



Acta Colombiana de Psicología

ISSN: 0123-9155

ISSN: 1909-9711

Universidad Católica de Colombia

Seperak-Viera, Rosa; Torres-Villalobos, Guadalupe;
Gravini-Donado, Marbel; Dominguez-Lara, Sergio
Invarianza factorial de dos versiones breves de la Escala de Resiliencia
de Connor-Davidson (CD-RISC) en estudiantes universitarios de Arequipa
Acta Colombiana de Psicología, vol. 26, núm. 1, 2023, Enero-Junio, pp. 95-112
Universidad Católica de Colombia

DOI: <https://doi.org/10.14718/ACP.2023.26.1.7>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=79874880007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org



Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Invarianza factorial de dos versiones breves de la Escala de Resiliencia de Connor–Davidson (CD-RISC) en estudiantes universitarios de Arequipa

Rosa Seperak-Viera; Guadalupe Torres-Villalobos; Marbel Gravini-Donado; Sergio Dominguez-Lara

Cómo citar este artículo:

Seperak-Viera, R., Torres-Villalobos, G., Gravini-Donado, M., & Dominguez-Lara, S. (2023). Invarianza factorial de dos versiones breves de la Escala de Resiliencia de Connor–Davidson (CD-RISC) en estudiantes universitarios de Arequipa. *Acta Colombiana de Psicología*, 26(1), 95-112. <https://www.doi.org/10.14718/ACP.2023.26.1.7>

Recibido, junio 8/2020; Concepto de evaluación, mayo 16/2022; Aceptado, agosto 24/2022

Rosa Seperak-Viera

ORCID: <https://www.orcid.org/0000-0002-0057-1669>
Universidad de San Martín de Porres, Arequipa, Perú

Guadalupe Torres-Villalobos

ORCID: <https://www.orcid.org/0000-0001-6029-1493>
Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

Marbel Gravini-Donado

ORCID: <https://www.orcid.org/0000-0003-3972-5271>
Universidad Simón Bolívar, Barranquilla, Colombia

Sergio Dominguez-Lara¹

ORCID: <http://www.orcid.org/0000-0002-2083-4278>
Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

Resumen

La resiliencia es una característica individual que posibilita el reajuste biopsicosocial y espiritual que ayuda al bienestar psicológico y al desenvolvimiento académico de los estudiantes universitarios. El objetivo de esta investigación fue analizar la invarianza de medición según el sexo, de dos versiones breves de la Escala de Resiliencia de Connor–Davidson (CD-RISC) y determinar si existen diferencias entre hombres y mujeres. Se evaluó con la CD-RISC-10, que incluye la CD-RISC-7, a una muestra de 491 universitarios arequipeños (312 mujeres; 179 hombres) con edad promedio de 20.56 años ($DE = 3.18$), de una institución privada. Inicialmente se realizó un análisis factorial multigrupo con cada versión para valorar el grado de invarianza de medición alcanzado, y luego de ello se compararon las medias latentes de resiliencia entre hombres y mujeres. En cuanto a los resultados, la CD-RISC-7 presentó indicadores estructurales más favorables (e.g., $\lambda > .50$; en mujeres: CFI = .981, RMSEA = .087, WRMR = 0.683; en hombres: CFI = .966, RMSEA = .124, WRMR = 0.783), que la CD-RISC-10 (e.g., $\lambda < .50$, índices de ajuste en mujeres: CFI = .974, RMSEA = .073, WRMR = 0.774; en hombres: CFI = .960, RMSEA = .095, WRMR = 0.803) incluyendo la invarianza de medición (invarianza estricta: $\Delta CFI = .003$; $\Delta RMSEA = .001$), y al comparar las medias latentes fueron halladas diferencias significativas a favor de los hombres ($d = .471$). Finalmente, se discuten las implicancias teóricas y metodológicas de los hallazgos, así como la necesidad de ampliar los estudios considerando otros aspectos relevantes para una mejor comprensión del constructo resiliencia.

Palabras clave: resiliencia; invarianza de medición; sexo; estudiantes universitarios.

¹ Autor de correspondencia. Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Av. Tomás Marsano 242 (5.º piso), Lima 34, Perú. Tel: (+051) 5136300 anexos 2186 – 2096. Correo electrónico: sdominguezl@usmp.pe, sdominguezmpcs@gmail.com

Factorial Invariance of two Short Versions of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) in Arequipa University Students

Abstract

Resilience is an individual trait that enables biopsychosocial and spiritual readjustment, helping the psychological well-being and academic performance of university students. The objective of this research was to analyze the measurement invariance by sex of two short versions of the Connor - Davidson Resilience Scale (CD-RISC), and to determine if there are differences between men and women. A sample of 491 Arequipa university students (63.5% women), with an average age of 20.56 years-old ($SD = 3.18$), from a private institution in Arequipa-Peru was evaluated with the CD-RISC-10, which includes the CD-RISC-7. First, a multi-group factor analysis was carried out with each version to assess the degree of measurement invariance achieved, and then the latent means of resilience between men and women were compared. Regarding the results, the CD-RISC-7 presented more favorable structural indicators (e.g., $\lambda > .50$; in women: CFI = .981, RMSEA = .087, WRMR = 0.683; in men: CFI = .966, RMSEA = .124, WRMR = 0.783), than THE CD-RISC-10 (e.g., $\lambda < .50$, fit indices in women: CFI = .974, RMSEA = .073, WRMR = 0.774; in men: CFI = .960, RMSEA = .095, WRMR = 0.803), including measurement invariance (strict invariance: $\Delta CFI = .003$; $\Delta RMSEA = .001$), and when comparing latent means, significant differences in favor of men were found ($d = .471$). Finally, the theoretical and methodological implications of the findings are discussed, as well as the need to extend the studies considering other relevant aspects for a better understanding of the resilience construct.

Keywords: resilience; measurement invariance; sex; college students.

Introducción

Resiliencia en estudiantes universitarios

Los estudiantes universitarios están sumergidos en un contexto de alta responsabilidad política, social y económica. En la actualidad, el derecho de acceder a una educación superior es una necesidad para alcanzar mejores expectativas de calidad de vida y una mayor participación en el progreso de los países, por lo cual es necesario que los estudiantes aprendan a ser profesionales competentes, eficientes y efectivos, capaces de generar conocimientos de alto valor social (Ministerio de Educación, 2015). Por ello, la vida universitaria es uno de los acontecimientos que impacta el proyecto vocacional y familiar de muchos jóvenes, especialmente para quienes solventan sus estudios de manera autónoma (San Román et al., 2019).

En este panorama, la vida universitaria demanda mayor autonomía y equilibrio de las exigencias académicas frente a los conflictos personales e interpersonales que puedan presentarse en el transcurso del estudio superior (Flanagan, 2017; Manrique-Millones et al., 2019). Conforme avanzan los ciclos, estas exigencias se vuelven más constantes y complejas, sobre todo porque las carreras profesionales requieren que los estudiantes desarrollen determinadas capacidades y competencias que favorezcan a la inserción práctica de la misma profesión (De Almeida & Benevides, 2018;

López et al., 2022). Adicionalmente, los universitarios lidian con responsabilidades sociofamiliares y económicas, así como la presión de mantener el rol de estudiante comprometido en miras de un futuro promisorio (Santos et al., 2020). Esta sobrecarga genera escenarios vulnerables para experiencias de agotamiento emocional, estrés, ansiedad o depresión (Restrepo et al., 2020; Zhang et al., 2018); por lo cual, en épocas de clases muchos jóvenes muestran conductas perjudiciales para su salud y rendimiento académico, tales como la procrastinación académica, el consumo desproporcionado de sustancias psicoactivas y bebidas alcohólicas, o la alimentación y el descanso poco saludables (Smedema & Barahona, 2018; Wuthrich et al., 2020).

En tal sentido, es necesario detectar y promover factores protectores que atenúen las dificultades que experimentan los universitarios, como es el caso de la *resiliencia*. La evolución teórica de este constructo ha trascendido multidisciplinariamente y es objeto de estudio en distintos contextos, demostrando que las personas con características resilientes pueden manejar problemas de forma más adaptativa (Alarcón et al., 2019; Gutiérrez & Romero, 2014).

Desde las investigaciones iniciales sobre resiliencia, ha sido concebida únicamente como una cualidad innata de la personalidad para sobrellevar eventos traumáticos (Rutter, 1985; Werner, 1993). Más adelante, el término se consideró un proceso dinámico entre la disrupción y la reintegración, en el cual el individuo descubría cualidades resilientes y

decidía cómo reintegrar a su homeostasis (e.g., [Richardson et al., 1990](#)). Sin embargo, bajo una perspectiva multidisciplinaria nació la “Metateoría de la resiliencia y resistencia”, asumiendo a la resiliencia como una fuerza innata hacia la autorrealización y armonía, que, durante el desarrollo y maduración tiene una interacción de aprendizaje-reforzamiento con el contexto o entorno ([Richardson, 2002](#)). Por consiguiente, en términos de capacidad, la resiliencia es una habilidad individual del ser humano que se manifiesta por medio de conductas adaptativas frente a situaciones adversas y se mide en función del grado de reajuste biopsicosocial y espiritual que la persona pueda lograr ([Connor & Davidson, 2003](#); [García-Vesga & Domínguez de la Ossa, 2013](#)). La resiliencia sería el resultado de la combinación de diversos atributos de la persona en todos sus contextos de desarrollo, que la preparan para los eventos de adversidad ([Zurita et al., 2017](#)).

Los estudios sobre resiliencia en universitarios comprueban que la presencia de este constructo es un elemento clave para un buen desenvolvimiento académico, ya que guarda una relación con la autoestima, el optimismo, la regulación emocional, la salud mental y el bienestar psicológico ([Caldera et al., 2016](#); [Hu et al., 2015](#); [Vizoso, 2019](#)), los cuales predicen un adecuado afrontamiento a estresores cotidianos y circunstancias altamente hostiles ([Bacchi & Licinio, 2016](#); [García-Izquierdo et al., 2018](#)).

Cabe destacar, que por ser la resiliencia una habilidad individual, esta respuesta difiere en función de diversas variables contextuales como la edad, la cultura, el tipo de evento estresante, y el sexo de la persona. Por ejemplo, la cultura y el impacto de la moral materna supondría domesticación con carácter de receptividad y sujeción en las mujeres ([Burín & Meler, 1998](#)). Así mismo, el nivel socioeconómico es determinante en el desarrollo de la resiliencia ([Rezaei-Soufi et al., 2022](#)), sobre todo en las mujeres, puesto que sería un obstáculo más alto para superar situaciones difíciles en comparación con los hombres.

Diferencias de sexo en resiliencia

El sexo es una variable relevante para entender la resiliencia en términos generales, pero también tiene un impacto en el ámbito educativo, incluyendo el universitario. Por ejemplo, en los últimos años se ha abordado la brecha que existe, con relación al sexo, en contra de las mujeres en la educación básica peruana ([Guadalupe et al., 2017](#)),

la cual repercutiría en el acceso a la educación superior, principalmente en estratos socioeconómicos más bajos. Sin embargo, pese a encontrar cifras en el plano académico favorables a los hombres, existe una mayor cantidad de mujeres ingresantes (184.884) y egresadas (47.787) de universidades públicas y privadas, a diferencia de la cantidad de hombres ingresantes (166.770) y egresados (41.210) (Superintendencia Nacional de Educación Superior [Sunedu], 2019), y al constatar el abandono académico es menos frecuente en mujeres ([Sunedu, 2021](#)). Es en ese contexto donde aparece un crecimiento de la población productiva femenina por las mejoras en el acceso a la educación, lo que ha generado una disminución de las brechas de género en Perú, pero propiciando solo un aumento del 58.9% al 65.7% de producción femenina de 15 a 64 años de edad en el decenio del 2007 al 2017 ([Instituto Nacional de Estadística e Informática \[INEI\], 2017](#)).

En ese sentido, es probable que la resiliencia sea relevante en este proceso de apoderamiento de la inserción a la vida académica y laboral de las mujeres, en especial de la cultura juvenil actual que opera de manera más veloz, con toma de decisiones que poseen mayor control emocional y son más objetivas con el mundo real que exige optimismo, persistencia ante el fracaso, mayor autonomía, capacidad de autoconservación, confianza en el futuro y liberación de estigmas negativos y roles de sometimiento ([Erdogan et al., 2015](#); [López et al., 2022](#)). Por ello, existiría una feminización de la sociedad, específicamente de los centros de educación básica y universitarios, puesto que anteriormente había una evidente connotación en los roles de género en donde a los hombres se les preparaba para la acción militar y a las mujeres para la maternidad ([Meeussen & Van Laar, 2018](#)), pero la situación descrita es el resultado de un enfrentamiento perseverante ante las barreras de índole institucional y psicosocial. Producto de estos cambios sociales, las mujeres experimentan mayores niveles de estrés por parte de la sociedad, y la familia, amigos y redes de apoyo aportarían como un factor protector a favor de la resiliencia ([Helbig & Backhaus, 2017](#); [Rivas et al., 2017](#)).

Por tal motivo, en cuanto a las diferencias de sexo con relación a la resiliencia, en los hombres primarían los vínculos y la generatividad, pero minimizarían las redes de apoyo; en las mujeres primarían los modelos y roles compartidos por las generaciones, lo que las impulsaría

a ser más colaborativas, pero carecerían de autonomía (Gómez-Esquivel et al., 2021). Estos datos se amparan en la información que sugiere que los elementos que hacen más resilientes a las mujeres son el fortalecimiento espiritual (González & Artuch, 2014; Rivas et al., 2017; San Román et al., 2019), la percepción armónica de su entorno así como su mayor participación y empatía (Jefferis & Theron, 2018). Del mismo modo, necesitarían más apoyo familiar, y al no obtenerlo directamente buscarían ese apoyo en otras fuentes cuando la suya se torna disfuncional, con la posibilidad de fortalecer lazos emocionales (Caldera et al., 2016; Castilla et al., 2013; Flores & Arcos, 2014); mientras que los hombres en las mismas circunstancias presentarían más conductas de riesgo, siendo más pragmáticos y con menos fortaleza interna, lo que ocasionaría conductas de oposición disociadora en vez de reaccionar con dolor emocional (Fínez & Morán, 2015). No obstante, también se sostiene que los resultados que sugieren mayor resiliencia en la mujer podrían responder a que su exposición a las experiencias de estrés serían más llevaderas que las vivenciadas por los hombres, ya que la idiosincrasia y roles sociales adjudicados al género masculino propiciarían una carga adicional (Cullen et al., 2016; Eh et al., 2021), pero que aun así se caracterizarían por una superior capacidad de independencia, decisión y adaptación hacia las situaciones de estrés, que contribuiría a favor de la resiliencia (San Román et al., 2019).

Dicho lo anterior, dado que la medición de resiliencia es relevante para enriquecer el bagaje teórico, la selección de esta medida debe realizarse con base en su calidad psicométrica.

La Escala de Resiliencia de Connor–Davidson (CD-RISC): versiones breves

La Escala de Resiliencia de Connor–Davidson (CD-RISC; Connor & Davison, 2003) es uno de los instrumentos más usados para medir la resiliencia. Su versión de 10 ítems (CD-RISC-10; Campbell-Sills & Stein, 2007) presenta un buen desempeño psicométrico en contraste con otras medidas de resiliencia como la Escala de Resiliencia (Wagnild & Young, 1993) y la misma CD-RISC (e.g., Madewell & Ponce-García, 2016). En este orden de ideas, la CD-RISC-10 ha sido estudiada recientemente en Perú (Dominguez-Lara et al., 2019) y su evidencia psicométrica fue más favorable que la presentada por su versión extensa (25 ítems), pero al interior de esta versión breve existía heterogeneidad de

cargas factoriales que no permitieron el cumplimiento de la tau-equivalencia. Por ello, se prescindió de tres ítems, obteniendo así una versión de siete ítems (CD-RISC-7) con mejores parámetros psicométricos: cargas factoriales de magnitud moderada o elevada, confiabilidad aceptable, etc.

La CD-RISC y su aplicación en el estudio de las diferencias de sexo

Las diferencias con respecto a la resiliencia entre hombres y mujeres universitarios usando la CD-RISC, se han explorado en diversos contextos culturales, aunque es posible destacar un elemento clave en el que se basaron las conclusiones: el enfoque analítico. La mayoría de estudios basan sus resultados en análisis comparativos de las puntuaciones (e.g., usando la *t* de Student) que evidencian hallazgos dispares: para algunos investigadores no existen diferencias según el sexo (Fínez-Silva et al., 2019; González & Artuch, 2014), para otros, las mujeres presentan mayores puntuaciones, sea a nivel global o por dimensiones (Rivas et al., 2017; San Román et al., 2019), y en otras investigaciones son los hombres quienes presentan mayor resiliencia (Aloba et al., 2016; Campbell-Sills et al., 2009; Gras et al., 2019; Notario-Pacheco et al., 2011). Sin embargo, la interpretación de dichos resultados trae dificultades, ya que como se ha especificado es probable que factores ajenos al constructo resiliencia —aspectos culturales o desigualdades— afecten su medida generando así un sesgo.

En ese orden de ideas, existen procedimientos como la invarianza de medición para evaluar la existencia de algún sesgo de medida (Pendergast et al., 2017). Este enfoque analítico se aplicó anteriormente en estudios psicométricos y se concluyó que tanto la CD-RISC de 25 ítems (Burns & Anstey, 2010; Gucciardi et al., 2011; Liu et al., 2015) como la CD-RISC-10 (Cheng et al., 2020; Gonzalez et al., 2016) son invariantes entre hombres y mujeres, aunque solo una investigación comparó los grupos bajo este enfoque y concluyó que los hombres presentan mayor resiliencia (Cheng et al., 2020). Sin embargo, es necesario mencionar que estos trabajos se desarrollaron en jóvenes de contextos culturales diferentes al del presente estudio, y no se hallaron investigaciones similares en Perú o Latinoamérica.

El presente estudio

El estudio de las diferencias de resiliencia entre hombres y mujeres desde un enfoque de invarianza de medición es

importante porque informa con más precisión, puesto que el marco analítico supera en términos de complejidad y fortaleza estadística al procedimiento basado en la comparación de puntuaciones observadas (*t* de Student o ANOVA). Desde el punto de vista práctico y metodológico es interesante ampliar las evidencias psicométricas de las versiones breves de la CD-RISC, porque si bien cuentan con un estudio en Perú (Dominguez-Lara et al., 2019), el estudio de invarianza de medición fue una recomendación para futuros trabajos, y además, no es suficiente un solo estudio psicométrico para concluir sobre la calidad métrica de determinada escala. Adicionalmente, no se hallaron investigaciones similares en Iberoamérica, por lo que este trabajo es pionero en su tipo, al menos en el ámbito geográfico especificado.

Así mismo, desde lo social, contar solo con evidencias obtenidas en una sola región del Perú (Lima) puede limitar su aplicación en otras regiones donde existen diferencias educativas, económicas y culturales, como es el caso de Arequipa. Por ejemplo, la educación superior universitaria ha tenido un incremento mayor del 3.2 % en Lima, superando lo logrado en Arequipa donde solo aumentó en 0.9 % (INEI, 2017). Es preocupante que, a pesar de que Arequipa representa el 12 % de la producción nacional y es la segunda ciudad con mayor crecimiento económico e industrial del país (Banco Central de Reserva del Perú, 2016), no se puedan equiparar las cifras de crecimiento en cuanto al acceso y término de los estudios en la población universitaria. Probablemente el problema no solo radicaría en que la población entre 15 y 29 años es la más vulnerable a la pobreza (Ministerio de Educación, 2018), sino que aún Arequipa no cuenta con las fuentes suficientes de acceso a empleo y satisfacción de necesidades inmediatas, lo que genera que los jóvenes emigren a la capital del país. Desde un punto de vista cultural se contemplarían también las diferencias en cuanto a modelos de crianza e ideología en donde las mujeres arequipeñas consideran como principales opciones en su vida la seguridad económica (35 %), hijos felices (19 %), una vida saludable (18 %), una buena relación de pareja (12 %) y después de ello el desarrollo profesional (10 %) (Instituto para el Matrimonio y la Familia, 2019). Lo descrito estaría vinculado a las dificultades expuestas inicialmente sobre el acceso al ámbito educativo.

De este modo, el objetivo de la presente investigación fue analizar la invarianza de medición según sexo,

de dos versiones breves de la CD-RISC-10 y CD-RISC-7, y determinar si existen diferencias entre hombres y mujeres universitarios arequipeños.

Método

Diseño

La presente investigación se basó en un diseño instrumental, dado el estudio de las propiedades psicométricas de dos versiones breves de la CD-RISC, y en un diseño comparativo, ya que se analizaron las diferencias de la variable resiliencia según grupos independientes. Así mismo, es de corte transversal puesto que la aplicación del protocolo de evaluación se realizó en un solo momento (Ato et al., 2013).

Participantes

Se empleó un muestreo no probabilístico por conveniencia, y se seleccionaron los participantes de nacionalidad peruana que cursaran asignaturas entre el primer y cuarto año de estudios. La muestra estuvo constituida por 491 estudiantes universitarios arequipeños (312 mujeres; 179 hombres) con edades entre los 16 y 37 años ($M_{\text{edad}} = 20.56$, $DE_{\text{edad}} = 3.18$) de diferentes carreras profesionales de una universidad privada de la región Arequipa (Perú) del primer al cuarto año de estudios. Específicamente, el 27.5 % pertenecían al primer año de estudios, el 26.5 % al segundo año, el 29.7 % al tercer año y 16.3 % al cuarto año. Por último, un bajo porcentaje de estudiantes se encuentra actualmente trabajando (27.5 %), de los cuales, las mujeres superan a los hombres con un 53.3 %. El tamaño muestral podría considerarse apropiado en vista de que se analizan modelos unidimensionales con 10 ítems o menos, y se esperan cargas factoriales cercanas a .70 (Wolf et al., 2013).

Instrumento

Escala de Resiliencia de Connor-Davidson-10 (CD-RISC-10)

Se trata de una versión abreviada de la CD-RISC (Connor & Davidson, 2003), propuesta por Campbell-Sills y Stein (2007). Se usaron los ítems correspondientes a la versión completa en español provista por los autores originales (Bobes et al., 2001), la cual tiene evidencia psicométrica

favorable en universitarios peruanos, tanto en lo que respecta a una estructura unidimensional mediante análisis factorial confirmatorio y confiabilidad adecuada ($> .80$; Dominguez-Lara et al., 2019). Evalúa la resiliencia de forma unidimensional y cuenta con 10 ítems en escala Likert con cinco opciones de respuesta desde *en absoluto* (0) hasta *casi siempre* (4).

Escala de Resiliencia de Connor-Davidson-7 (CD-RISC-7)

Es una versión más breve de la CD-RISC derivada de un estudio ejecutado en Perú que evidencia adecuadas propiedades psicométricas en torno a una estructura robusta de un factor, asociación significativa con el agotamiento emocional y autoeficacia académica, así como confiabilidad elevada ($> .80$; Dominguez-Lara et al., 2019), el cual considera siete ítems de la versión en español de la CD-RISC-10 (Bobes et al., 2001).

Procedimiento y aspectos éticos

Tras solicitar los permisos, los estudiantes fueron informados y con su consentimiento se administraron los instrumentos de investigación en diversas escuelas profesionales entre el 2 y 10 de octubre del 2019, en las aulas de la institución seleccionada durante el horario de clase. La recopilación de los datos se realizó bajo la supervisión de los aplicadores —previamente capacitados—. La evaluación estuvo compuesta por el consentimiento informado, una ficha sociodemográfica y las escalas de resiliencia, las cuales contenían las instrucciones para su desarrollo. El tiempo que demandó la resolución de los cuestionarios de evaluación fue de aproximadamente 20 minutos por participante. Por último, los autores siguieron los protocolos de su centro de trabajo sobre el manejo de datos de los estudiantes.

El reporte se desarrolló dentro de un proyecto de investigación aprobado por el Instituto de Investigación de Psicología de la Universidad de San Martín de Porres. Este se ejecutó siguiendo las directrices de la declaración de Helsinki (Asociación Médica Mundial, 1964), el código de ética del Colegio de Psicólogos del Perú (Colegio de Psicólogos del Perú, 2017) y el código de ética de la American Psychological Association (2017). En el consentimiento informado se incluyó la descripción del estudio, la garantía de la confidencialidad y del anonimato de sus respuestas, el procedimiento, así como la mención de que

pueden abandonar la evaluación sin alguna repercusión negativa, y que los resultados del estudio serán divulgados y publicados a la comunidad sin exponer la identidad de los participantes.

Análisis de datos

En cuanto a los análisis preliminares y evidencias de validez con relación a la estructura interna, se analizó la aproximación a la normalidad univariada de los ítems mediante la valoración de la magnitud de la asimetría (3) y curtosis (10) (Kline, 2016), así como la normalidad multivariada haciendo uso del coeficiente de Mardia (G2), donde valores menores que 70 son aceptables.

Luego, se aplicó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el método de estimación mínimos cuadrados ponderados por media y varianza ajustada (WLSMV, por sus siglas en inglés) en hombres y mujeres por separado.

La valoración del modelo consistió en la integración de tres criterios. El primero se basó en la magnitud de los índices de ajuste del modelo de medición: el *índice de ajuste comparativo* ($CFI > .90$; McDonald & Ho, 2002), el límite superior del intervalo de confianza (IC) del *índice de aproximación de la raíz de cuadrados medios del error* (Límite superior del IC $< .10$; West et al., 2012), así como la *raíz cuadrada media residual ponderada* ($WRMR < 1$; DiStefano et al., 2018). El segundo criterio se sustentó en indicadores basados en la magnitud de las cargas factoriales ($> .50$; Dominguez-Lara, 2018) como la *varianza media extraída por factor* (VME), o la media de las comunales de los ítems (mayor que .37: aceptable; entre .50 y .70: bueno; mayor que 70: muy bueno; Moral de la Rubia, 2019), así como la confiabilidad del constructo ($\omega > .70$). El tercero estuvo basado en la cuantificación de malas especificaciones (Saris et al., 2009), asociadas a residuales correlacionados no especificados.

Con relación a las evidencias de la invarianza de medición de la CD-RISC-10 y CD-RISC-7, se realizó un análisis factorial multigrupo (AFMG) para valorar la equivalencia del modelo unidimensional de las dos versiones breves de la CD-RISC, de 10 y siete ítems, entre hombres y mujeres. Este procedimiento consistió en agregar restricciones de igualdad de parámetros de forma sucesiva: inicialmente se exploró la equivalencia de la estructura interna de la escala (invarianza configural), de las cargas factoriales (invarianza métrica), de los *thresholds* o umbrales (invarianza

fuerte), y finalmente de los residuales (invarianza estricta) (Pendergast et al., 2017). Cabe mencionar que se tomó como grupo de referencia a los hombres.

El grado de invarianza de medición se valoró según tres criterios. El primero, y más utilizado en la literatura internacional, fue la variación en la magnitud de los índices de ajuste entre modelos anidados (CFI, RMSEA, y χ^2). En ese sentido, la invarianza de medición recibe evidencia desfavorable si $\Delta CFI < .01$ y $\Delta RMSEA \geq .015$ (Chen, 2007), y si existe un cambio significativo en el χ^2 ($\alpha < .05$) con el comando DIFFTEST de Mplus (Asparouhov & Muthén, 2006). El segundo criterio fue el análisis de aquellos parámetros (carga factorial, *threshold* o residual) sugeridos como no invariantes con base en los índices de modificación (IM), los cuales se compararon con medidas de magnitud del efecto (Cohen, 1992) aplicadas a la invarianza de medición (Pornprasertmanit, 2022). Por último, se complementó con un criterio global, mas no definitivo: la invarianza de medición recibe evidencia favorable si la cantidad de parámetros potencialmente no invariantes no supera el 20 % del total de parámetros estimados (Dimitrov, 2010).

Adicionalmente, se compararon los coeficientes de confiabilidad con un enfoque basado en los intervalos de confianza (IC), previa evaluación de la tau-equivalencia bajo los mismos criterios que la invarianza de medición descrita anteriormente. De forma específica, se calculó el IC de las diferencias entre los coeficientes α (Dominguez-Lara et al., 2018), y si el IC incluye el cero, se concluye que no existen diferencias entre dichos coeficientes.

Por último, se realizó la comparación de medias latentes entre hombres y mujeres usando la d de Cohen (Hancock, 2001). Para tal fin se fijó la media del grupo de referencia (hombre) a cero, y se estimó libremente la media del grupo de mujeres. Este procedimiento fue realizado con base en la evidencia de un grado suficiente de invarianza fuerte (Pendergast et al., 2017).

Los procedimientos principales (AFC y AFGM) se ejecutaron con el Mplus versión 7 (Muthén & Muthén, 1998-2015), y el análisis de las malas especificaciones y magnitud del efecto en invarianza de medición con módulos específicos (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018, 2019).

Resultados

Análisis descriptivo preliminar

Los indicadores de asimetría y curtosis de todos los ítems no exceden los límites establecidos (ver Tabla 1). Así mismo, no existió un alejamiento significativo de la normalidad multivariada en hombres y mujeres ($G2_{\text{hombres}} = 22.940$; $G2_{\text{mujeres}} = 21.574$) en la versión de 10 ítems, así como en la de siete ítems ($G2_{\text{hombres}} = 17.944$; $G2_{\text{mujeres}} = 13.977$).

Evidencias de validez con relación a la estructura interna

De igual manera, el modelo unidimensional de la CD-RISC-10 presentó índices de ajuste aceptables en cuanto al

Tabla 1.

Estadísticos descriptivos de los ítems en hombres y mujeres: CD-RISC-10

	Hombres				Mujeres			
	M	DE	g1	g2	M	DE	g1	g2
Ítem 1	3.117	0.932	-0.995	0.608	2.772	0.957	-0.35	-0.523
Ítem 2	2.877	0.865	-0.285	-0.441	2.679	0.864	-0.204	-0.309
Ítem 3	3.240	0.932	-1.045	0.288	2.933	1.007	-0.776	0.111
Ítem 4	2.715	1.138	-0.786	0.052	2.413	1.072	-0.364	-0.441
Ítem 5	3.011	0.960	-0.755	0.161	2.737	0.989	-0.616	0.024
Ítem 6	3.268	0.811	-0.912	0.524	3.196	0.851	-1.016	0.877
Ítem 7	2.548	1.092	-0.515	-0.231	2.109	1.258	-0.148	-0.961
Ítem 8	2.855	1.006	-0.674	-0.020	2.532	1.033	-0.360	-0.343
Ítem 9	3.224	0.933	-1.257	1.558	2.920	1.041	-0.803	0.110
Ítem 10	3.017	0.871	-0.704	0.429	2.612	1.005	-0.444	-0.142

Nota. M = media; DE = desviación estándar; g1 = asimetría; g2 = curtosis.

CFI y WRMR en ambos grupos ($CFI_{\text{hombres}} = .960$, $WRMR_{\text{hombres}} = 0.803$; $CFI_{\text{mujeres}} = .974$, $WRMR_{\text{mujeres}} = 0.774$), aunque el RMSEA presentó un límite superior de su intervalo de confianza elevado en hombres ($RMSEA = .095$, IC 90% .071, .119), mas no en mujeres ($RMSEA = .073$, IC 90% .055, .091). Por otro lado, la magnitud de las cargas factoriales es heterogénea entre grupos, así como al interior de estos (Tabla 2), y si bien un porcentaje elevado son moderadas ($> .50$), en algunos casos no fue así, ya sea porque el límite inferior del IC de la carga factorial en algunos casos está por debajo de .50 (ítem 4 en hombres) o presenta en primera instancia carga factorial baja (ítem 7 en ambos grupos). Para complementar, la VME es mayor al límite aceptable ($VME > .40$), la confiabilidad del constructo elevada

($\omega > .85$) y cada grupo presenta tres malas especificaciones asociadas a residuales correlacionados.

De forma similar a la versión anterior, el ajuste del modelo unidimensional de la CD-RISC-7 obtuvo valores aceptables del CFI y WRMR ($CFI_{\text{hombres}} = .966$, $WRMR_{\text{hombres}} = 0.783$; $CFI_{\text{mujeres}} = .981$, $WRMR_{\text{mujeres}} = 0.683$), y el límite superior del IC del RMSEA elevado en hombres ($RMSEA = .124$, IC 90% .089, .160) y mujeres ($RMSEA = .087$, IC 90% .060, .115). En cuanto a las cargas factoriales, la magnitud fue adecuada en todos los casos, tanto en la estimación individual como por el IC, la VME mejoró sustancialmente ($\approx .50$), la confiabilidad del constructo se mantuvo adecuada ($\omega > .85$) (Tabla 3), y el grupo de hombres se mantiene con tres malas especificaciones asociadas a residuales correlacionados, y las mujeres con dos.

Tabla 2.

Parámetros psicométricos de los ítems en hombres y mujeres: CD-RISC-10

	Hombres			Mujeres		
	λ	EE	IC 95% ^a	λ	EE	IC 95%
Ítem 1	.711	.045	.623 - .800	.653	.034	.586 - .720
Ítem 2	.754	.036	.683 - .825	.699	.033	.634 - .764
Ítem 3	.663	.055	.555 - .771	.573	.042	.491 - .655
Ítem 4	.560	.057	.448 - .672	.627	.036	.556 - .698
Ítem 5	.638	.047	.546 - .730	.701	.032	.638 - .764
Ítem 6	.824	.036	.753 - .895	.691	.036	.620 - .762
Ítem 7	.405	.065	.278 - .532	.286	.056	.176 - .396
Ítem 8	.581	.037	.509 - .654	.645	.038	.571 - .720
Ítem 9	.765	.048	.671 - .859	.843	.022	.800 - .886
Ítem 10	.591	.054	.485 - .697	.632	.036	.561 - .703
VME	.435			.421		
ω	.882			.875		

Nota. λ = carga factorial; EE = error estándar; IC = intervalo de confianza; ^a = $\lambda \pm 1.96(EE)$; VME = varianza media extraída.

Tabla 3.

Parámetros psicométricos de los ítems en hombres y mujeres: CD-RISC-7

	Hombres			Mujeres		
	λ	EE	IC 95% ^a	λ	EE	IC 95%
Ítem 1	.731	.043	.647 - .815	.653	.034	.586 - .720
Ítem 2	.755	.038	.681 - .830	.723	.033	.658 - .788
Ítem 5	.638	.048	.544 - .732	.684	.034	.617 - .751
Ítem 6	.82	.038	.746 - .895	.676	.037	.604 - .749
Ítem 8	.578	.037	.506 - .651	.645	.038	.571 - .720
Ítem 9	.750	.048	.656 - .844	.848	.022	.805 - .891
Ítem 10	.604	.054	.498 - .710	.629	.037	.557 - .702
VME	.492			.486		
ω	.870			.868		

Nota. λ = carga factorial; EE = error estándar; IC = intervalo de confianza; ^a = $\lambda \pm 1.96(EE)$; VME = varianza media extraída.

Evidencias de la invarianza de medición de la CD-RISC-10 y CD-RISC-7

En cuanto a la CD-RISC-10, la invarianza configural mostró un ajuste aceptable (Tabla 4), y al especificar la igualdad estadística de cargas factoriales (invarianza métrica), el ajuste mantuvo las mismas características, ya que la variación del CFI y RMSEA no fue notoria, aunque el cambio en el estadístico χ^2 indica diferencias significativas entre un modelo y otro. Un análisis individual de los IM indicaba la liberación de la restricción de igualdad de la carga del ítem 6 (*Puedo conseguir mis metas*), es decir, se consideraría un ítem no invariante, pero un contraste basado en la magnitud del efecto no indica diferencias sustanciales entre la magnitud de dichas cargas ($q = .079$), por lo que se mantuvo en el modelo.

En lo que respecta a la invarianza fuerte hubo cambios mínimos con relación a los índices de ajuste, el DIFFTEST evidenció que los modelos no difieren de forma significativa (Tabla 4), por lo que esta etapa recibiría respaldo positivo. Sin embargo, individualmente, los IM sugieren que la media del ítem 6 ($M_{\text{hombres}} > M_{\text{mujeres}}$), y del ítem 7 (*Bajo presión, me concentro, y pienso claramente*; $M_{\text{hombres}} > M_{\text{mujeres}}$), así como un *threshold* (τ_3 del ítem 6), se muestran no invariantes. Sin embargo, un análisis basado en el enfoque de magnitud del efecto sugiere que las diferencias son insignificantes en el caso del ítem 6 ($d_6 = .087$; $d_{\tau_3} = -.008$), pero el ítem 7 sí evidenció diferencias significativas entre grupos ($d_7 = .365$). Para finalizar, un análisis de los resultados luego de igualar los residuales (invarianza estricta) sugieren un panorama favorable en vista de los cambios mínimos en el CFI y

WRMR, aunque con un χ^2 estadísticamente significativo. Sin embargo, el residual del ítem 7 se sugiere como no invariante según los IM y bajo el enfoque de magnitud del efecto ($h = .411$).

La CD-RISC-7 también mostró evidencia favorable de invarianza configural y métrica (Tabla 4), ya que si bien los cambios en el CFI y la RMSEA no fueron elevados, la diferencia en el χ^2 fue significativa. En cuanto al análisis individual de los IM, la carga del ítem 6 se muestra como potencialmente no invariante, pero un contraste posterior indica lo contrario ($q = .086$). Por último, la invarianza fuerte y estricta recibieron evidencia favorable considerando los cambios no significativos con relación a los índices de ajuste y el χ^2 , y si bien los IM sugieren nuevamente que la media y un *threshold* del ítem 6 podrían ser no invariantes, no fue así —los contrastes son similares a los realizados en el apartado de la CD-RISC-10—.

Comparación de los coeficientes de confiabilidad

La evaluación de la tau-equivalencia en la CD-RISC-10 no fue favorable, dado que la variación en los índices de ajuste fue muy elevada (Tabla 5). Sin embargo, la CD-RISC-7 recibió mejores indicadores, por lo que se puede aceptar que las cargas factoriales son estadísticamente similares, haciendo factible la estimación del coeficiente α . Por último, este coeficiente no difiere significativamente entre hombres y mujeres en vista que el IC incluye al cero (Tabla 5).

Comparación de medias latentes

Si bien ambas versiones no superan el 20% de parámetros no invariantes, para este análisis fue utilizada la CD-RISC-7

Tabla 4.

Invarianza de medición entre hombres y mujeres: CD-RISC-10 y CD-RISC-7

	CFI	δ CFI	RMSEA (IC 90 %)	Δ RMSEA	$\Delta\chi^2$ (p-valor)
CD-RISC-10					
Configural	.969		.082 (.067, .096)		
Métrica	.974	.005	.069 (.055, .083)	.013	18.663 (.028)
Fuerte	.975	.001	.058 (.045, .071)	.011	21.638 (.835)
Estricta	.972	.003	.059 (.047, .071)	.001	27.396 (.002)
CD-RISC-7					
Configural	.975		.102 (.081, .124)		
Métrica	.978	.003	.088 (.068, .108)	.014	15.500 (.017)
Fuerte	.979	.001	.068 (.051, .085)	.020	22.782 (.300)
Estricta	.978	.001	.065 (.048, .081)	.003	12.312 (.091)

Tabla 5.

Análisis de tau-equivalencia y comparación de coeficientes α entre hombres y mujeres: CD-RISC-10 y CD-RISC-7

	CFI	δ CFI	RMSEA (IC 90 %)	δ RMSEA
CD-RISC-10				
Hombres				
Congenerico	.960		.095 (.071, .119)	
Tau-equivalencia	.917	.043	.121 (.101, .142)	.026
Mujeres				
Congenerico	.974		.073 (.055, .091)	
Tau-equivalencia	.896	.078	.130 (.116, .145)	.057
CD-RISC-7				
Hombres				
Congenerico	.966		.124 (.089, .160)	
Tau-equivalencia	.953	.013	.121 (.092, .152)	.003
α_h	.818			
IC 95 %	.772, .855			
Mujeres				
Congenerico	.981		.087 (.060, .115)	
Tau-equivalencia	.966	.015	.097 (.075, .120)	.010
α_m	.831			
IC 95 %	.800, .857			
Diferencias entre α s				
$IC\alpha_h - \alpha_m$	-.066, .035			

dado que presentó indicadores más favorables a nivel interno (magnitud de cargas factoriales, VME, etc.), y las evidencias de invarianza de medición fueron más sólidas que en la versión de 10 ítems porque existe un ítem problemático (ítem 7). En ese sentido, fueron halladas diferencias significativas a favor del grupo de hombres ($d = .471$).

Discusión

El estudio psicométrico de una escala es una tarea continua que implica diversas investigaciones en distintas condiciones, para así concluir sobre su calidad psicométrica. Esta tarea se hace más necesaria cuando esas escalas son aplicadas en países con amplia variedad cultural y muchas idiosincrasias, como el Perú, donde esto es un factor que puede impactar en el significado de un constructo, sobre todo si originalmente fue creado o desarrollado en contextos

culturalmente más homogéneos y económicamente más estables.

Además, se considera necesario contar con herramientas que permitan evaluar la resiliencia en estudiantes, ya que en el campo educativo es relevante favorecer los procesos de formación integral y focalizar acciones personalizadas o grupales con poblaciones en riesgo, debido a los eventos estresores por los que transitan los jóvenes que cursan estudios superiores (Caldera et al., 2016; Hu et al., 2015; Vizoso, 2019). Así mismo, las afectaciones emocionales de problemáticas como el acoso o el ciberacoso pueden superarse si en los estudiantes víctimas o victimarios se desarrolla esa capacidad resiliente (Foody & Samara, 2018). En ese sentido, estas afirmaciones son coherentes con el concepto de resiliencia descrito por Connor y Davidson (2003) como la habilidad del individuo para generar conductas adaptativas en situaciones adversas, traducidas en un reajuste biopsicosocial y espiritual.

En el presente trabajo, los resultados indican que las dos versiones breves de la CD-RISC (CD-RISC-10 y CD-RISC-7) presentan índices de ajustes favorables que afirman la unidimensionalidad de la escala; sin embargo, la CD-RISC-7 demuestra magnitudes más elevadas de cargas factoriales, así como mejores evidencias de invarianza de medición y de tau-equivalencia, lo que incluye una estimación de confiabilidad similar entre hombres y mujeres. Si bien en el estudio previo (Dominguez-Lara et al., 2019) quedó pendiente el análisis de invarianza de medición, los indicadores psicométricos encontrados con la CD-RISC-7 son muy similares a los de dicho estudio, tanto en lo que respecta al ajuste de la escala como a la representatividad del constructo (cargas factoriales, confiabilidad, etc.). Además, el contenido de un ítem no invariante (ítem 7: *Bajo presión, me concentro, y pienso claramente*) tiene que ver con lo explicado más adelante sobre las diferencias de sexo en resiliencia.

En cuanto a las diferencias halladas en resiliencia, los resultados a favor de los hombres son congruentes con la literatura internacional, donde también alcanzaron altas puntuaciones bajo un enfoque descriptivo (Campbell-Sills et al., 2009; Gras et al., 2019; Notario-Pacheco et al., 2011) y de invarianza de medición (Cheng et al., 2020), y si bien existen estudios que aseguraban lo contrario o la inexistencia de diferencias (Fínez-Silva et al., 2019; Rivas et al., 2017), es posible que la falta de claridad se deba a la diversidad de procedimientos de análisis de datos utilizados en estos estudios, donde no se consideró la estructura interna del instrumento.

Aun así, algunas diferencias en resiliencia suelen emerger cuando se incluye la variable sexo. Por ejemplo, en algunos estudios (Gonzales & Artuch, 2014; Rivas et al., 2017; San Román et al., 2019), las respuestas resilientes de los hombres se caracterizan por enfocarse y reevaluar el problema, siendo más objetivo, racional y práctico. En cambio, las mujeres manifiestan una autopercepción competente, responsable y preventiva ante un problema, buscando apoyo social y espiritual para solucionarlo; sin embargo, ellas son más detallistas, afectivamente sensibles y subjetivas en sus respuestas, lo que podría repercutir en el coste de tiempo y cansancio al momento de afrontar una adversidad.

Entonces, los recursos de afrontamiento son diferentes en hombres y mujeres (González & Artuch, 2014). Por ejemplo, la fortaleza personal y la capacidad de adquisición

de recursos se han registrado como dimensiones destacadas mayormente en los hombres que en las mujeres (Connor & Davidson, 2003). En esta línea, otro factor que contribuye a estas diferencias es la mayor propensión de las mujeres a desarrollar depresión, e incluso el trastorno por estrés post-traumático, lo que se considera debilitaría la resiliencia (González & Valdez, 2012; Schmitt et al., 2008), y explicaría el sesgo inherente al ítem 7 entre las dos muestras.

Otra línea de argumentación es que los hombres suelen preocuparse por mostrarse fuertes o capaces de afrontar el estrés (Gras et al., 2019); mientras que las mujeres tienden a manifestar rasgos de personalidad vulnerables a ser afectados por eventos altamente hostiles (e.g., neuroticismo), y estos se relacionan negativamente con la resiliencia (Cheng et al., 2020).

Por otro lado, el instrumento de medición implementado también puede formar parte de esta explicación. Por ejemplo, las versiones del CD-RISC evalúan aspectos cognitivos y personales de la resiliencia; específicamente la CD-RISC-10 ítems se focaliza en la autosuficiencia y perseverancia, dejando de lado el componente social (Madewell & Ponce-García, 2016). En ese sentido, lo evaluado por la CD-RISC-10 —y por extensión, por la CD-RISC-7—, se vincula con los atributos y recursos personales, lo que podría ser más relevante para los hombres que para las mujeres (Cheng et al., 2020). Ante ello, se podría contraargumentar indicando que al acortar la escala de 25 a 10 (o 7) ítems disminuirían artificialmente las puntuaciones de las mujeres, dado que solían alcanzar puntuaciones altas en diferentes dimensiones de la resiliencia (Gonzales & Artuch, 2014; San Román et al., 2019), pero es necesario recordar que existía poca o nula diferenciación empírica entre las dimensiones, o en otras palabras, los cinco factores originales medían lo mismo (Dominguez-Lara et al., 2019).

Estos resultados son de utilidad en diversos aspectos. En primer lugar, contar con un instrumento que tenga evidencias de validez facilita su uso en investigación, así como en evaluaciones institucionales masivas cuyo objetivo sea conocer cómo se asocia con diversos indicadores objetivos de la conducta académica del estudiante (asistencia, participación, rendimiento académico, etc.). En segundo lugar, el carácter invariante de la CD-RISC-7 facilita su uso en estudios comparativos más complejos, sobre todo en modelos predictivos.

En cuanto a las limitaciones, es posible que la diferencia entre hombres y mujeres pueda explicarse con base en los instrumentos utilizados para su análisis, ya que los antecedentes presentados en este estudio responden al uso de la CD-RISC (en sus diferentes versiones). Este punto se mencionó en la sección introductoria, ya que si se realiza el análisis con otro instrumento que valore la dimensión social de la resiliencia (e.g., *Escala de Factores Protectores* [EFP]; Ponce-García et al., 2015), los resultados podrían ser distintos, pues este punto es más valorado por las mujeres. Así mismo, es posible que las puntuaciones elevadas en los hombres se asocien con un aspecto de idiosincrasia *machista* o de presión social *masculina* en la que intenten parecer más fuertes de lo que son en realidad (Burns & Anstey, 2010).

Con relación a las fortalezas del estudio, cabe destacar que si bien la aplicación de los modelos de invarianza de medición en la evaluación de la resiliencia con la CD-RISC no es reciente, su uso en este trabajo ayuda a interpretar los resultados con mayor seguridad que usando solo un procedimiento descriptivo (e.g., *t* de Student). Por otra parte, la interpretación de diversos indicadores al momento de valorar las diferentes etapas de la invarianza de medición brinda mayor información que la práctica común de valorar únicamente el cambio en los índices de ajuste, la cual suele dejar de lado información importante a nivel de ítem. Finalmente, contar con una muestra de universitarios de diferentes carreras profesionales permite superar la situación en la que solo son evaluados estudiantes de psicología, quienes, debido a diferentes factores, tienen más información sobre aquellas escalas que responden.

Con base en lo expuesto, se concluye que la CD-RISC-7 es una medida unidimensional de la resiliencia y es invariante de acuerdo con el sexo en estudiantes universitarios arequipeños.

En cuanto a las recomendaciones, para que los hallazgos en resiliencia sean más consistentes, se sugiere realizar estudios longitudinales, dado que serían una alternativa de medición a mediano y largo plazo que otorgaría mayor precisión en la consistencia de los datos (Cheng et al., 2020). De igual manera, en vista de que la muestra está conformada predominantemente por estudiantes que aún están bajo el cuidado de sus padres o apoderados (poco más de la cuarta parte trabaja), ayudaría conocer las diferencias de niveles de resiliencia considerando otras variables sociodemográficas, tales como edad, año

de carrera o solvencia económica, así como en adultos de población general, ya que estarían enfrentados a otro tipo de exigencias, en vista de que los parámetros psicométricos podrían variar debido a las diferencias en experiencia de vida de los grupos evaluados (Gravini-Donado et al., 2019). De esta manera, se debe considerar la ejecución de estudios en grupos focalizados que vivieron situaciones estresantes recurrentes en estudiantes universitarios tales como el acoso escolar, violencia de género, sobrecarga laboral, *burnout*, farmacodependencias, entre otras. Por último, con base en la información hallada, resultaría de utilidad incluir medidas de deseabilidad social en próximos trabajos.

Referencias

- Alarcón, R., Cerezo, M. V., Hevilla, S., & Blanca, M. J. (2019). Psychometric properties of the Connor-Davidson Resilience Scale in women with breast cancer. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 20(1), 81-89. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2019.11.001>
- Aloba, O., Olabisi, O., & Aloba, T. (2016). The 10-Item Connor-Davidson Resilience Scale: Factorial structure, reliability, validity, and correlates among student nurses in Southwestern Nigeria. *Journal of the American Psychiatric Nurses Association*, 22(1), 43-51. <https://doi.org/10.1177/1078390316629971>
- American Psychological Association. (2017). *Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct*. American Psychological Association. <https://www.apa.org/ethics/code>
- Asociación Médica Mundial. (1964). *Declaración de Helsinki*. Asociación Médica Mundial. http://www.conamed.gob.mx/prof_salud/pdf/helsinki.pdf
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2006). *Robust chi square difference testing with mean and adjusted test statistics*. University of California. <https://www.statmodel.com/download/webnotes/webnote10.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>
- Bacchi, S., & Licinio, J. (2016). Resilience and psychological distress in psychology and medical students. *Academic Psychiatry*, 41(2), 185-188. <https://doi.org/10.1007/s40596-016-0488-0>
- Banco Central de Reserva del Perú. (2016). *Informe económico y social región Arequipa*. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Proyeccion-Institucional/Encuentros-Regionales/2016/arequipa/ies-arequipa-2016.pdf>
- Bobes, J., Bascaran, M. T., García-Portilla, M. P., Bousoño, M., Sáiz, P. A., & Wallance, D. H. (2001). *Banco de instrumentos básicos de psiquiatría clínica* (1ª ed.). Psiquiatría ED.
- Burín, M., & Meler, I. (1998). *Género y familia: poder, amor y sexualidad en la construcción de la subjetividad*. Paidós.
- Burns, R. A., & Anstey, K. J. (2010). The Connor–Davidson Resilience Scale (CD-RISC): Testing the invariance of a uni-dimensional resilience measure that is independent of positive and negative affect. *Personality and Individual Differences*, 48(5), 527-531. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.11.026>
- Caldera, J. F., Aceves, B. I., & Reynoso, Ó. U. (2016). Resiliencia en estudiantes universitarios. Un estudio comparado entre carreras. *Psicogente*, 19(36), 227-239. <https://doi.org/10.17081/psico.19.36.1294>
- Campbell-Sills, L., & Stein, M. (2007). Psychometric analysis and refinement of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC): Validation of a 10-item measure of resilience. *Journal of Trauma Stress*, 20(6), 1019-1028. <https://doi.org/10.1002/jts.20271>
- Campbell-Sills, L., Forde, D. R., & Stein, M. B. (2009). Demographic and childhood environmental predictors of resilience in a community sample. *Journal of Psychiatric Research*, 43(12), 1007-1012. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2009.01.013>
- Castilla, H., Caycho, T., Shimabukuro, M., Valdivia, A., & Torres-Calderón, M. F. (2013). Análisis exploratorio de la escala de resiliencia de Wagnild y Young en una muestra de adolescentes, jóvenes y adultos universitarios de Lima Metropolitana. *Revista de Psicología de Arequipa*, 4(1), 80-93. <https://www.redalyc.org/pdf/4596/459645432011.pdf>
- 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>
- Cheng, C., Dong, D., He, J., Zhong, X., & Yao, S. (2020). Psychometric properties of the 10-item Connor–Davidson Resilience Scale (CD-RISC-10) in Chinese undergraduates and depressive patients. *Journal of Affective Disorders*, 261, 211-220. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2019.10.018>
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155-159. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- Colegio de Psicólogos del Perú. (2017). *Código de ética y deontología*. Colegio de Psicólogos del Perú. https://www.cpsp.pe/documentos/marco_legal/codigo_de_etica_y_deontologia.pdf
- Connor, K. M., & Davidson, J. R. (2003). Development of a new resilience scale: The Connor Davidson Resilience Scale (CD-RISC). *Depression and Anxiety*, 18(2), 76-82. <https://doi.org/10.1037/t06346-000>
- Cullen, M. R., Baiocchi, M., Eggleston, K., Loftus, P., & Fuchs, V. (2016). The weaker sex? Vulnerable men and women's resilience to socio-economic disadvantage. *SSM - Population Health*, 2, 512-524. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2016.06.006>
- De Almeida, Z., & Benevides, A. (2018). Social skills, coping, resilience and problem-solving in psychology

- university students. *Liberabit*, 24(1), 265-276. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2018.v24n2.07>
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- 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>
- Dominguez-Lara, S. (2018). Propuesta de puntos de corte para cargas factoriales: una perspectiva de fiabilidad de constructo. *Enfermería Clínica*, 28(6), 401-402. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2018.06.002>
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2018). Evaluación de las malas especificaciones en modelos de ecuaciones estructurales. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 10(2), 19-24. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/racc/article/view/19595/pdf>
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2019). Estimación de la magnitud del efecto en invarianza de mediación. *Avaliação Psicológica*, 18(3), 328-332. <https://doi.org/10.15689/ap.2019.1803.16248.13>
- Dominguez-Lara, S., Gravini-Donado, M., & Torres-Villalobos, G. (2019). Análisis psicométrico de dos versiones de la Connor-Davidson Resilience Scale en estudiantes universitarios peruanos: propuesta del CD-RISC-7. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 11(2), 36-51. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v11.n2.23774>
- Dominguez-Lara, S., Merino-Soto, C., & Navarro-Loli, J.S. (2018). Comparación de coeficientes alfa basada en intervalos de confianza. *Educación Médica*, 19(1), 70. <https://doi.org/10.1016/j.edumed.2017.03.025>
- Eh, A., De Vries Robbe, S. A., Thies, S. F., Kabir, K., & Maruo, M. (2021). *Gender dimensions of disaster risk and resilience: Existing evidence*. World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/35202>
- Erdogan, E., Ozdogan, O., & Erdogan, M. (2015). University students' resilience level: The effect of gender and faculty. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 186, 1262-1267. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.04.047>
- Fínez, J., & Morán, C. (2015). La resiliencia y su relación con salud y ansiedad en estudiantes españoles. *INFAD Revista de Psicología*, 1(1), 409-416. <https://doi.org/10.17060/ijodaep.2015.n1.v1.90>
- Fínez-Silva, M. J., Morán-Astorga, C., & Urchaga-Litago, J. D. (2019). Resiliencia psicológica a través de la edad y el sexo. *Journal of Developmental and Educational Psychology*, 4(1), 85-94. <https://revista.infad.eu/index.php/IJODAEP/article/view/1513/1331>
- Flanagan, A. (2017). Experiencias de estudiantes de primera generación en universidades chilenas: realidades y desafíos. *Revista de la Educación Superior*, 46(183), 87-104. <https://doi.org/10.1016/j.resu.2017.06.003>
- Flores, G., & Arcos, M. E. (2014). Afrontamiento y sobrecarga subjetiva de cuidadores de pacientes con diagnóstico de demencia. *Revista de Psicología-UCSP*, 1(1), 41-48. <http://revistas.ucsp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/4>
- Foody, M., & Samara, M. (2018). Considering mindfulness techniques in school-based anti-bullying programs. *Journal of New Approaches in Educational Research*, 7(1), 3-9. <https://doi.org/10.7821/naer.2018.1.253>
- García-Izquierdo, M., Ríos-Risquez, M. I., Carrillo-García, C., & Sabuco-Tebar, E. de los Á. (2018). The moderating role of resilience in the relationship between academic burnout and the perception of psychological health in nursing students. *Educational Psychology*, 38(8), 1068-1079. <https://doi.org/10.1080/01443410.2017.1383073>
- García-Vesga, M. C., & Domínguez de la Ossa, E. (2013). Desarrollo teórico de la Resiliencia y su aplicación en situaciones adversas: una revisión analítica. *Revista*

- Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 11(1), 63-77. <https://doi.org/10.11600/1692715x.1113300812>
- Gómez-Esquivel, D. A., Delgado-Sánchez, U., Martínez-Flores, F. G., Ortiz-Rodríguez, M. A., & Avilés-Reyes, R. (2021). Resiliencia, género y rendimiento académico en jóvenes universitarios del Estado de Morelos. *Revista ConCiencia EPG*, 6(1), 36-51. <https://doi.org/10.32654/CONCIENCIAEPG.6-1.3>
- González, M., & Artuch, R. (2014). Perfiles de resiliencia y estrategias de afrontamiento en la universidad: variables contextuales y demográficas. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 12(3), 621-648. <https://doi.org/10.14204/ejrep.34.14032>
- González, N., & Valdez, J. (2012). Optimismo-pesimismo y resiliencia en adolescentes de una universidad pública. *Ciencia Ergo Sum*, 19(3), 207-214. <https://cienciaergosum.uaemex.mx/article/view/7043/5568>
- Gonzalez, S. P., Moore, E. W. G., Newton, M., & Galli, N. A. (2016). Validity and reliability of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) in competitive sport. *Psychology of Sport and Exercise*, 23, 31-39. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2015.10.005>
- Gras, M. E., Font-Mayolas, S., Baltasar, A., Patiño, J., Sullman, M. J. M., & Planes, M. (2019). The Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) amongst young Spanish adults. *Clínica y Salud*, 30(2), 73-79. <https://doi.org/10.5093/clysa2019a11>
- Gravini-Donado, M., Palacio, J., & Millán, A. (2019). Validez factorial de la “Escala de Resiliencia de Connor y Davidson” (CD-RISC) en universitarios colombianos. *Psicología Conductual*, 27(3), 477-498. <https://www.behavioralpsycho.com/wp-content/uploads/2019/12/07.Gravini-Donado-27-3.pdf>
- Guadalupe, C., León, J., Rodríguez, J. S., & Vargas, S. (2017). *Estado de la educación en el Perú. Análisis y perspectivas de la educación básica*. Grade. <http://www.grade.org.pe/forge/descargas/Estado%20de%20la%20educaci%C3%B3n%20en%20el%20Per%C3%BA.pdf>
- Gucciardi, D. F., Jackson, B., Coulter, T. J., & Mallett, C. J. (2011). The Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC): Dimensionality and age-related measurement invariance with Australian cricketers. *Psychology of Sport and Exercise*, 12(4), 423-433. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2011.02.005>
- Gutiérrez, M., & Romero, I. (2014). Resiliencia, bienestar subjetivo y actitudes de los adolescentes hacia el consumo de drogas en Angola. *Anales de Psicología*, 30(2), 608-619. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.2.148131>
- Hancock, G. R. (2001). Effect size, power, and sample size determination for structured means modeling and MIMIC approaches to between-groups hypothesis testing of means on a single latent construct. *Psychometrika*, 66(3), 373-388. <https://doi.org/10.1007/BF02294440>
- Helbig, S., & Backhaus, J. (2017). Sex differences in a real academic stressor, cognitive appraisal and the cortisol response. *Fisiología y Comportamiento*, 179, 67-74. <https://doi.org/10.1016/j.physbeh.2017.05.027>
- Hu, T., Zhang, D., & Wang, J. (2015). A meta-analysis of the trait resilience and mental health. *Personality and Individual Differences*, 76, 18-27. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.11.039>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2017). *Perfil sociodemográfico del Perú, elaborado a partir de los resultados de los Censos Nacionales XII de Población, VII de Vivienda y III de Comunidades Indígenas*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1539/index.html
- Instituto para el matrimonio y la familia. (2019). *Estado y opinión de las mujeres arequipeñas, IV Informe*. Instituto para el matrimonio y la familia. <https://ucsp.edu.pe/barometro-de-la-familia-informe-2019/>

- Jefferis, T., & Theron, L. (2018). Explanations of resilience in women and girls: How applicable to black South African girls. *Women's Studies International Forum*, 69, 195-211. <https://doi.org/10.1016/j.wsif.2018.03.006>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4^a ed.). The Guilford Press.
- Liu, D. W., Fairweather-Schmidt, A. K., Burns, R. A., & Roberts, R. M. (2015). The Connor-Davidson Resilience Scale: Establishing invariance between gender across the lifespan in a large community based study. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 37(2), 340-348. <https://doi.org/10.1007/s10862-014-9452-z>
- López, M. J., Melo de Andrade, M. V., Domínguez Torres, L. C., Durán Pérez, V. D., Durante, E., Francischetti, I., Gutiérrez Barreto, S. E., Gutiérrez Sierra, M. E., García Casallas, J. C., Mora Melanchthon, I. E., Sánchez Mendiola, M., & Ten Cate, O. (2022). Bases conceptuales de las actividades profesionales a confiar para la educación de profesionales de la salud en Latinoamérica. *Educación Médica*, 23(1), Article 100714. <https://doi.org/10.1016/J.EDUMED.2022.100714>
- Madewell, A. N., & Ponce-Garcia, E. (2016). Assessing resilience in emerging adulthood: The Resilience Scale (RS), Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC), and Scale of Protective Factors (SPF). *Personality and Individual Differences*, 97, 249-255. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.03.036>
- Manrique-Millones, D., Millones-Rivalles, R., & Manrique-Pino, O. (2019). The sisco Inventory of Academic Stress: Examination of its psychometric properties in a Peruvian sample. *Ansiedad y Estrés*, 25(1), 28-34. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2019.03.001>
- McDonald, R. P., & Ho, M.-H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7(1), 64-82. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.7.1.64>
- Meeussen, L., & Van Laar, C. (2018). Feeling pressure to be a perfect mother relates to parental burnout and career ambitions. *Frontiers in Psychology*, 9, Article 2113. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02113>
- Ministerio de Educación. (2015). *Política de aseguramiento de la calidad de la Educación Superior Universitaria*. Ministerio de Educación de Perú. <http://www.minedu.gob.pe/reforma-universitaria/pdf/politica.pdf>
- Ministerio de Educación. (2018). *Informe Nacional de las Juventudes 2016 - 2017*. Ministerio de Educación de Perú. <https://juventud.gob.pe/wp-content/uploads/2018/12/INFORME-NACIONAL-DE-LAS-JUVENTUDES-2016-2017.pdf>
- Moral de la Rubia, J. (2019). Revisión de los criterios para validez convergente estimada a través de la Varianza Media Extraída. *Psychologia*, 13(2), 25-41. <https://doi.org/10.21500/19002386.4119>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2015). *Mplus User's guide* (7th ed.). Muthén & Muthén.
- Notario-Pacheco, B., Solera-Martínez, M., Serrano-Parra, M. D., Bartolomé-Gutiérrez, R., García-Campayo, J., & Martínez-Vizcaíno, V. (2011). Reliability and validity of the Spanish version of the 10-item Connor-Davidson Resilience Scale (10-item CD-RISC) in young adults. *Health and Quality of Life Outcomes*, 9(1), Article 63. <https://doi.org/10.1186/1477-7525-9-63>
- Pendergast, L. L., Von der Embse, N., Kilgus, S. P., & Eklund, K. R. (2017). Measurement equivalence: A non-technical primer on categorical multi-group confirmatory factor analysis in school psychology. *Journal of School Psychology*, 60, 65-82. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2016.11.002>
- Ponce-Garcia, E., Madewell, A. N., & Kennison, S. (2015). The development of the Scale of Protective Factors (SPF): Resilience in a violent trauma sample. *Violence and Victims Journal*, 30(5), 1-29. <https://doi.org/10.1891/0886-6708.VV-D-14-00163>

- Pornprasertmanit, S. (2022). *A note on effect size for measurement invariance*. CRAN R Project. <http://cran.irsu.fr/web/packages/semTools/vignettes/partialInvariance.pdf>
- Restrepo, J. E., Sánchez, O. A., & Castañeda Quirama, T. (2020). Estrés académico en estudiantes universitarios. *Psicoespacios*, 14(24), 23-47. <https://doi.org/10.25057/21452776.1331>
- Rezaei-Soufi, H., Esfahanipour, A., & Akbarpour Shirazi, M. (2022). A quantitative approach for analysis of macroeconomic resilience due to socio-economic shocks. *Socio-Economic Planning Sciences*, 79, Article 101101. <https://doi.org/10.1016/j.seps.2021.101101>
- Richardson, G. (2002). The metatheory of resilience and resiliency. *Journal of Clinical Psychology*, 58(3), 307-321. <https://doi.org/10.1002/jclp.10020>
- Richardson, G., Neiger, B., Jensen, S., & Kumpfer, K. (1990). The resiliency model. *Health Education*, 21(6), 33-39. <https://doi.org/10.1080/00970050.1990.10614589>
- Rivas, S., Ordóñez, J., Mejía, M., & Poveda, J. (2017). Resiliencia en estudiantes de medicina de la Universidad de los Andes. *Fermentum, Mérida-Venezuela*, 79(27), 433-442. <http://www.saber.ula.ve/handle/123456789/44358>
- Rutter, M. (1985). Resilience in the face of adversity. Protective factors and resistance to psychiatric disorder. *The British Journal of Psychiatry*, 147(6), 598-611. <https://doi.org/10.1192/bjp.147.6.598>
- San Román, S., Martínez, A., Zurita, F., Chacón, R., Puertas, P., & González, G. (2019). Capacidad de resiliencia según tendencia religiosa y género en universitarios. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 21(15), 1-11. <https://doi.org/10.24320/redie.2019.21.e15.2016>
- Santos, G., Marques, C., Justino, E., & Mendes, L. (2020). Understanding social responsibility's influence on service quality and student satisfaction in higher education. *Journal of Cleaner Production*, 256, Article 120597. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.120597>
- Saris, W. E., Satorra, A., & Van der Veld, W. M. (2009). Testing structural equation modeling or detection of misspecifications? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(4), 561-582. <https://doi.org/10.1080/10705510903203433>
- Schmitt, D. P., Realo, A., Voracek, M., & Allik, J. (2008). Why can't a man be more like a woman? Sex differences in big five personality traits across 55 cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94(1), 168-182. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.94.1.168>
- Smedema, Y., & Barahona, M. (2018). Autoestima y sentido de la vida en estudiantes universitarios. *Cauriensia. Revista Anual de Ciencias Eclesiásticas*, 13, 39-55. <https://www.cauriensia.es/index.php/cauriensia/article/view/XIII-EMO2/373>
- Superintendencia Nacional de Educación Superior Universitaria. (2019). *III Informe bienal sobre la realidad universitaria en el Perú. (Informe N.º 2)*. Superintendencia Nacional de Educación Superior Universitaria. <https://cdn.www.gob.pe/uploads/document/file/3018068/III%20Informe%20Bienal.pdf>
- Superintendencia Nacional de Educación Superior Universitaria. (2021). *III Informe bienal sobre la realidad universitaria en el Perú. (Informe N.º 3)*. Superintendencia Nacional de Educación Superior Universitaria. <https://www.gob.pe/institucion/sunedu/campa%C3%B1as/7990-iii-informe-bienal-sobre-la-realidad-universitaria>
- Vizoso, C. (2019). Resiliencia, optimismo y estrategias de afrontamiento en estudiantes de Ciencias de la Educación. *Psychology, Society, & Education*, 11(3), 367-377. <https://doi.org/10.25115/psyse.v11i3.2280>
- Wagnild, G. M., & Young, H. M. (1993). Development and psychometric evaluation of the Resiliency Scale. *Journal of Nursing Measurement*, 1(2), 165-178. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/7850498/>
- Werner, E. (1993). Risk, resilience, and recovery: Perspectives from the kauai longitudinal study.

- Development and Psychopathology*, 5(4), 503-515. <https://doi.org/10.1017/S095457940000612X>
- West, S. G., Taylor, A. B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (1^a ed., pp. 209-234). Guilford Press.
- Wolf, E. J., Harrington, K. M., Clark, S. L., & Miller, M. W. (2013). Sample size requirements for structural equation models: An evaluation of power, bias, and solution propriety. *Educational and Psychological Measurement*, 73(6), 913-934. <https://dx.doi.org/10.1177/0013164413495237>.
- Wuthrich, V. M., Jagiello, T., & Azzi, V. (2020). Academic stress in the final years of school: A systematic literature review. *Child Psychiatry & Human Development*, 51, 986-1015. <https://doi.org/10.1007/s10578-020-00981-y>
- Zhang, M., Zhang, J., Zhang, F., Zhang, L., & Feng, D. (2018). Prevalence of psychological distress and the effects of resilience and perceived social support among Chinese college students: Does gender make a difference? *Psychiatry Research*, 267, 409-413. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.06.038>
- Zurita, F., Zafra, E., Valdivia, P., Rodríguez, S., Castro, M., & Muros, J. (2017). Análisis de la resiliencia, autoconcepto y motivación en judo según el género. *Revista de Psicología del Deporte*, 26(1), 71-81. <https://archives.rpd-online.com/article/download/v26-n1-zurita-ortega-zafra-et al/1748-8491-1-PB.pdf>