En función a estas propuestas teóricas, se les da un gran énfasis a los ambientes invalidantes, definiéndose como contextos en los cuales se ofrecen respuestas de trivialización, minimización o alternativas extremas frente a la expresión emocional del sujeto (Boggiano & Gagliesi, 2020). Al producirse procesos de transacción de estas respuestas con factores de vulnerabilidad emocional en el individuo, se promueve la desregulación emocional como estrategia de manejo afectivo (Linehan et al., 2007).

De manera específica, Linehan (1993) define a la invalidación emocional como la presencia de minimización, castigos diversos, e incluso el hacer caso omiso de la experiencia emocional ajena. Es así como, a partir de ella puede llegar a pronosticarse un grado alto de angustia y dificultades en el manejo emocional, siendo estas condiciones desarrolladas principalmente a partir de las relaciones interpersonales (Schreiber & Veilleux, 2022). Además, la invalidación emocional se conceptualiza como un proceso de intercambio social en el cual las expresiones emocionales son

malinterpretadas, ignoradas, minimizadas, criticadas o incomprendidas, generando en el emisor una percepción de que sus emociones son incorrectas o inapropiadas para el contexto (Fruzzeti, 2008; Zielinski & Veilleux, 2018). La invalidación presenta una serie de características particulares, entre ellas, la comunicación que la perspectiva del otro está equivocada y que no va acorde a los hechos, además de consecuencias negativas, entre ellas la activación emocional, y la reducción de bienestar y funcionamiento social (Edlund et al., 2017). Según Linehan (1993) existe cierto tipo de expresiones que promueven la invalidación emocional, entre las cuales están el rechazo automático de expresiones asociadas a experiencias internas (emociones, pensamientos) y la sobresimplificación de las dificultades del sujeto.

Se han reportado estudios que informan acerca de los beneficios de crecer y vivir en ambientes emocionalmente validantes (Leahy, 2002, 2012). Estas propuestas se han realizado en diferentes poblaciones, por ejemplo, en niños, adolescentes y adultos (Eisenberg et al., 1998) y en diferentes campos de la salud. A nivel de salud física, se ha identificado que la validación a nivel comunicativo es fundamental en individuos con enfermedades crónicas, ya que promueve que los pacientes se comprometan más a las intervenciones, reduciendo la afectividad negativa y sesgos cognitivos (Edlund et al., 2017). En el caso de salud mental, la validación provista por los padres promueve el desarrollo saludable de la regulación emocional, la identidad y la personalidad del infante (Curran et al., 2017). Stoewsand (2021) certifica que la comunicación compasiva y la comprensión de las perspectivas de los otros en espacios laborales y familiares presentan muchos beneficios en el bienestar y calidad de vida de las personas (Baquedano-Rodríguez & Rosas-Muñoz, 2020; Castro Solano, 2009). En su contraparte, la invalidación emocional acarrea una serie de repercusiones, siendo incluso un antecedente fundamental en la prevención de problemas de salud mental. Se ha identificado que la invalidación emocional es un predictor significativo para la manifestación del trastorno límite de personalidad (Robertson et al., 2013), trastornos de conducta alimentaria (Haslam et al., 2008), alexitimia (Waller et al., 2007), autoconcepto negativo (Morf & Rhodewalt, 2001), déficit en estrategias de solución de problemas

(Selby et al., 2008) y una inestabilidad en la construcción del *self* (Crowell et al., 2009).

En base a estos hallazgos, la construcción y adaptación de instrumentos que evalúen este constructo son altamente relevantes, sobre todo en ámbitos clínicos. Diversos instrumentos han sido creados, sin embargo, presentan una serie de limitaciones. En primer lugar, la Escala de Ambiente Invalidante Infantil (ICES, por sus siglas en inglés; Mountford et al., 2007) es una herramienta que ha sido adaptada a diversos contextos, incluyéndose espacios latinoamericanos como Argentina y Perú (Okumura-Clark et al., 2023; Puddington et al., 2017). Varias críticas han sido realizadas a este instrumento en el sentido que si bien pretende la evaluación retrospectiva de invalidación en etapas infanto-juveniles, los resultados en referencia a las propiedades psicométricas aún son discutibles (Robertson et al., 2013; Zielinski & Veilleux, 2018). En segundo lugar, el *Illness Invalidation Inventory* (3\*1) es otra herramienta de medición desarrollada con el objetivo de evaluar la invalidación en pacientes con enfermedades reumáticas. Si bien se han identificado propiedades psicométricas que cumplen con los estándares actuales, esta solo puede ser utilizada en contextos médicos, por lo cual su uso no puede ser generalizado en otras poblaciones (Kool et al., 2010). Finalmente, la *Socialization of Emotions Scale* (SES) presenta una estructura interna de dos factores, la cual permite identificar respuestas tanto validantes como invalidantes a la emoción de parte de ambos padres frente a la expresión del hijo. Debido a la especificidad en las situaciones que se evalúan, no es posible utilizarla en población adulta (Krause et al., 2003; Sauer & Baer, 2010).

Frente a este contexto, Zielinski y Veilleux (2018) identificaron la gran relevancia de crear un nuevo test psicológico que midiera la invalidación emocional percibida en el contexto presente del sujeto. La *Perceived Invalidation of Emotion Scale* (PIES) ha sido desarrollada como una alternativa psicométrica que todavía no ha sido planteada en una versión en español y que nació frente a esta gran necesidad. Para su construcción, análisis cualitativos fueron ejecutados con la finalidad de identificar temáticas asociadas a este concepto. En lo que se refiere a evidencias de validez, se determinó la estructura interna mediante el análisis factorial confirmatorio, obteniéndose indicadores de un óptimo ajuste y una propuesta

bidimensional. Correlaciones con constructos asociados fueron propuestas, hallándose evidencias de validez vinculadas a la relación con otras variables. Sobre las evidencias de confiabilidad, coeficientes de consistencia interna significativos fueron identificados (Zielinski & Veilleux, 2018). Estos mismos hallazgos se pretenden corroborar en la presente investigación.

El objetivo del presente estudio consiste en adaptar lingüísticamente y determinar las propiedades psicométricas de la primera versión en español de la Escala de Invalidación Emocional Percibida (PIES) en una muestra de adultos peruanos. Finalmente, dentro del marco de las evidencias de validez vinculadas a la relación con otras variables, se plantea como hipótesis central que la invalidación emocional percibida se asocia positivamente con el constructo de riesgo de violencia y de manera negativa con la regulación emocional.

## Metodología

### Participantes

Se utilizó un muestreo no probabilístico, de carácter intencional, para la recolección de los datos (Ñaupas Paitán et al, 2014). Para obtener un tamaño mínimo de muestra, se utilizó la calculadora online de Soper (2020), obteniéndose una cantidad mínima de 368 participantes. Para el cálculo, se tomó en cuenta un tamaño del efecto anticipado de .20, un nivel de potencia estadística de .95, dos variables latentes, 10 variables observadas y un nivel de significancia de .05. Inicialmente, participaron 411 sujetos. Sin embargo, en función a la evaluación de los sesgos de respuesta, la muestra final estuvo conformada por 403 participantes (mujeres = 77.92%, hombres = 22.08%), quienes cumplían con los criterios de inclusión de (a) ser peruano, (b) residir en el mismo país durante la recolección de los datos y (c) ser mayor de edad (18 años a más). Diversos autores refieren que este tamaño de muestra se considera muy bueno para la realización de análisis psicométricos (Anthoine et al., 2014; Arafat et al., 2016; Morata Ramírez, 2017; Ramos-Vela, 2021; Rositas Martínez, 2014). Las edades de los participantes se encontraban entre los 18 y 57 años ( $M = 25.54$ ,  $DE = 6.69$ ), un número importante eran estudiantes (80.15%) y el 50.62% se encontraba trabajando durante la etapa de recolección de los datos. La investigación es de carácter instrumental (Ato et al., 2013).

### Instrumentos

#### **Ficha sociodemográfica**

Fue desarrollada con el objetivo de obtener datos relacionados a género, edad, ocupación actual, estatus actual de estudiante y estatus laboral.

#### **Escala de Invalidación Emocional Percibida (PIES)**

Es un test de 10 ítems desarrollado originalmente por Zielinski y Veilleux (2018) basado en una escala de tipo Likert, con opciones de respuesta que oscilan entre 1 (casi nunca) a 5 (casi siempre). La versión final del instrumento presentó una estructura interna de dos factores ( $F1 = \textit{When}$  [Cuando],  $F2 = \textit{Others}$  [Los demás]), con índices de ajuste bastante consistentes ( $\chi^2[324] = 52.37$ ,  $p = .02$ ,  $CMIF/DF = 1.54$ ,  $GIF = .97$ ,  $NFI = .97$ ,  $CIF = .99$ ,  $RMSEA = .043$ , con intervalo de confianza de [.016, .065]). Evidencias de validez convergente y concurrente fueron identificadas con pruebas que evalúan neuroticismo ( $r = .34$ ,  $p < .01$ ), agradabilidad ( $r = -.37$ ,  $p < .01$ ), satisfacción en el soporte social ( $r = -.38$ ,  $p < .01$ ) y desregulación emocional ( $r = .47$ ,  $p < .01$ ). Por otro lado, para la validez predictiva, los puntajes del PIES demostraron correlaciones estadísticamente significativas con Malestar Emocional y Desregulación Emocional ( $r = .51$  y  $r = .40$  respectivamente, ambos  $ps < .01$ ). Coeficientes de consistencia interna mediante el método de Alfa de Cronbach fueron obtenidos para el test ( $\alpha = .94$ ), además de coeficientes de estabilidad a través del método test-retest ( $r = .67$ ,  $p < .01$ ).

#### **Escala de Riesgo de Violencia de Plutchik (ERVP)**

Es una prueba psicológica originalmente desarrollada por Plutchik, Climent y Ervin en 1976 (como se cita en Plutchik & van Pragg, 1990), y posteriormente adaptada a Lima, Perú por Espinoza et al. (2020). En esta última adaptación, se obtuvieron evidencias de validez vinculadas al a través de la revisión de los ítems y con el método V de Aiken ( $V > .80$ ,  $p < .05$ ). Sobre la estructura interna, mediante el análisis factorial exploratorio, se identificó que la prueba presenta una propuesta unifactorial. Se ajustó a un modelo Rasch de escala de Valoración de Andrich, tomando en cuenta valores *infit* u *outfit* dentro del rango de 0.6 a 1.4 como indicadores de buen ajuste. El coeficiente de consistencia interna mediante el método Omega fue estimado en .70;

IC 95% [.63, .77]. La versión utilizada en el presente estudio estuvo compuesta por 8 ítems, presentando cuatro opciones de respuesta, que iban de puntuaciones de 0 (nunca) a 3 (casi siempre).

### **Cuestionario de Regulación Emocional - adaptado al Perú (ERQ-P)**

Fue originalmente creada por Gross y John (2003) con el objetivo de evaluar dos procesos básicos de regulación emocional: reevaluación cognitiva (6 ítems) y supresión (4 ítems). Es una prueba de escala Likert con opciones de respuesta de 1 (totalmente en desacuerdo) a 7 (totalmente de acuerdo). Gargurevich y Matos (2010) adaptaron el instrumento a población peruana, obteniéndose evidencias de validez vinculadas a la estructura interna a través del análisis de componentes principales, identificándose una adecuación en el coeficiente de Kaiser-Metres-Olkin y test de esfericidad de Bartlett estadísticamente significativo ( $p < .001$ ), una varianza explicada del 49.84% y cargas factoriales entre .32 y .83. Coeficientes de consistencia interna mediante el método de Alfa de Cronbach satisfactorios fueron obtenidos para ambas dimensiones (reevaluación cognitiva,  $\alpha = .72$ ; supresión,  $\alpha = .74$ ).

### **Procedimiento**

Este trabajo nació como una investigación derivada de un macroproyecto que tenía como objetivo identificar las asociaciones entre componentes emocionales, sociales y psicológicos en población peruana durante el contexto de pandemia por COVID-19. Frente a ello, el Comité de Investigación y Ética (CIE) de la Facultad de Psicología de la Universidad de Lima revisó tal propuesta de investigación, siendo aprobada posteriormente en septiembre del año 2020.

Para utilizar el instrumento PIES, previamente a la presentación del proyecto, se obtuvo el permiso correspondiente para la adaptación del instrumento a través del requerimiento directo con las autoras principales (Zielinski & Veilleux, 2018). En el caso de las demás pruebas psicológicas, estas han sido declaradas propuestas de acceso libre por sus autores originales.

Para el análisis psicométrico del PIES, se siguieron los estándares actuales para la adaptación de instrumentos, entre ellos se consideraron los *Standards for Educational and Psychological Testing* (American Educational Research Association [AERA] et al., 2014) y las

*Guidelines for Translating and Adapting Tests* (International Test Commission [ITC], 2017).

La traducción fue realizada por un equipo interdisciplinario, el cual incluyó a un psicólogo clínico especialista en este constructo, un psicólogo investigador y un intérprete certificado. Posteriormente, la prueba fue revisada por 10 jueces expertos con el objetivo de analizar los ítems considerando los dominios de representatividad, claridad y utilidad. La versión final del PIES fue obtenida luego de considerar las observaciones realizadas en este proceso de revisión.

La batería de pruebas fue aplicada de manera virtual a través de *Google Forms*, debido al contexto de pandemia por COVID-19. Los instrumentos fueron administrados durante los meses de junio y agosto de 2021. Se incluyó un consentimiento informado, el cual describe el objetivo de la investigación, el principio de confidencialidad, el derecho de retirarse en participar en caso se deseara, además de otros datos importantes como los requisitos para participar en el estudio, así como el tiempo aproximado para responder a los cuestionarios (APA, 2002). El orden presentación de los instrumentos fue como sigue: (a) Ficha sociodemográfica, (b) Escala de Riesgo de Violencia de Plutchik (ERVP), (c) Cuestionario de Regulación Emocional - adaptado al Perú (ERQ-P) y finalmente (d) la Escala de Invalidación Emocional Percibida (PIES).

### **Análisis de datos**

El análisis de los datos se realizó a través del software estadístico RStudio (versión 4.2.3). Como aproximación para analizar potenciales sesgos en las respuestas se emplearon métodos de conteo para identificar casos específicos en donde se observó un estilo de respuesta vinculado al punto medio (MRS, por sus siglas en inglés), o vinculado a los extremos (ERS, por sus siglas en inglés). Dichos métodos consisten en el conteo de respuesta por cada persona en la alternativa central o en los extremos, respectivamente (Wetzel et al., 2016); y son identificados como potenciales casos con sesgo a los que presenten MRS o ERS en todas sus respuestas en los cuestionarios aplicados (Van Vaerenbergh & Thomas, 2012). Para el caso de la falta de esfuerzo al responder (IER, por sus siglas en inglés), se empleó como medida de detección la

variabilidad de respuesta intraindividual (IRV, por sus siglas en inglés, [Dunn et al., 2018](#)), en donde una variabilidad baja es indicador de respuestas muy consistentes, y una variabilidad alta es indicador de inatención ([Hong et al., 2020](#)). En este sentido, se consideraron observaciones con esfuerzo insuficiente a aquellos que presentaron una variabilidad de 0 o mayor al cuantil 90 en las tres escalas aplicadas. A pesar de no contar con un método para la detección de deseabilidad social (DRS, por sus siglas en inglés), se procuró que la traducción de los ítems presente un fraseo neutral para evitar potenciales sesgos; asimismo, la situación de la evaluación no implicaba altas consecuencias y se aseguraba el anonimato, dos condiciones que reducen la incidencia de respuestas socialmente deseables ([Vesely & Klöckner, 2020](#)).

El análisis estadístico de los ítems de PIES incluyó la frecuencia de respuestas, la media aritmética, la desviación estándar, la asimetría, la curtosis, el índice de homogeneidad corregida, la comunalidad, y el índice de discriminación ([Bologna, 2013](#)). Las asociaciones entre ítems fueron estimadas mediante la correlación producto-momento de Pearson  $r$  que, a pesar de ser un estadístico no apropiado para variables ordinales, la variabilidad al contar con 5 categorías de respuesta es apropiada para una matriz de insumo en futuros análisis factoriales ([Lloret-Segura et al., 2014](#)). Para brindar más información a nivel de ítems, la correlación entre las respuestas a cada ítem con respecto a los indicadores dicotómicos sociodemográficos de género, estatus académico y laboral y edad dicotomizada fue estimada mediante la correlación rango biserial ([Glass, 1966](#)). En complemento, la relación entre los ítems y las puntuaciones totales alcanzadas en las escalas de regulación emocional y riesgo de violencia fueron estimadas con el estadístico  $\tau_b$  ([Kendall, 1970](#)). La valoración de la fuerza de la relación se desarrolló considerando los criterios de Cohen ([1992](#)) para el tamaño del efecto, en donde valores menores a .1 indican insignificancia práctica, entre .1 y .3 una relación pequeña; entre .3 y .5, moderada y mayor a .5, grande.

Para la obtención de evidencias de validez vinculadas a la estructura interna del instrumento, se ejecutó el análisis factorial confirmatorio (AFC) con el estimador de Máxima verosimilitud Robusta (MLR), apropiada cuando la escala a evaluar

cuenta con 5 categorías de respuesta y ante presencia de desviaciones con respecto a la normalidad multivariada ([Lloret-Segura et al., 2014](#)). Se consideraron los siguientes estándares de índices de ajuste: *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA = < .08), *Comparative Fit Index* (CFI = >.95), *Tucker-Lewis Index* (TLI = >.90), la razón entre la chi-cuadrada y los grados de libertad ( $\chi^2/df = .55$ ) y *Standardized Root Mean Square* (SRMR = >.08). Estos índices permiten verificar el ajuste adecuado del modelo ([Arbuckle, 2003](#); [DiStefano et al., 2018](#); [Escobedo Portillo et al., 2016](#); [Hooper et al., 2008](#); [Mueller & Hancock, 2008](#)). Se evaluaron un total de 8 modelos; el primer modelo consistió en la propuesta multidimensional de dos factores correlacionados propuesta por Zielinski y Veilleux ([2018](#)), los modelos 2 al 3 consistieron en re-especificaciones del modelo original considerando covarianzas entre residuales, el modelo 4 implicó eliminar el ítem 2, y el modelo 5 planteó una estructura unidimensional ([Cupani, 2012](#); [Hair et al., 1995](#)). Adicionalmente, para el modelo 6 se planteó identificar el ajuste de un modelo bifactor para evaluar el grado en que las respuestas pueden representar un solo factor latente a pesar de tener una estructura multidimensional. Para ello, se consideraron como indicadores *Percentage of Uncontaminated Correlations* (PUC), *Explained Common Variance* (ECV), y *Hierarchical Omega*  $\omega_H$  ([Reise et al., 2010](#)). Como puntos de corte se considera un valor PUC > .80 como indicador de unidimensionalidad, o cuando PUC < .80, ECV > .60 y  $\omega_H$  > .70 como puntos de corte ([Reise et al., 2013](#)). El modelo 7 consistió en la evaluación del modelo original basado en el Modelamiento de Ecuaciones Estructurales Exploratorio (ESEM, por sus siglas en inglés), considerando la aproximación propuesta por Morin et al. ([2013](#)) y una rotación target ([Marsh et al., 2014](#)) al modelo de dos factores original. Finalmente, en el modelo 8 se postuló un modelo bifactor analizado a través de la metodología ESEM que integra las bondades de dos de las aproximaciones más modernas en el modelamiento psicométrico y deriva en una propuesta que tiende a presentar un mejor ajuste a los datos empíricos en casos de potencial sospecha de una estructura unidimensional subyacente a un modelo inicialmente planteado como multidimensional ([Gegenfurtner, 2022](#)).

Para obtener evidencias de validez vinculadas

a la relación con otras variables, se desarrolló un modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM) para modelar las relaciones latentes entre las medidas del PIES con las obtenidas por el ERVP y ERQ-P. En principio, los modelos de medición de las escalas ERVP y ERQ-P fueron modeladas de manera independiente. Posteriormente, el modelo original de dos factores correlacionados del PIES fue modelado junto a los dos modelos de medición del ERVP y ERQ-P en un solo modelo estructural para obtener las relaciones entre las dos dimensiones del PIES con el resto de las variables latentes. Asimismo, el modelo bifactor ESEM del PIES fue modelado junto a los dos modelos de medición del ERVP y ERQ-P en un solo modelo estructural para obtener las relaciones entre el factor general y el resto de las variables latentes. En ambos casos este análisis se desarrolló considerando; en principio, solo las variables latentes y; en segunda instancia, controlando los efectos del género, edad, estatus académico y laboral. Los mismos criterios de ajuste y tamaño del efecto de las correlaciones previamente mencionados fueron considerados.

La confiabilidad se estimó a través del coeficiente Alfa (Cronbach, 1951) y Omega (McDonald, 1999), tomándose en consideración como puntajes óptimos valores mayores a .70 o .80 (Oviedo & Campo-Arias, 2005). Este análisis se realizó tanto para las dimensiones del modelo multidimensional original del PIES, así como para el factor general del modelo bifactor ESEM.

Finalmente, la invarianza de la medición fue evaluada entre distintos grupos para asegurar la ecuanimidad. Para ello se realizó un ajuste de cuatro modelos anidados: equivalencia de la forma del modelo (i.e., configural), cargas factoriales (i.e., métrica), interceptos de los ítems (i.e., escalar), y varianzas únicas de los ítems (i.e., estricta). Los índices incrementales  $\Delta CFI$ ,  $\Delta RMSEA$  y  $\Delta SRMR$  fueron estimados para evaluar diferencias estadísticamente significativas entre modelos e identificar la presencia de invarianza (Counsell et al., 2019). Los criterios de Chen (2007) y Rutkowski y Svetina (2014) fueron empleados como puntos de corte  $\Delta CFI > .010$ ,  $\Delta RMSEA > .015$  y  $\Delta SRMR > .030$ . En particular, se consideraron como variables demográficas de comparación al género, edad, estatus académico y laboral. Este análisis fue desarrollado para el modelo original de dos factores correlacionados y para el modelo bifactor ESEM.

## Resultados

### Evidencias de validez vinculadas al contenido

Los ítems traducidos fueron revisados por 10 jueces con experiencia en los ámbitos de psicología clínica y/o investigación, tomando en cuenta los dominios de representatividad, claridad y utilidad para su evaluación. En la Tabla 1 se puede identificar que todos los coeficientes V de Aiken obtenidos fueron estadísticamente significativos, superando el punto de corte mínimo requerido de .80 (Davis, 1992). De manera cualitativa, se tomaron en consideración las observaciones provistas por los jueces. Esta versión corregida fue la utilizada posteriormente para la recolección de los datos (ver Tabla 1).

**Tabla 1.**

*Coefficientes V de Aiken para los ítems de la Escala de Invalidez Emocional Percibida (PIES)*

Ítems	V		
	Representatividad	Claridad	Utilidad
Ítem 1	1.00*	.85*	1.00*
Ítem 2	.98*	.95*	.98*
Ítem 3	.98*	.95*	.95*
Ítem 4	1.00*	.95*	1.00*
Ítem 5	.98*	.95*	.98*
Ítem 6	.98*	.93*	.98*
Ítem 7	1.00*	.98*	1.00*
Ítem 8	.98*	.93*	.98*
Ítem 9	.95*	.95*	.95*
Ítem 10	1.00*	1.00*	1.00*

*Nota.* \*  $p < .05$

### Análisis de ítems

En la Tabla 2, se observa que ninguno de los ítems presenta porcentajes por encima del 80% en la frecuencia de respuesta, lo cual implica que no existe sesgo en las mismas, además que, para el caso de la asimetría y la curtosis, los valores no exceden a los puntajes +/- 2.0, lo que significa que las respuestas no presentan desviaciones severas con respecto a la normalidad (Li, 2016; Mîndrilă, 2010). Las correlaciones de los ítem-test corregidos son óptimos, pues son superiores a .30 (Shieh & Wu, 2015).

Con respecto a los estilos de respuesta, dos participantes respondieron solo al punto medio en los cuestionarios aplicados que disponían de dicha opción, y cinco participantes que emplearon solo respuestas extremas en todos los cuestionarios. En otra instancia, con la variabilidad

**Tabla 2.***Estadísticos de los ítems de la Escala de Invalidación Emocional Percibida (PIES)*

Factor	Ítems	Frecuencia de respuesta (%)					M	DE	Asimetría	Curtosis	Mínimo	Máximo	Ítem-test
		1	2	3	4	5							
Cuándo	i1	29.53	33.75	21.59	9.18	5.96	2.28	1.16	0.72	-0.23	1	5	0.61
	i2	19.85	31.02	22.58	15.14	11.41	2.67	1.27	0.38	-0.88	1	5	0.67
	i3	45.16	29.28	14.14	7.44	3.97	1.96	1.12	1.09	0.39	1	5	0.80
	i4	48.88	25.56	16.63	5.71	3.23	1.89	1.08	1.12	0.52	1	5	0.75
	i5	45.41	28.29	14.64	7.69	3.97	1.97	1.13	1.07	0.30	1	5	0.82
	i6	25.31	38.21	21.84	8.93	5.71	2.32	1.12	0.73	-0.08	1	5	0.76
Los demás	i7	60.3	19.85	13.9	2.98	2.98	1.68	1.02	1.52	1.75	1	5	0.83
	i8	41.94	28.54	20.1	6.95	2.48	2.00	1.06	0.87	0.01	1	5	0.86
	i9	41.94	31.76	17.62	5.21	3.47	1.97	1.06	1.05	0.56	1	5	0.83
	i10	60.55	17.87	13.9	3.72	3.97	1.73	1.09	1.48	1.43	1	5	0.83

Nota. M = media, DE = desvío estándar. Min = Mínimo, Max = Máximo

intraindividual se identificaron los mismos siete participantes, además de uno adicional con una variabilidad superior al 90% de la muestra en las tres escalas evaluadas. Estos ocho participantes fueron retirados de análisis posteriores para evitar la influencia de sesgos de respuesta en los resultados.

Tras retirar potenciales fuentes de sesgo, se estimaron las correlaciones entre los ítems. En la [Tabla 3](#) se puede apreciar que las correlaciones entre ítems de una misma dimensión de la escala de invalidación emocional presentan un tamaño

del efecto grande en comparación con las relaciones frente a los indicadores sociodemográficos de género, edad, estatus académico y laboral. Del mismo modo, las relaciones entre los ítems y las puntuaciones totales de regulación emocional fueron insignificantes, y pequeñas con respecto al riesgo de violencia. Estos resultados denotan evidencias de validez divergente entre los ítems de la escala y otros constructos, así como de otros indicadores concurrentes.

**Tabla 3.***Correlaciones de los ítems de la Escala de Invalidación Emocional Percibida (PIES)*

Ítems	i1	i2	i3	i4	i5	i6	i7	i8	i9	i10	Género	Estatus académico	Estatus laboral	Edad	rc	sup	rv
<b>Cuándo</b>																	
i1	1																
i2	.34	1															
i3	.37	.39	1														
i4	.30	.30	.56	1													
i5	.39	.34	.68	.7	1												
i6	.29	.49	.53	.51	.53	1											
<b>Los demás</b>																	
i7	.30	.20	.52	.59	.58	.42	1										
i8	.33	.28	.57	.54	.58	.47	.62	1									
i9	.30	.41	.57	.53	.57	.56	.57	.68	1								
i10	.34	.24	.53	.53	.58	.43	.63	.61	.56	1							

Nota. i = ítem, rc = reevaluación cognitiva, sup = supresión, rv = riesgo de violencia. Las correlaciones interítems se realizaron mediante el coeficiente producto-momento de Pearson. Las correlaciones entre los ítems y, los indicadores sociodemográficos dicotómicos fueron estimados con el coeficiente rango biserial. Las correlaciones entre los ítems y las puntuaciones totales de reevaluación cognitiva, supresión y riesgo de violencia fueron estimadas con el coeficiente tau-b de Kendall.

### Evidencias de validez vinculadas a la estructura interna

Se aplicó el AFC en el PIES, observándose los valores calculados mediante el estimador MLR ([Tabla 4](#)). En primer lugar, se propuso el modelo

factorial 1 con la estructura original de 10 ítems. Este presentó un ajuste apropiado a los datos empíricos, demostrado en un CFI > .90 y SRMR < .08; no obstante, por unas milésimas se superó el valor del RMSEA en más de .08. Aunque en

prácticas tradicionales este resultado conlleva a la conclusión de problemas en el ajuste, estudios modernos denotan que las simulaciones de Hu y Bentler (1995; i.e., quienes propusieron los primeros umbrales) no son generalizables a diversos contextos dadas las particularidades de sus escenarios y que no deben ser considerados como puntos deterministas sobre el ajuste de un modelo. Por el contrario, dichas recomendaciones deben ser vistas como tentativas dinámicas que dependen de las características de los datos y la complejidad de los modelos (Heene et al., 2011). En este sentido, a través de un enfoque dinámico, el valor identificado en el RMSEA para las características del modelo planteado se considera apropiado (McNeish, 2023). De manera complementaria, al identificarse ítems conceptualmente similares y pertenecientes al mismo factor (Zielinski & Veilleux, 2018), se planteó el modelo 2 re-especificado con el número total de ítems y una covarianza entre los residuales de las aseveraciones 2~6. A través de esta propuesta, se presentaron coeficientes relativamente aceptables en los diversos índices de ajuste (Brown & Moore, 2012). Además, los ítems 1 y 2 presentan similitudes conceptuales, en el sentido de la falta de comprensión del otro frente a la expresión emocional (Stoewsand, 2021). Es por ello que el modelo 3 re-especificado realizó una propuesta factorial con dos covarianzas entre los ítems 2~6 y 1~2. Esta propuesta presenta valores óptimos en los índices de ajuste. Por otro lado, el modelo 4 que excluyó el ítem 2 en la propuesta factorial presenta también índices de ajuste favorables (Escobedo Portillo et al., 2016; Hooper et al., 2008; Ruiz et al., 2010). En el modelo 5 se evaluó la propuesta unidimensional del instrumento insatisfactoriamente, pues los índices de ajuste no son favorables en conjunto. En el modelo 6, el modelo bifactor presentó un ajuste adecuado a los datos, la proporción de varianza común entre los ítems que es atribuida al factor general sin contaminación de los factores específicos fue baja  $PUC = .53$ , pero la varianza común explicada  $ECV > .65$  y la consistencia interna  $\omega_H > .85$  fueron altos. Estos resultados sugieren que los patrones de asociaciones identificados entre los ítems pueden ser atribuidos a un solo factor general; no obstante, se identificó un caso *heywood* en la carga factorial del ítem 2 en relación con su respectivo factor específico. El modelo 7 indica que el modelo multidimensional de dos factores

correlacionados bajo la metodología de ESEM presenta un ajuste excelente a los datos sin necesidad de establecer covarianzas entre errores. Finalmente, el modelo 8 exhibe un modelo bifactor, bajo la metodología ESEM, siendo la aproximación con el mejor ajuste entre todas las propuestas evaluadas; un hallazgo previamente esperado dado que es el modelo con mayor cantidad de parámetros (Marsh et al., 2014). La proporción de varianza común explicada  $ECV = .79$  y consistencia interna  $\omega_H > .85$  fueron altos. Estos resultados sugieren que los patrones de asociaciones identificados entre los ítems pueden ser atribuidos a un solo factor general. En general, es importante tomar en cuenta que, como sugiere van Zyl y ten Klooster (2022), un modelo basado en CFA más parsimónico puede resultar en una mejor alternativa que ESEM cuando no se presenta mucho sesgo en la estimación de las correlaciones entre factores.

**Tabla 4.**

*Índices de Ajuste de los Modelos Propuestos Para la Escala de Invaldación Emocional Percibida (PIES)*

Modelo	$\chi^2/gl$	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	RMSEA 90% CI	
						Inferior	Superior
Modelo 1	2.88	.95	.94	.05	.08	.06	.10
Modelo 2	2.24	.96	.96	.04	.07	.05	.09
Modelo 3	1.97	.97	.97	.04	.06	.04	.08
Modelo 4	1.74	.98	.98	.03	.05	.03	.08
Modelo 5	3.95	.92	.90	.06	.11	.09	.13
Modelo 6	2.53	.97	.95	.03	.07	.05	.09
Modelo 7	3.05	.96	.94	.03	.08	.06	.11
Modelo 8	1.80	.99	.97	.02	.04	.02	.07

*Nota.* Modelo 1 = modelo multidimensional de dos factores correlacionados; Modelo 2 = Modelo 1 con correlación entre los errores de los ítems 2 con 6; Modelo 3 = Modelo 1 con correlación entre los errores de los ítems 2 con 6, y 2 con 1; Modelo 4 = Modelo 1 excluyendo el ítem 2; Modelo 5 = modelo unidimensional; Modelo 6 = Modelo 1 reestructurado en un modelo bifactor con un factor general y dos factores ortogonales; Modelo 7 = Modelo 1 evaluado con un modelamiento de ecuaciones estructurales exploratorio; Modelo 8 = modelo bifactor analizado a través de modelamiento de ecuaciones estructurales exploratorio.  $\chi^2$  = chi cuadrado; gl = grados de libertad; CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; CI = Confidence Intervals.

En todos los modelos ajustados que involucraron correlación entre dos factores se identificó una relación bastante alta. En el modelo original se identificó una correlación de  $r = .881$ ;

en el modelo 2,  $r = .883$ ; en el modelo 3,  $r = .884$ ; en el modelo 4,  $r = .885$ ; y en el modelo 7,  $r = .631$ . Cabe resaltar que Zielinski y Veilleux (2018) no presentan las correlaciones entre los factores latentes en el estudio original.

Con respecto a las cargas factoriales de todos los modelos (Tabla 5), se identificó que todos los coeficientes obtenidos presentan valores adecuados, ya que todos superan el punto de corte mínimo requerido en los diferentes modelos ( $\lambda > .40$ ; Brown & Moore, 2012), pero con ligeras particularidades. En el modelo final propuesto por Zielinski y Veilleux (2018) se identificaron cargas factoriales altas para la dimensión Cuándo ( $\lambda = .68 - .86$ ) y Los demás ( $\lambda = .79 - .84$ ). Como se puede apreciar en la Tabla 6, los modelos 1 a 5, basados en la estructura original presentan cargas factoriales altas y similares a las encontradas por Zielinski y Veilleux (2018), con la misma variabilidad en la dimensión de Los demás ( $\lambda = .73 - .81$ ), pero con mayor variabilidad en la dimensión de Cuándo ( $\lambda = .42 - .86$ ). En el modelo 7 se identificaron fuertes cargas factoriales de los ítems con sus respectivos factores principales para Cuándo ( $\lambda = .34 - .94$  y Los demás ( $\lambda = .38 - .75$ );

no obstante, también se identificaron cargas factoriales sustantivas entre ítems y factores a los que no pertenecían; entre ellos, cuatro de los seis ítems de Cuándo ( $\lambda > .3$ ), y uno de los cuatro ítems de Los demás ( $\lambda > .3$ ). En el modelo 8 se encontraron altas cargas factoriales con respecto al factor general ( $\lambda_g = .43 - .90$ ). En el factor específico Cuándo, solo los ítems 2 y 6 presentaron cargas factoriales sustantivas ( $\lambda > .3$ ); por otro lado, en el factor específico Los demás, todos los ítems que originalmente pertenecían a la respectiva dimensión presentaron cargas factoriales sustantivas ( $\lambda > .3$ ); mientras que aquellos ítems que no pertenecían a la dimensión presentaron cargas factoriales insignificantes. En general, esto indica que gran parte de la variabilidad de los ítems del factor Cuándo puede ser explicada por el factor general; por el contrario, los ítems del factor Los demás todavía comparten cierta variabilidad en común además del efecto del factor general. Estas evidencias representan un argumento adicional para que la escala sea empleada considerando una estructura unidimensional tras emplear la metodología ESEM.

**Tabla 5.**

*Cargas Factoriales de los Modelos Propuestos de la Escala de Invalidez Emocional Percibida (PIES)*

Factores	Ítems	Modelo											
		1	2	3	4	5	6	7		8			
		$\lambda$	$\lambda$	$\lambda$	$\lambda$	$\lambda$	$\lambda_g$	$\lambda$	$\lambda_a$	$\lambda_b$	$\lambda_g$	$\lambda_a$	$\lambda_b$
Cuando	i1	.46	.45	.45	.45	.45	.44	.12	.42	.08	.44	.17	.01
	i2	.46	.43	.42	-	.44	.39	>1	.94	-.42	.43	.66	-.04
	i3	.79	.78	.78	.78	.77	.78	.06	.52	.33	.76	.12	.06
	i4	.77	.78	.78	.78	.75	.78	.01	.34	.49	.78	-.05	.02
	i5	.85	.86	.86	.86	.81	.86	.01	.43	.47	.90	-.06	-.12
	i6	.67	.65	.65	.65	.66	.64	.17	.7	.04	.63	.34	.09
Los demás	i7	.77	.77	.77	.77	.74	.70	.30	.75	.07	.70	.34	-.14
	i8	.81	.81	.81	.81	.77	.70	.48	.59	.26	.70	.44	.01
	i9	.79	.78	.78	.78	.76	.69	.36	.38	.47	.69	.39	.21
	i10	.76	.76	.76	.76	.73	.69	.29	.65	.16	.69	.31	-.08

*Nota.* Modelo 1 = modelo multidimensional de dos factores correlacionados; Modelo 2 = Modelo 1 con correlación entre los errores de los ítems 2 con 6; Modelo 3 = Modelo 1 con correlación entre los errores de los ítems 2 con 6, y 2 con 1; Modelo 4 = Modelo 1 excluyendo el ítem 2; Modelo 5 = modelo unidimensional; Modelo 6 = Modelo 1 reestructurado en un modelo bifactor con un factor general y dos factores ortogonales; Modelo 7 = Modelo 1 evaluado con un modelamiento de ecuaciones estructurales exploratorio; Modelo 8 = modelo bifactor analizado a través de modelamiento de ecuaciones estructurales exploratorio.  $\lambda$  = cargas factoriales estandarizadas a los factores específicos;  $\lambda_g$  = en Bifactor, son las cargas factoriales estandarizadas al factor general;  $\lambda_a$  = en ESEM, son las cargas factoriales estandarizadas al factor específico;  $\lambda_b$  = en ESEM, son las cargas factoriales estandarizadas al factor secundario.

Entre todos los modelos evaluados, las Figuras 1 y 2 presentan los modelos 1 y 8. Por un lado, el modelo 1 corresponde a la propuesta original, con un ajuste adecuado a los datos y el que conserva mayor parsimonia entre todas las propuestas por tener una menor cantidad de parámetros. Tal y como se presenta en la Figura 1, las cargas factoriales de todos los ítems con sus respectivos factores fueron sustanciales ( $\lambda > .3$ ) y la correlación entre ambos factores es bastante alta  $r = .881$ . Estas evidencias sugieren que la escala puede ser empleada considerando una estructura multidimensional. Por otro lado, el modelo 8 (Figura 2) expresa una estructura más compleja al tener más parámetros, pero a su vez más realista tras no imponer tantas restricciones sobre las relaciones entre los ítems y los factores latentes. Las fuertes cargas factoriales sobre el factor general y los indicadores de varianza explicada con la consistencia interna jerárquica denotan que la escala también puede ser considerada como unidimensional (Reise et al., 2007; Reise et al., 2010; Reise, 2012).

#### Evidencias de validez vinculadas a la relación con otras variables

Para obtener evidencias de validez vinculadas a la relación con otras variables, primero se evaluó el ajuste de los modelos de medición el ERVP y ERQ-P. El ajuste del modelo de medición unidimensional del ERVP fue bastante pobre  $\chi^2 = 479.326$  (20), CFI = .688, RMSEA = .249 (90% IC: .230-.268), SRMR = .184, situación que fue mejorada permitiendo covarianzas entre unicidades de los ítems 7 con 8 y entre los ítems 1, 2 y 3, lo que derivó en un modelo con mejor ajuste  $\chi^2 = 54.570$  (16), CFI = .970, RMSEA = .087 (90% IC: .062-.112), SRMR = .063. En el caso del ERQ-P se encontró un ajuste apropiado  $\chi^2 = 116.898$  (34), CFI = .924, RMSEA = .095 (90% IC: .077-.114), SRMR = .058.

Posteriormente, el modelo multidimensional original (modelo 1) del PIES fue modelado junto a los modelos identificados para el ERVP y ERQ-P con el objetivo de identificar correlaciones entre las variables latentes. Este modelo estructural presentó un excelente ajuste a los datos  $\chi^2 = 661.373$  (336), CFI = .932, RMSEA = .052 (90% IC: .046 - .058), SRMR = .053, al igual que el mismo modelo, pero introduciendo las variables

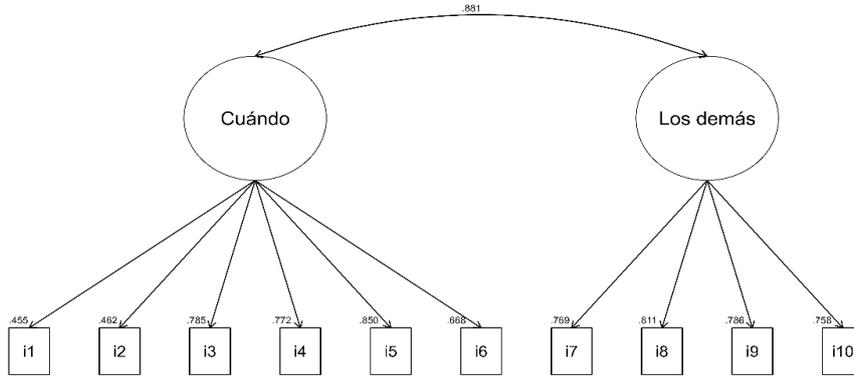
demográficas de control  $\chi^2 = 823.075$  (440), CFI = .924, RMSEA = .048 (90% IC: .043 - .054), SRMR = .056. Las correlaciones identificadas se presentan en la Tabla 7. En general, se identificaron correlaciones moderadas estadísticamente significativas y positivas entre las dimensiones del PIES y ERVP. En contraste, solo se identificó una correlación estadísticamente significativa y positiva pequeña entre la dimensión Cuándo del PIES y la dimensión de Reevaluación cognitiva del ERQ-P, al controlar el efecto de las variables sociodemográficas, pero el resto de las asociaciones fue insignificante.

En complemento, el modelo bifactor ESEM (modelo 8) del PIES fue modelado junto a los modelos identificados para el ERVP y ERQ-P con el objetivo de identificar correlaciones entre las variables latentes. Este modelo estructural presentó un excelente ajuste a los datos  $\chi^2 = 586.613$ (320), CFI = .946, RMSEA = .047 (90% IC: .041 - .053), SRMR = .053, al igual que el mismo modelo, pero introduciendo las variables demográficas de control  $\chi^2 = 758.438$  (430), CFI = .936, RMSEA = .045 (90% IC: .039-.050), SRMR = .054. En la Tabla 6 se puede observar que el factor general del modelo bifactor ESEM tiene una correlación estadísticamente positiva, negativa y pequeña ( $r = .292$ ,  $p = .037$ ) con respecto al riesgo de violencia, y con un tamaño del efecto moderado en la misma relación, luego de controlar los efectos de las variables sociodemográficas ( $r = .359$ ,  $p = .001$ ). No obstante, no se identificaron correlaciones estadísticamente significativas entre la medida de invalidación emocional con las escalas reevaluación cognitiva ( $r = .037$ ,  $p = .547$ ) y supresión ( $r = -.078$ ,  $p = .169$ ), incluso después de controlar el efecto de las variables sociodemográficas ( $r = .077$ ,  $p = .170$ ;  $r = -.033$ ,  $p = .675$ ).

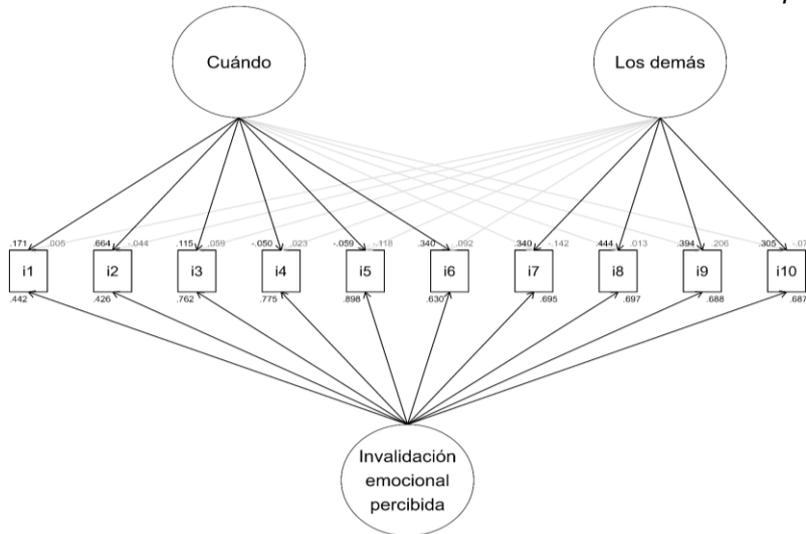
#### Evidencias de confiabilidad

Los coeficientes de consistencia interna obtenidos para determinar las evidencias de confiabilidad se encuentran dentro de los rangos esperados (Campo-Arias & Oviedo, 2008). Esta propiedad se cumple para cada dimensión en el modelo multidimensional de dos factores correlacionales, así como para el factor general del modelo bifactor ESEM, hallándose coeficientes que oscilan entre .70 y .90.

**Figura 1.**  
Modelo Multidimensional de dos Factores Correlacionados



**Figura 2.**  
Modelo Bifactor Evaluado a Través del Modelamiento de Ecuaciones Estructurales Exploratorio



Nota. En las cargas factoriales de los factores secundarios: Cuándo y Los demás, los valores en negrita indican las cargas de los ítems que originalmente pertenecen al respectivo factor; mientras que, las cargas en gris representan las relaciones entre los ítems y los factores a los que originalmente no pertenecen, como parte de la metodología ESEM.

**Tabla 6.**  
Evidencias de Validez Vinculadas a la Relación con Otras Variables

Escala de Invalidación Emocional Percibida (PIES)	Escala de Riesgo de Violencia de Plutchik (ERVP)		Cuestionario de Auto-regulación Emocional (ERQ-P)			
			Reevaluación cognitiva		Supresión	
	<i>r</i>	<i>r<sub>c</sub></i>	<i>r</i>	<i>r<sub>c</sub></i>	<i>r</i>	<i>r<sub>c</sub></i>
<b>Modelo Multidimensional</b>						
Cuando	.298***	.324***	.098	.114*	.019	.005
Los demás	.372***	.389***	.049	.058	-.065	-.076
<b>Modelo Bifactor ESEM</b>						
Invalidación emocional percibida	.292*	.359**	.037	.077	-.078	-.033

Nota. *r* = correlación sin control estadístico, *r<sub>c</sub>* = correlación luego de controlar el efecto del género, edad, estatus académico y laboral. \**p* < .05, \*\**p* < .01, \*\*\**p* < .001

**Tabla 7.**  
*Evidencias de Confiabilidad de la Escala de Invalidación Emocional Percibida (PIES)*

Factor	$\omega$	$\alpha$
<b>Modelo Multidimensional</b>		
Cuando	.826	.826
Los demás	.862	.862
<b>Modelo Bifactor ESEM</b>		
Escala general	.854	.897

*Nota.*  $\omega$  = McDonald's;  $\alpha$  = Cronbach's. El omega en el modelo Bifactor ESEM corresponde al omega jerárquico.

### Invarianza de la Medición

La [Tabla 8](#) presenta los resultados de los análisis de la invarianza de la medición tanto para el modelo original multidimensional de factores correlacionados (modelo 1) y para el modelo bifactor ESEM (modelo 8). Como se puede apreciar, el mismo resultado es identificado en todos los casos. Se encuentran evidencias empíricas que sustentan la invarianza de la medición hasta en un modelo estricto para género, edad, estatus académico y laboral. Dichas evidencias corresponden a los ínfimos cambios en los indicadores de ajuste  $\Delta CFI$ ,  $\Delta RMSEA$  y  $\Delta SRMR$ ; con excepción ligeras desviaciones del  $\Delta SRMR$  en los análisis correspondientes al bifactor ESEM entre todos los grupos, pero omitidos por los aceptables valores observados en los índices  $\Delta CFI$  y  $\Delta RMSEA$ . Estos hallazgos sugieren que las estimaciones producto de la escala PIES no se encuentran severamente sesgadas por el género del participante, el hecho de encontrarse estudiando o trabajando, ni por su edad en los dos modelos evaluados.

### Discusión

El objetivo de la presente investigación consistió en la obtención de propiedades psicométricas de la primera versión en español de la Escala de Invalidación Emocional Percibida (PIES), adaptada al contexto peruano. Los resultados permiten concluir que el test puede ser representado a través del modelo original de dos factores correlacionados, así como una sola medida general derivada del ajuste excelente de un modelo bifactor ESEM. Las puntuaciones derivadas de la prueba también demuestran un alto grado de consistencia interna, además de correlaciones con constructos asociados, entre ellos regulación emocional y conductas violentas.

Todos estos hallazgos concuerdan con los análisis psicométricos de la versión original en inglés del PIES (Zielinski & Veilleux, 2018).

La invalidación emocional percibida es un concepto altamente estudiado tanto en espacios clínicos como no clínicos, ya que ha demostrado repercusiones significativas en el desarrollo saludable del individuo. Este constructo se define como la malinterpretación, la incomprensión, la minimización y la crítica constante proveniente del entorno sobre las expresiones emocionales de una persona (Fruzzetti & Fantozzi, 2008; Linehan, 1993). Procesos como desregulación emocional, dificultades en el desarrollo de la identidad, rigidez psicológica y manifestaciones ansioso-depresivas se han identificado como consecuencias frente a la recepción de conductas invalidantes de personas significativas al sujeto (Crowell et al., 2009; Dinis et al., 2015; Fulton et al., 2014; Krause et al., 2003).

En cuanto a las propiedades psicométricas, es fundamental obtener evidencias de validez, pues permiten la interpretación de las inferencias derivadas de las puntuaciones del test. Debido a este principio psicométrico, las adaptaciones y la obtención de estas evidencias son relevantes para cada nuevo contexto (Meneses Naranjo et al., 2013). Frente a ello, se prioriza en primera instancia las evidencias de validez vinculadas al contenido a través de la traducción del test por personas especialistas a la temática, además de la revisión por el criterio de diez jueces expertos. Se evaluó cada ítem en función a los dominios de representatividad, claridad y utilidad, obteniéndose coeficientes de  $V$  de Aiken mayores de .70 en todos los dominios, siendo ello lo mínimo recomendado por ciertos autores (Davis, 1992; Merino Soto & Livia Segovia, 2009).

Posteriormente, se pretendió la identificación de la estructura factorial del PIES. Según Zielinski y Veilleux (2018), PIES se compone de dos variables latentes ( $F1 = When$ ,  $F2 = Others$ ), las cuales constan de seis y cuatro ítems, respectivamente. En base a esta propuesta original, diversos modelos fueron testeados para reportar los índices de ajuste óptimos en la población peruana. La propuesta original (modelo 1) demostró resultados alentadores, tomando en cuenta que los índices de ajuste pueden ser tomados como tentativas dinámicas que dependen de diversas características a nivel de

**Tabla 8.***Invarianza de la Medición de la Escala de Invalidez Emocional Percibida (PIES)*

Grupo	Modelo	$\chi^2$ (gl)	CFI	$\Delta$ CFI	RMSEA	$\Delta$ RMSEA	SRMR	$\Delta$ SRMR
<b>Modelo Multidimensional</b>								
Género	Configural	134.017 (68)	.954		.082		.048	
	Métrica	143.494 (76)	.955	.000	.077	.005	.053	.005
	Escalar	154.199 (84)	.954	.001	.074	.003	.055	.002
	Estricta	167.679 (94)	.950	.004	.073	.001	.056	.001
Estatus académico	Configural	151.670 (68)	.943		.090		.049	
	Métrica	169.465 (76)	.938	.005	.089	.001	.062	.013
	Escalar	182.078 (84)	.937	.001	.086	.004	.063	.001
	Estricta	198.552 (94)	.929	.008	.086	.000	.075	.012
Estatus laboral	Configural	143.508 (68)	.946		.089		.052	
	Métrica	149.836 (76)	.948	.002	.082	.006	.055	.004
	Escalar	156.039 (84)	.950	.003	.076	.006	.056	.000
	Estricta	153.415 (94)	.957	.006	.067	.009	.057	.002
Edad	Configural	146.387 (68)	.944		.089		.050	
	Métrica	160.763 (76)	.941	.003	.087	.002	.062	.012
	Escalar	172.339 (84)	.94	.001	.083	.004	.064	.002
	Estricta	183.847 (94)	.934	.005	.082	.001	.067	.002
<b>Modelo Bifactor ESEM</b>								
Género	Configural	41.362 (36)	.997		.031		.020	
	Métrica	78.761 (63)	.990	.006	.039	.008	.061	.041
	Escalar	84.908 (70)	.991	.001	.036	.003	.062	.001
	Estricta	99.443 (80)	.988	.003	.039	.004	.065	.003
Estatus académico	Configural	97.908 (36)	.977		.080		.038	
	Métrica	100.871 (63)	.977	.001	.059	.020	.111	.073
	Escalar	115.713 (70)	.974	.004	.061	.001	.112	.001
	Estricta	137.232 (80)	.964	.009	.066	.005	.122	.010
Estatus laboral	Configural	36.429 (36)	.999		.008		.027	
	Métrica	79.465 (63)	.989	.010	.041	.032	.073	.047
	Escalar	83.441 (70)	.991	.002	.035	.006	.074	.001
	Estricta	84.249 (80)	.997	.006	.019	.016	.076	.002
Edad	Configural	67.906 (36)	.984		.066		.034	
	Métrica	95.692 (63)	.979	.005	.057	.009	.096	.063
	Escalar	103.227 (70)	.979	.001	.054	.003	.097	.001
	Estricta	116.488 (80)	.974	.004	.055	.001	.104	.007

Nota.  $\chi^2$  = chi cuadrado; gl = grados de libertad; CFI = Comparative Fit Index; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation;  $\Delta$ CFI = change in CFI;  $\Delta$ RMSEA = change in RMSEA;  $\Delta$ SRMR = change in SRMR. ESEM = Modelamiento de Ecuaciones Estructurales Exploratorio. Género es una variable dicotómica de masculino o femenino. Estatus académico es una variable dicotómica que indica si la persona estudia o no. Estatus laboral es una variable dicotómica que indica si la persona trabaja o no. Edad es una variable dicotomizada en dos grupos: menores de 25 años y de 25 años a más. Los índices de incremento se colocaron en valores absolutos.

datos y modelos (Heene et al., 2011). Propuestas similares fueron planteadas con respecto a la estructura interna en base a correlaciones entre residuales de los ítems 2~6 (modelo 2). Por otro lado, se optaron por dos modelos; el primero consistió en dos correlaciones; el primero, entre residuales de los ítems 2~6 y 1~2 (modelo 3), y el segundo en la eliminación del ítem 2 (modelo 4). El modelo 5 abordó una aproximación unidimensional como potencial candidato alternativo a la estructura interna, con un ajuste pobre. El modelo 6 aborda el modelo original, pero contrastado a través del ESEM; mientras que el modelo 7 empleó una estructura bifactor, la cual permite evaluar el grado de unidimensionalidad dada la variabilidad atribuida a un potencial factor general. El modelo 8 fue la integración de las estrategias seguidas en los modelos 6 y 7, de modo que se exploró el modelo bifactor a través de ESEM, derivando en el mejor ajuste entre todas las propuestas y en evidencia a favor de emplear un solo factor general de invalidación emocional. Entre todas las propuestas, se optó por delimitar el modelo original por su parsimonia, así como el modelo bifactor ESEM dado su excelente ajuste; de modo que se concluye que la escala puede ser empleada para obtener medidas diferenciadas para las dimensiones Cuándo y Los demás, así como también para estimar una sola medida de un factor general denominado Invalidación emocional percibida.

Por otro lado, evidencias de validez vinculadas a la relación con otras variables fueron obtenidas a través de la asociación de las puntuaciones del PIES, con los puntajes de las pruebas que evalúan procesos de regulación emocional y riesgo de violencia. Para explicar los resultados de correlación con un tamaño del efecto de mediano a grande entre los factores de invalidación emocional percibida y riesgo de violencia, es relevante considerar que la manifestación de experiencias invalidantes provenientes de los demás y el compartir emociones en contextos adversos se asocian significativamente con conductas de agresión e impulsividad, siendo mediado por un factor mediador de desregulación emocional (Linehan, 1993; Linehan, 2020). Sobre la asociación entre un factor de invalidación emocional percibida y reevaluación cognitiva, se podría justificar esta asociación por el hecho que la reevaluación

cognitiva es una estrategia de regulación emocional utilizada como alternativa de evitación del malestar psicológico. Dicha evitación promovería mayor desregulación a largo plazo y el estancamiento del sujeto en un contexto adverso y de poco progreso personal, siendo estos componentes característicos de los ambientes altamente invalidantes (Hayes et al., 2014; Hayes, 2020). En base a estos análisis, se concluye que las evidencias de validez convergente y concurrente identificadas en el PIES se cimientan en principios teóricos y hallazgos de investigación empírica, tanto al considerar las relaciones frente a las dos dimensiones del modelo original, como para las relaciones con el factor general derivado del modelo bifactor ESEM.

Las evidencias de confiabilidad fueron obtenidas a través de métodos de consistencia interna. De manera específica, se determinaron los coeficientes Alfa y Omega. A pesar de que se ha determinado que los coeficientes basados en modelos tau-equivalentes (i.e. Alfa) tienden a subestimar el grado de confiabilidad, los dos coeficientes demostraron excelentes niveles de consistencia interna de las puntuaciones derivadas del PIES en las medidas correspondientes a las dos dimensiones del modelo original, y al factor general derivado del modelo bifactor ESEM (Kline, 2019; McNeish, 2018).

Este estudio presenta ciertas limitaciones. En primera instancia, el tipo de muestreo fue de carácter no probabilístico, por lo tanto, los resultados no pueden ser generalizables y exclusivamente explicarían el funcionamiento de la prueba en una muestra bastante específica peruana. Por otro lado, otros análisis psicométricos hubiesen sido importantes de ser considerados, por ejemplo, el análisis de invarianza factorial de la prueba con muestras clínicas y no clínicas hubiera permitido confirmar si el funcionamiento del instrumento variaba en base a ese factor relevante. Para obtener evidencias de confiabilidad, otros análisis como test-retest podrían haberse realizado. En el caso de evidencias de validez, también habrían sido útiles, los análisis de validez jerárquica. Otra limitación es que esta prueba fue administrada durante el período de pandemia por COVID-19. Este factor contextual posiblemente ha influido en los resultados obtenidos.

A pesar de ello, se concluye que esta propuesta ha presentado varios logros a nivel científico. Esta sería la primera adaptación y validación psicométrica en español del instrumento, la cual cumple con los estándares actuales para la obtención de propiedades psicométricas de validez y confiabilidad (AERA et al., 2014; ITC, 2017), además de evidenciarse un buen funcionamiento a nivel psicométrico en esta muestra peruana. Este sería un estudio preliminar que podría servir como agente de referencia para futuras propuestas investigativas respecto a propiedades psicométricas en contextos mucho más específicos (p.ej. muestras clínicas, muestras de pacientes con enfermedades crónicas) y en investigaciones de carácter inferencial (p. ej. asociaciones con otros constructos en el ámbito clínico).

### Disponibilidad de datos

El conjunto de datos que apoya esta investigación está disponible mediante solicitud a los autores del presente artículo de investigación. Debido a que las variables analizadas son informaciones personales, los datos obtenidos no se encuentran disponibles ni son de libre acceso.

### Disponibilidad de métodos analíticos

Los métodos analíticos se encuentran disponibles en el repositorio público OSF. Se puede ingresar a estos a través del siguiente enlace: <https://doi.org/10.17605/OSF.IO/5DK3E>

### Disponibilidad de materiales

Tanto la información relacionada a esta investigación, como el protocolo de la Escala de Invalidación Emocional Percibida (PIES) estarán a disponibilidad en función al requerimiento que se le realice al autor principal del presente estudio.

### Referencias

- American Educational Research Association [AERA], American Psychological Association [APA], & National Council on Measurement in Education [NCME]. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. American Educational Research Association. <https://www.apa.org/science/programs/testing/standards>
- American Psychological Association [APA]. (2002). Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct. *American Psychologist*, 57(12), 1060–1073. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.57.12.1060>
- Anthoine, E., Moret, L., Regnault, A., Sébille, V., & Hardouin, J. B. (2014). Sample size used to validate a scale: a review of publications on newly-developed patient reported outcomes measures. *Health and Quality of Life Outcomes*, 12, Artículo 2. <https://doi.org/10.1186/s12955-014-0176-2>
- Arafat, S., Chowdhury, H. R., Qusar, M., & Hafez, M. (2016) Cross cultural adaptation & psychometric validation of research instruments: A methodological review. *Journal Behavioral Health and Psychology*, 5(3), 129–136. <https://doi.org/10.5455/jbh.20160615121755>
- Arbuckle, J. (2003). *Amos User's Guide*. Amos Development Corporation. [https://www.sussex.ac.uk/its/pdfs/Amos\\_18\\_Users\\_Guide.pdf](https://www.sussex.ac.uk/its/pdfs/Amos_18_Users_Guide.pdf)
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038–1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Baquedano-Rodríguez, M., & Rosas-Muñoz, J. (2020). Una propuesta para entender el bienestar subjetivo en Chile más allá de lo hedónico. *Revista de Psicología*, 29(2), 1–14. <https://dx.doi.org/10.5354/0719-0581.2020.53375>
- Bardales, M. C., Pérez Aranibar, C. C., Espinoza Reyes, M. C., Otiniano Campos, F., Rodríguez Cuadros, L., & Rubina Espinosa, M. (2021). *Salud mental en universitarios del Consorcio de Universidades durante la pandemia*. Consorcio de Universidades. <https://www.consorcio.edu.pe/wp-content/uploads/2021/10/SALUD-MENTAL-CONSORCIO-DE-UNIVERSIDADES.pdf>
- Boggiano, J. P., & Gagliesi, P. (2020). *Terapia dialéctica conductual. Introducción al tratamiento de consultantes con desregulación emocional*. Tres Olas Ediciones.
- Bologna, E. (2013). *Estadística para la Psicología y Educación*. Editorial Brujas
- Brown, T. A., & Moore, M. T. (2012). Confirmatory Factor Analysis. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 361-379). Guilford Press.
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: La consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=42210515>
- Castro Solano, A. (2009) El bienestar psicológico: cuatro décadas de progreso. *Revista Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 23(3), 43–72. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=27419066004>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit

- Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155–159. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- Cortez-Vásquez, E. V., Ramos-Calsin, L. Y., & Herrera-López, V. E. (2021). Perception about psychosocial integration clubs for people with schizophrenia in Lima, Peru. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 38(3), 412-423. <https://doi.org/10.17843/rpmesp.2021.383.7704>
- Counsell, A., Cribbie, R. A., & Flora, D. B. (2019). Evaluating Equivalence Testing Methods for Measurement Invariance. *Multivariate Behavioral Research*, 55(2), 312–328. <https://doi.org/10.1080/00273171.2019.1633617>
- Cronbach, L. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Crowell, S. E., Beauchaine, T. P., & Linehan, M. M. (2009). A biosocial developmental model of borderline personality: Elaborating and extending Linehan's theory. *Psychological Bulletin*, 135(3), 495–510. <https://doi.org/10.1037/a0015616>
- Cupani, M. (2012). Análisis de ecuaciones estructurales: conceptos, etapas de desarrollo y un ejemplo de aplicación. *Revista Tesis*, 2, 186-199. <http://hdl.handle.net/11086/22039>
- Curran, T., Hill, A. P., & Williams, L. J. (2017). The relationships between parental conditional regard and adolescents' self-critical and narcissistic perfectionism. *Personality and Individual Differences*, 109, 17–22. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.12.035>
- Davis, L. L. (1992). Instrument review: Getting the most from a panel of experts. *Applied Nursing Research*, 5(4), 194-197. [https://doi.org/10.1016/S0897-1897\(05\)80008-4](https://doi.org/10.1016/S0897-1897(05)80008-4)
- Dinis, A., Carvalho, S., Pinto Gouveia, J., & Estanqueiro, C. (2015). Shame Memories and Depression Symptoms: The Role of Cognitive Fusion and Experiential Avoidance. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 15(1), 63-86. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=56038720004>
- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N., & Shi, D. (2018). Examination of the Weighted Root Mean Square Residual: Evidence for trustworthiness. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(3), 453-466. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1390394>
- Donnelly, J. (2012). *Invalidation, Experiential Avoidance and Child Psychopathology*. [Tesis de doctorado]. Duke University. <https://hdl.handle.net/10161/5602>
- Drieskens, S., Braekman, E., Ridder, K. D., Gisle, L., Charafeddine, R., Hermans, L., & Demarest, S. (2022) Domestic violence during the COVID-19 confinement: do victims feel more socially isolated? *Archives of Public Health*, 80(39), Artículo 39. <https://doi.org/10.1186/s13690-021-00765-3>
- Dunn, A. M., Heggestad, E. D., Shanock L. R., & Theilgard, N. (2018). Intra-individual response variability as an indicator of insufficient effort responding: Comparison to other indicators and relationships with individual differences. *Journal of Business and Psychology*, 33, 105-121. <https://doi.org/10.1007/s10869-016-9479-0>
- Edlund, S. M., Wurm, M., Holländare, F., Linton, S. J., Fruzzetti, A. E., & Tillfors, M. (2017). Pain patients' experiences of validation and invalidation from physicians before and after multimodal pain rehabilitation: Associations with pain, negative affectivity, and treatment outcome. *Scandinavian Journal of Pain*, 17(1), 77–86. <https://doi.org/10.1016/j.sjpain.2017.07.007>
- Eisenberg, N., Cumberland, A., & Spinrad, T. L. (1998). Parental Socialization of Emotion. *Psychological Inquiry*, 9(4), 241–273. [https://doi.org/10.1207/s15327965pli0904\\_1](https://doi.org/10.1207/s15327965pli0904_1)
- Escobedo Portillo, M. T., Hernández Gómez, J. A., Estebané Ortega, V., & Martínez Moreno, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia & Trabajo*, 18(55), 16-22. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-24492016000100004>
- Espinoza Mendoza, E. (2020). *Factores de riesgo psicosociales y prevalencia de depresión en personas adultas atendidas en el centro especializado de salud mental de Ayacucho 2019* [Tesis doctoral, Universidad Nacional del Callao]. Repositorio institucional de la Universidad del Callao. <https://repositorio.unac.edu.pe/handle/20.500.12952/5617>
- Espinoza, M. C., Burga, A., & Okumura, A. (2020). Estructura factorial de la Escala de Riesgo de Violencia de Plutchik (ERVP): Propiedades psicométricas y diferencias en función a variables sociodemográficas en universitarios limeños. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 12(2), 59-68. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v12.n2.26387>
- Fruzzetti, A. (2008, 18-19 de octubre). *Understanding validation in families*. [Conferencia]. Borderline Personality Disorder: Research Across the Lifespan and Clinical Applications for Treatment, Minneapolis, MN, Estados Unidos.
- Fruzzetti, A. E., & Fantozzi, B. (2008). Couples therapy and the treatment of borderline personality and related disorders. En A. Gurman (Ed.), *Clinical*

- Handbook of Couples Therapy* (4a Ed., pp. 567 – 590). Guilford Press.
- Fulton, J., Marcus, D., & Zeigler-Hill, V. (2014). Psychopathic personality traits, risky sexual behavior, and psychological adjustment among college-age women. *Journal of Social and Clinical Psychology, 33*(2), 143–168. <https://doi.org/10.1521/jscp.2014.33.2.143>
- Gargurevich, R., & Matos, L. (2010). Propiedades psicométricas del cuestionario de autorregulación emocional adaptado para el Perú. *Revista de Psicología (Trujillo), 12*, 192–215. <https://revistas.ucv.edu.pe/index.php/revpsi/article/view/628>
- Gegenfurtner, A. (2022). Bifactor exploratory structural equation modeling: A meta-analytic review of model fit. *Frontiers in Psychology, 13*, Artículo 1037111. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1037111>
- Glass, G. V. (1966). Note on rank biserial correlation. *Educational and Psychological Measurement, 26*(3), 623–631. <https://doi.org/10.1177/001316446602600307>
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 85*(2), 348–362. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348>
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. (1995). *Análisis Multivariante* (2a ed.). Prentice Hall.
- Haslam, M., Mountford, V., Meyer, C., & Waller, G. (2008). Invalidating childhood environments in anorexia and bulimia nervosa. *Eating Behaviors, 9*(3), 313–318. <https://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2007.10.005>
- Hayes, S. C. (2020). *Una mente liberada, la guía esencial de la terapia de aceptación y compromiso (ACT)*. Paidós.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. & Wilson, K.G. (2014). *Terapia de Aceptación y Compromiso. Proceso y práctica del cambio consciente (Mindfulness)*. Desclée de Brouwer.
- Heene, M., Hilbert, S., Draxler, C., Ziegler, M., & Bühner, M. (2011). Masking misfit in confirmatory factor analysis by increasing unique variances: a cautionary note on the usefulness of cutoff values of fit indices. *Psychological Methods, 16*(3), 319–336. <https://doi.org/10.1037/a0024917>
- Herr, N. R., Jones, A. C., Cohn, D. M., & Weber, D. M. (2015). The impact of validation and invalidation on aggression in individuals with emotion regulation difficulties. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment, 6*(4), 310–314. <https://doi.org/10.1037/per0000129>
- Hong, M., Steedle, J. T., & Cheng, Y. (2020). Methods of detecting insufficient effort responding: Comparisons and practical recommendations. *Educational and Psychological Measurement, 80*(2), 312–345. <https://doi.org/10.1177/0013164419865316>
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modeling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods, 6*(1), 53–60. <https://arrow.tudublin.ie/libart/4/>
- Hopko, D. R., Sanchez, L., Hopko, S. D., Dvir, S., & Lejuez, C. W. (2003). Behavioral Activation and the Prevention of Suicidal Behaviors in Patients with Borderline Personality Disorder. *Journal of Personality Disorders, 17*(5), 460–478. <https://doi.org/10.1521/pedi.17.5.460.22970>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 76–99). Sage Publications.
- Instituto Nacional de Salud Mental. (2021). *Indicadores suicidas se incrementaron en tiempo de pandemia en Lima*. Oficina de Comunicaciones. <http://www.insm.gob.pe/oficinas/comunicaciones/notasdeprensa/2021/036.html>
- International Test Commission [ITC]. (2017). *ITC guidelines for translating and adapting tests* (2nd ed.). [https://www.intestcom.org/files/guideline\\_test\\_adaptation\\_2ed.pdf](https://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation_2ed.pdf)
- Kendall, M. G. (1970). *Rank correlation methods* (4th ed.). Griffin.
- Kline, R. B. (2019). *Becoming a behavioral science research: A guide to producing research that matters* (2nd Ed.). Guilford Press.
- Koerner, K. (2011). *Doing dialectical behavior therapy: A practical guide*. Guilford Press.
- Kool, M. B., van Middendorp, H., Lumley, M. A., Schenk, Y., Jacobs, J. W. G., Bijlsma, J. W. J., & Geenen, R. (2010). Lack of understanding in fibromyalgia and rheumatoid arthritis: The Illness Invalidation Inventory (3\*I). *Annals of the Rheumatic Diseases, 69*(11), 1990–1995. <http://dx.doi.org/10.1136/ard.2009.123224>
- Krause, E. D., Mendelson, T., & Lynch, T. R. (2003). Childhood emotional invalidation and adult psychological distress: the mediating role of emotional inhibition. *Child Abuse & Neglect, 27*(2), 199–213. [https://doi.org/10.1016/s0145-2134\(02\)00536-7](https://doi.org/10.1016/s0145-2134(02)00536-7)
- Leahy, R. L. (2002). A model of emotional schemas. *Cognitive and Behavioral Practice, 9*(3), 177–190. [https://doi.org/10.1016/S1077-7229\(02\)80048-7](https://doi.org/10.1016/S1077-7229(02)80048-7)
- Leahy, R. L. (2012). Introduction: Emotional Schemas, Emotion Regulation, and Psychopathology. *International Journal for Cognitive Psychotherapy, 5*(4), 359–361. <https://doi.org/10.1521/ijct.2012.5.4.359>

- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48, 936-949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Linehan, M. M. (1993). *Cognitive-Behavioral Treatment of Borderline Personality Disorder*. Guilford Press.
- Linehan, M. M. (2020). *Building a Life Worth Living. A Memoir*. Random House.
- Linehan, M., Bohus, M., & Lynch, T. R. (2007). Dialectical Behavioral Therapy for Pervasive Emotional Dysregulation. En J. Gross (Ed.), *Handbook of Emotion Regulation* (1ra. ed., pp. 581-605). The Guilford Press.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Marsh, H. W., Morin, A. J. S., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory Structural Equation Modeling: An Integration of the Best Features of Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10, 85-110. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates.
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412-433. <https://doi.org/10.1037/met0000144>
- McNeish, D. (2023). Generalizability of Dynamic Fit Index, Equivalence Testing, and Hu & Bentler Cutoffs for Evaluating Fit in Factor Analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 58(1), 195-219. <https://doi.org/10.1080/00273171.2022.2163477>
- Meneses Naranjo, J., Barrios Cerrejón, M., Bonillo Martín, A., Cosculluela Mas, A., Lozano Fernández, L. M., Turbany Oset, J., & Valero Ventura, S. (2013). *Psicometría*. Editorial UOC.
- Merino Soto, C., & Livia Segovia, J. (2009) Intervalos de confianza asimétricos para el índice la validez de contenido: Un programa Visual Basic para la V de Aiken. *Anales de Psicología*, 25(1), 169-171. <https://revistas.um.es/analesps/article/view/71631>
- Míndrilă, D. (2010). Maximum Likelihood (ML) and Diagonally Weighted Least Squares (DWLS) Estimation Procedures: A Comparison of Estimation Bias 51 with Ordinal and Multivariate Non-Normal Data. *International Journal of Digital Society*, 1(1), 60-66. <https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010>
- Ministerio de Salud. (2022, 13 de enero). *Más de 300 mil casos de depresión fueron atendidos durante el 2021*. Plataforma digital única del Estado Peruano. <https://www.gob.pe/institucion/minsa/noticias/5758-99-minsa-mas-de-300-mil-casos-de-depresion-fueron-atendidos-durante-el-2021>
- Morata Ramírez, M. (2017). *Métodos de estimación y sus implicaciones para la validación de constructo mediante análisis factorial confirmatorio de escalas tipo Likert. Un estudio de simulación* [Tesis de doctorado]. Universidad Nacional de Educación a Distancia, España. <https://e-spacio.uned.es/entities/publication/dadc1f33-17b7-42fb-be81-3f019feac8a0>
- Morf, C. C., & Rhodewalt, F. (2001). Unraveling the paradoxes of narcissism: A dynamic self-regulatory processing model. *Psychological Inquiry*, 12(4), 177-196. [https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1204\\_1](https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1204_1)
- Morin, A. J. S., Marsh, H. W., & Nagengast, B. (2013). Exploratory structural equation modeling. En G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural Equation Modeling: A Second Course* (2da. Ed., pp. 395-436). IAP Information Age Publishing.
- Mountford, V., Corstorphine, E., Tomlinson, S., & Waller, G. (2007). Development of a measure to assess invalidating childhood environments in the eating disorders. *Eating Behaviors*, 8(1), 48-58. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eatbeh.2006.01.003>
- Mueller, R. O., & Hancock, G. R. (2008). Best Practices in Structural Equation Modeling. En J. Osborne (Ed.), *Best Practices in Quantitative Methods* (pp. 488-508). SAGE Publications. <https://doi.org/10.4135/9781412995627>
- Ñaupas Paitán, R., Mejía Mejía, E., Novoa Ramírez, E., & Villagómez Paucar, A. (2014). *Metodología de la investigación Cuantitativa - Cualitativa y Redacción de la Tesis*. (4ta. ed.). Ediciones de la U.
- Okumura-Clark, A., Huertas-Mantilla, L. P., & Pérez-Moscoso, C. (2023). Un estudio preliminar de propiedades psicométricas y diferencias de género de la escala de ambiente invalidante infantil (ICES) en adultos peruanos. *Ciencia y Psique*, 2(2), 39-66. <https://revistas.urp.edu.pe/index.php/cienciaypsique/article/view/5568>
- Organización Mundial de la Salud. (2022). *Brote por enfermedad por coronavirus (COVID-19)*. <https://www.who.int/es/emergencias/diseases/novel-coronavirus-2019>
- Oviedo, H. C., & Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80634409>
- Paz Schaeffer, V. (2010). Factores asociados al episodio depresivo en el adulto mayor en Lima Metropolitana y Callao. *Anales de Salud Mental*, 26(1), 30-38. <https://openjournal.insm.gob.pe/revistasasm/asm/articulo/view/77>
- Pedersen, D. (2005). Estigma y exclusión social en la

- enfermedad mental: Apuntes para el análisis e investigación. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental Hermilio Valdizán*, 6(1), 3-14. [http://www.hhv.gob.pe/wp-content/uploads/Revista/2005/I/1-ESTIGMA\\_Y\\_EXCLUSION\\_SOCIAL\\_EN\\_LA\\_ENFERMEDAD\\_MENTAL.pdf](http://www.hhv.gob.pe/wp-content/uploads/Revista/2005/I/1-ESTIGMA_Y_EXCLUSION_SOCIAL_EN_LA_ENFERMEDAD_MENTAL.pdf)
- Plutchik, R., & van Praag, H. M. (1990). A self-report measure of violence risk: II. *Comprehensive Psychiatry*, 31(5), 450–456. [https://doi.org/10.1016/0010-440X\(90\)90031-M](https://doi.org/10.1016/0010-440X(90)90031-M)
- Prieto Molinari, D., Aguirre Bravo, G., De Pierola, I., Luna Victoria-De Bona, G., Merea Silva, L. A., Lazarte Núñez, C., Uribe-Bravo, K., & Zegarra, Á. C. (2020). Depresión y ansiedad durante el aislamiento obligatorio por el COVID-19 en Lima Metropolitana. *LIBERABIT. Revista Peruana de Psicología*, 26(2), Artículo e425. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2020.v26n2.09>
- Puddington, S. M., Duthu, F., & Gagliesi, P. (2017). Adaptación al español de la escala de ambiente invalidante infantil. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 26(3), 307-312. <https://doi.org/10.24205/03276716.2017.1029>
- Ramos-Vela, C. A. (2021). Un método de cálculo de tamaño muestral de análisis de potencia a priori en modelos de ecuaciones estructurales. *Revista Del Cuerpo Médico Hospital Nacional Almirante Aguinaga Aserjo*, 14(1), 104-105. <https://doi.org/10.35434/rcmhnaaa.2021.141.909>
- Reise, S. P. (2012). The Rediscovery of Bifactor Measurement Models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Reise, S. P., Moore, T. M., & Haviland, M. G. (2010). Bifactor Models and Rotations: Exploring the Extent to Which Multidimensional Data Yield Univocal Scale Scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544–559. <https://doi.org/10.1080/00223891.2010.496477>
- Reise, S. P., Morizot, J., & Hays, R. D. (2007). The role of the bifactor model in resolving dimensionality issues in health outcomes measures. *Quality of Life Research*, 16(S1), 19-31. <https://doi.org/10.1007/s11136-007-9183-7>
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5–26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Robertson, C. D., Kimbrel, N. A., & Nelson-Gray, R. O. (2013). The Invalidating Childhood Environment Scale (ICES): Psychometric Properties and Relationship to Borderline Personality Symptomatology. *Journal of Personality Disorders*, 27(3), 402–410. [https://doi.org/10.1521/pedi\\_2012\\_26\\_062](https://doi.org/10.1521/pedi_2012_26_062)
- Rondon, M. B. (2009). Peru: mental health in a complex country. *International Psychiatry: Bulletin of the Board of International Affairs of the Royal College of Psychiatrists*, 6(1), 12–14. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC6734864/>
- Rositas Martínez, J. (2014). Los tamaños de las muestras en encuestas de las ciencias sociales y su repercusión en la generación del conocimiento. *Innovaciones de Negocios*, 11(22), 235–268. <https://doi.org/10.29105/rinn11.22-4>
- Ruiz, M. A., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de Ecuaciones Estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77812441004>
- Rutkowski, L., & Svetina, D. (2014). Assessing the Hypothesis of Measurement Invariance in the Context of Large-Scale International Surveys. *Educational and Psychological Measurement*, 74(1), 31–57. <https://doi.org/10.1177/0013164413498257>
- Sauer, S. E., & Baer, R. A. (2010). Validation of measures of biosocial precursors to borderline personality disorder: Childhood emotional vulnerability and environmental invalidation. *Assessment*, 17(4), 454–466. <http://dx.doi.org/10.1177/1073191110373226>
- Schreiber, R. E., & Veilleux, J. C. (2022). Perceived invalidation of emotion uniquely predicts affective distress: Implications for the role of interpersonal factors in emotional experience. *Personality and Individual Differences*, 184, Artículo 111191. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.111191>
- Selby, E. A., Braithwaite, S. R., Joiner, T. E., & Fincham, F. D. (2008). Features of borderline personality disorder, perceived childhood emotional invalidation, and dysfunction within current romantic relationships. *Journal of Family Psychology*, 22(6), 885–893. <https://doi.org/10.1037/a0013673>
- Shieh, J., & Wu, H.-H. (2015). Measures of Consistency for DEMATEL Method. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*, 45(3), 781–790. <https://doi.org/10.1080/03610918.2013.875564>
- Soper, D. S. (2020). *Free Statistics Calculators* [Software]. <http://www.danielsoper.com/statcalc>
- Stoewsand, C. R. (2021). *Comunicación Compasiva: Cómo remediar las relaciones difíciles*. Tres Olas Ediciones.
- Tompkins, S. (1991). *Affect, imagery, consciousness, Vol. III. The negative affects: Anger and fear*. Springer-Verlag.
- Van Vaerenbergh, Y., & Thomas, T. D. (2012).

- Response Styles in Survey Research: A Literature Review of Antecedents, Consequences, and Remedies. *International Journal of Public Opinion Research*, 25(2), 195–217. <https://doi.org/10.1093/ijpor/eds021>
- van Zyl, L. E., & ten Klooster, P. M. (2022). Exploratory Structural Equation Modeling: Practical guidelines and tutorial with a convenient online tool for Mplus. *Frontiers in Psychiatry*, 12, Artículo 795672. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2021.795672>
- Vesely, S., & Klöckner, C. A. (2020). Social Desirability in Environmental Psychology Research: Three Meta-Analyses. *Frontiers in Psychology*, 11, Artículo 1395. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01395>
- Villarreal-Zegarra, D., Copez-Lonzoy, A., Vilela-Estrada, A.L., & Huarcaya-Victoria, J. (2021). Depression, post-traumatic stress, anxiety, and fear of COVID-19 in the general population and health-care workers: prevalence, relationship, and explicative model in Peru. *BMC Psychiatry*, 21, Artículo 455. <https://doi.org/10.1186/s12888-021-03456-z>
- Waller, G., Corstorphine, E., & Mountford, V. (2007). The role of emotional abuse in the eating disorders: Implications for treatment. *Eating Disorders*, 15(4), 317–331. <https://doi.org/10.1080/10640260701454337>
- Westphal, M., Leahy, R. L., Norcini Pala, A., & Wupperman, P. (2016). Self-compassion and emotional invalidation mediate the effects of parental indifference on psychopathology. *Psychiatry Research*, 242, 186–191. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2016.05.040>
- Wetzel, E., Lüdtke, O., Zettler, I., & Böhnke, J. R. (2016). The Stability of Extreme Response Style and Acquiescence Over 8 Years. *Assessment*, 23(3), 279–291. <https://doi.org/10.1177/1073191115583714>
- Zegarra-López, A. C., Florentino-Santisteban, B., Flores-Romero, J., Delgado-Tenorio, A., & Cernades-Ames, A. (2022). A cross-sectional study on the prevalence of depressive symptoms and its associated sociodemographic factors in Peru during the COVID-19 pandemic. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(21), Artículo 14240. <https://doi.org/10.3390/ijerph192114240>
- Zegarra-López, A. C., Luna-Victoria, G., Romero-Montenegro, D., Florentino-Santisteban, B., Prieto-Molinari, D. E., & Montoya-Cuadrao, M. (2022). Prevalence and predictors of somatization in Peruvian undergraduate students during the COVID-19 pandemic. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(23), Artículo 15576. <https://doi.org/10.3390/ijerph192315576>
- Zielinski, M. J. (2016). The Perceived Invalidation of Emotion Scale (PIES): Development and Psychometric Properties [Tesis de doctorado]. University of Arkansas, Fayetteville, Estados Unidos. <https://scholarworks.uark.edu/etd/1676>
- Zielinski, M. J., & Veilleux, J. C. (2018). The Perceived Invalidation of Emotion Scale (PIES): Development and psychometric properties of a novel measure of current emotion invalidation. *Psychological Assessment*, 30(11), 1454-1467. <http://dx.doi.org/10.1037/pas0000584>