



Psicogente
ISSN: 0124-0137
Universidad Simón Bolívar

Calderón-De la Cruz, Gustavo Alexis; Domínguez-Lara, Sergio Alexis; Arroyo-Rodríguez, Fiorella
Análisis psicométrico preliminar de una medida breve de autoeficacia profesional en trabajadores peruanos: AU-10 *
Psicogente, vol. 21, núm. 39, 2018, Enero-Junio, pp. 12-24
Universidad Simón Bolívar

DOI: <https://doi.org/10.17081/psico.21.39.2819>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=497555219003>

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

Análisis psicométrico preliminar de una medida breve de autoeficacia profesional en trabajadores peruanos: AU-10*

Preliminary psychometric analysis of a brief measure of job self-efficacy in Peruvian workers: AU-10

Recibido: 25/11/2016 /Aceptado: 19/05/2017
<http://doi.org/10.17081/psico.21.39.2819>

Gustavo Alexis Calderón-De la Cruz¹, Sergio Alexis Domínguez-Lara², Fiorella Arroyo-Rodríguez³

Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

Palabras clave:

Autoeficacia profesional,
 Análisis psicométrico,
 Trabajadores peruanos.

Resumen

Objetivo: El fin de este trabajo es presentar un análisis preliminar de la escala de autoeficacia profesional (AU-10) en trabajadores administrativos de una empresa retail de la ciudad de Lima Metropolitana. **Método:** La muestra estuvo conformada por 100 trabajadores (55 % varones) con edades entre 21 y 58 años ($M = 31,20$; $DE = 7,02$) con ocupaciones de asistentes (38 %) analistas (42 %) y jefes (20 %), siendo sus años de experiencia desde los 6 hasta los 219 meses ($M = 43,05$; $DE = 34,59$; $Mdn = 36,00$). Se exploró la representatividad de los ítems respecto al constructo a través del método de jueces aplicando la V de Aiken y sus respectivos intervalos de confianza, se analizó la estructura interna mediante el análisis factorial exploratorio y la confiabilidad. **Resultados:** Indican representatividad de los ítems frente al constructo a un nivel liberal ($Vo = 0,50$, Cicchetti, 1994), se encontró un factor unidimensional aunque con errores correlacionados en uno de los ítems que al ser retirado ajustó el modelo y reguló la estimación de la confiabilidad encontrándose este último a un nivel elevado (>0.80). **Conclusiones:** Las implicancias de la utilidad del AU-10, la importancia de estudios de la autoeficacia en el contexto del trabajo peruano y las limitaciones del estudio. Por otra parte el presente estudio constituye un aporte meritorio para los profesionales e investigadores relacionados al mundo de las organizaciones quienes pueden dirigir su atención en seleccionar a la autoeficacia como una medida priorizable en el campo laboral peruano.

Keywords:

Job Self-efficacy,
 Psychometric analysis,
 Peruvian workers.

Abstract

Objective: This paper aims to show a preliminary analysis of the job self-efficacy scale (AU-10) in administrative workers in a retail company in Lima Metropolitan. **Method:** 100 workers (55 % males) between 21 and 58 years old ($M = 31.20$; $DE = 7.02$) who were assistants (38 %), analysts (42 %) and bosses (20 %) with an experience from 6 to 219 months ($M = 43.05$, $DE = 34.59$; $Mdn = 36.00$) were sampled. Representativeness of items regarding construct through judge's method was explored by employing the coefficient V of Aiken and their respective confidence intervals. The internal structure was analyzed using exploratory factor analysis and reliability. **Results:** Show representativeness of items against construct in a liberal level ($Vo = 0.50$, Cicchetti, 1994). A one-dimensional factor was found but with correlated errors in one of the items which when removed, the model was adjusted and reliability estimation was regulated, this latter was at a high level (>0.80). **Conclusion:** The implications of the utility of AU-10, the importance of studies of self-efficacy in the Peruvian context related to work and limitations of this study. On the other hand, the present study constitutes a meritorious contribution for the professionals and researchers related to the world of the organizations that can direct their attention in selecting to the self-efficacy like a prioritized measure in the Peruvian labor field.



Referencia de este artículo (APA):

Calderón-De la Cruz, G., Domínguez-Lara, S. & Arroyo-Rodríguez, F. (2018). Análisis psicométrico preliminar de una medida breve de autoeficacia profesional en trabajadores peruanos: AU-10. *Psicogente*, 21(39), 12-24. <http://doi.org/10.17081/psico.21.39.2819>

* Artículo derivado de la investigación Análisis psicométrico preliminar de una medida breve de autoeficacia profesional en trabajadores peruanos: AU-10.

1. gcalderond@usmp.pe - <https://orcid.org/0000-0001-8780-7517>
2. sdominguezl@usmp.pe - <https://orcid.org/0000-0002-2083-4278>
3. fiorellarroyo@hotmail.com - <https://orcid.org/0000-0001-6198-9623>

Introducción

La autoeficacia, constructo desarrollado en el marco de la Teoría Social Cognitiva (TSC), es definida como "...las creencias en las propias capacidades para organizar y ejecutar los cursos de acción requeridos para producir unos determinados logros futuros..." (Bandura, 1986, p.391). De acuerdo con la TSC, las creencias de autoeficacia se desarrollan a través de fuentes como: a) la experiencia de éxito y de dominio, b) la experiencia vicaria mediante la observación de logros y fracasos de los demás, c) persuasión verbal y, d) los estados fisiológicos o de activación emocional. Entre estas, la experiencia de éxito y dominio posee mayor relevancia pues es la repetición de experiencias de éxito en situaciones similares las que generan una valoración favorable de sus capacidades y competencias para realizar dichas acciones, y de ese modo elevar la probabilidad de ocurrencia en un futuro cercano (Bandura, 1997; Salanova, Bresó & Schaufeli, 2005). En ese sentido, la autoeficacia es considerada un componente adaptativo (Bandura, 2002; Velásquez, 2009) pues aporta al proceso de regulación cognitiva, afectiva y comportamental de las personas (Bandura, 1993). Dicha regulación se logra a partir de la interacción con el ambiente durante la evaluación de las oportunidades y obstáculos en situaciones específicas (Bandura, 1997) siendo las creencias de autoeficacia un factor decisivo para la elección de la actividad, la cantidad de esfuerzo y perseverancia en el afrontamiento de las dificultades para la obtención de logros. Por tal motivo, una autoeficacia elevada trae consecuencias positivas en el bienestar psicosocial de la persona (Bandura, 1997, 2002; Salanova, Bresó & Schaufeli, 2005) aunque también se entiende que una baja autoeficacia favorece la evitación de la situación que se debe afrontar, así como los desajustes en su adaptación por sus implicancias con el malestar psicosocial (Salanova, Lorente & Vera, 2009).

El supuesto teórico de la TSC sobre la autoeficacia es contrastable en el mundo del trabajo y las organizaciones laborales. La autoeficacia cumple el papel de moderador (Jex, Bliese & Primeau, 2001) minimizando el impacto de las demandas laborales como la sobrecarga cuantitativa (Jex & Bliese, 1999; Salanova et al., 2005), la rutina (Grau, Salanova & Peiró, 2012) y el acoso laboral (Meseguer, Soler & García-Izquierdo, 2014). Así también, influye de forma inversa sobre consecuentes relacionados con el malestar psicosocial, tales como el síndrome de *burnout* (Evers, Browers & Tomic, 2002; Gil-Monte, García-Juesas & Caro, 2008) o el presentismo laboral (Lu, Peng, Yen & Cooper, 2014) y, de manera directa con constructos vinculados al bienestar como el *engagement* (Consiglio, Borgogni & Di Tecco, 2005; Juárez, 2015; Xanthopoulou, Bakker, Demerouti & Schaufeli, 2007) o la satisfacción en el trabajo (Boluarte & Merino, 2015; Klassen & Chiu, 2010; Siu, Spector, Cooper & Lu, 2014; Yañez, Arenas & Ripoll, 2010). También se reporta que son sus niveles elevados los que impactan con el desarrollo organizacional, siendo asociados con el incremento del desempeño del trabajador (Stajkovic & Luthans, 1998). Por ello, teorías explicativas integradas en la psicología de la salud ocupacional consideran a la autoeficacia como un recurso personal en la comprensión del estrés laboral, el bienestar psicosocial y el rendimiento laboral (Bakker & Demerouti, 2013).

No obstante, a pesar de la consistencia conceptual, empírica y teórica de la autoeficacia, su medición sigue siendo objeto de polémica. Los instrumentos existentes se diferencian según la consideración de la dimensionaldad del constructo, es decir, medidas multidimensionales (Bandura, 2006; Skaalvik & Skaalvik, 2007, 2010) y unidimensionales (Scholz, Gutiérrez, Sud & Schwarzer, 2002); y según el tipo de enfoque, donde destacan aquellos que evalúan la autoeficacia como constructo

general (Judge, Erez, Thoresen & Bono, 2002; Schwarzer & Jerusalem, 1995) y como constructo orientado a dominios específicos (Bandura, 1997; Salanova, Cifré, Grau, Llorens & Martínez, 2005). En este último enfoque, las medidas de autoeficacia exploran el dominio, la habilidad o la tarea (Bong, 2006) y en otros casos, el carácter temporal de la habilidad percibida evaluando en presente la eficacia personal (competencia personal) y en futuro las creencias de autoeficacia propiamente dichas (Bandura, 2002; Salanova et al., 2005). Para Bandura (2006), es la medición de la autoeficacia en dominios específicos la que posee mayor correspondencia explicativa y teórica dado que está orientada a evaluar áreas particulares donde la persona puede poner a prueba sus competencias y esta premisa es corroborada en estudios empíricos en muestras de enfermeras (Salanova, Lorente, Chambel & Martínez, 2011) y en docentes (Salanova et al., 2005; Woolfolk & Burke, 2005).

Entre estas propuestas de medición, surge el instrumento de Autoeficacia Profesional (Maffei, Spontón, Spontón, Castellano & Medrano, 2012) un cuestionario de autoinforme breve y unidimensional vinculado a explorar las creencias de autoeficacia de forma específica en el trabajo, adaptado en la población cordobesa partiendo de estudios precedentes de Salanova et al. (2005) y Salanova et al. (2005). Respecto a las propiedades psicométricas del AU-10, se reporta una estructura interna de carácter unidimensional, su relación con medidas teóricamente coherentes (e.g.: autoeficacia laboral y el desempeño diferencial entre grupos sociodemográficos como el género y la edad). A su vez, con respecto a la confiabilidad de las puntuaciones fue obtenida una evidencia favorable ($\alpha = .88$). Por ello, las propiedades psicométricas del AU-10 son identificadas como robustas en estudios empíricos (Meseguer et al., 2014), aunque respecto a las réplicas de su estudio se reporta la pre-

sencia de errores correlacionados, los cuales podrían sobreestimar levemente la confiabilidad (Merino, 2015). Luego de ello, el uso del AU-10 todavía es escaso, pero considerando sus características métricas, es oportuno continuar con la exploración de las evidencias de validez y confiabilidad en un contexto distinto al que fue estudiado.

Dado que en el contexto peruano los estudios sobre la autoeficacia en el trabajo son escasos, la necesidad de utilizar instrumentos con propiedades psicométricas estudiados bajo estándares internacionales (American Educational Research Association, American Psychological Association & National Council on Measurement in Education, 2014) es prioritario para el campo de la investigación y de aplicación de uso profesional. Por tanto, el objetivo del estudio es obtener las primeras evidencias de validez, tanto de su contenido como de su estructura interna, y de confiabilidad del AU-10 (Maffei et al., 2012) en administradores de una empresa privada de retail de la ciudad de Lima Metropolitana.

Método

Diseño

El diseño del estudio es de tipo instrumental (Ato, López & Benavente, 2013).

Participantes

Un total de 100 trabajadores (55 % varones) administrativos de una empresa de retail provenientes de la ciudad de Lima fueron seleccionados a partir de un muestreo aleatorio de tipo intencional que parte del juicio del propio investigador, quien considera la muestra como representativa a la población de estudio. Las

edades estuvieron comprendidas entre 21 y 58 años ($M = 31,20$; $DE = 7,02$) con diferencias en relación al género ($t_{[98]} = 1,62$; $p = .11$; $d = .32$), los cargos de los trabajadores administrativos se distribuyeron en asistentes (38 %), analistas (42 %), y el personal de jefatura (20 %) con años de antigüedad desde los 6 hasta 219 meses ($M = 43,05$; $DE = 34,596$; $Mdn = 36,00$), siendo la mayoría personas solteras (69 %) y sin hijos (71 %).

Instrumento

Cuestionario de Autoeficacia Profesional-AU-10 (Maffei et al., 2012).

El AU-10 es un instrumento que explora las creencias de autoeficacia de los trabajadores evaluando su habilidad para hacer frente a las dificultades relacionadas con sus labores cotidianas. La estructura del AU-10 está conformada por un total de 10 ítems que son valorados en una escala Likert que varía de cero (nunca o ninguna vez) a seis (siempre o todos los días).

Procedimiento

Previa aplicación, fue analizada la validez del contenido mediante el criterio de jueces con un total de ocho profesionales con experiencia en el campo de la psicología organizacional. Los expertos evaluaron el grado de representatividad del ítem frente al constructo, un procedimiento formal comúnmente aplicado al inicio de la construcción de los instrumentos de medición psicológica en el presente estudio, su aplicación responde a un sentido de adaptabilidad del instrumento al contexto peruano.

Previa autorización de las jefaturas correspondientes, los instrumentos fueron aplicados en grupos de

diez a veinte personas en un horario concertado con los trabajadores. Solo participaron las personas que previamente firmaron el consentimiento informado siguiendo las indicaciones de la Declaración de Helsinki para estudios con humanos.

Por último, no se generó ningún conflicto de interés entre los autores del presente manuscrito.

Análisis de datos

Validez de contenido. Se implementó el acuerdo de jueces para evaluar la representatividad de los ítems a través de su relevancia sobre el constructo. La sistematización y cuantificación de las respuestas fueron elaboradas mediante el coeficiente V de Aiken (1980, 1985) junto a sus intervalos de confianza (Fidler, 2002; Penfield & Giacobbi, 2004) calculados mediante un programa *ad-hoc* (Merino & Livia, 2009). Fue implementada una medida no restrictiva (límite inferior del IC superior a .50) para valorar la pertinencia del ítem (Cicchetti, 1994).

Análisis estructural. Para el análisis de la estructura interna del AU-10 fue utilizado un análisis factorial confirmatorio ejecutado con el programa EQS 6.2 (Bentler & Wu, 2012) bajo las siguientes condiciones: método de máxima verosimilitud (Beaducel & Herzberg, 2006) y matrices de covarianzas, debido a que por la cantidad de opciones de respuesta (siete), los ítems podrían considerarse como variables continuas (Dominguez-Lara, 2013; Lozano, García-Cueto & Muniz, 2008).

Fue evaluado el modelo unidimensional (Maffei et al., 2012), que indica que todos los ítems son influidos por una sola variable latente. La evaluación del ajuste de dicho modelo fue realizada considerando diversos

índices: RMSEA ($\leq .05$), CFI ($\geq .95$), SRMR ($\leq .05$) y la prueba general χ^2 corregida (Satorra & Bentler, 1994).

De forma simultánea se exploró la pertinencia de modelar errores correlacionados considerando la magnitud de los Índices Modificadores (Sörbom, 1989), ya que existe evidencia de su presencia en estudios de validación del AU-10 (Maffei et al., 2012; Merino, 2015) y son frecuentes cuando existe cercanía entre los ítems o el fraseo es parecido (Domínguez-Lara & Merino-Soto, 2017). Además, la necesidad de explorarlo obedece a que su presencia incrementa espuriamente los índices de ajuste (Domínguez-Lara, 2016a; Dunn, Baguley & Brunsden, 2014). Una vez detectados los errores correlacionados, se procedió a modelarlos, y evaluar su impacto en el ajuste del modelo, ya que no tenerlos en cuenta podría llevar a considerar un modelo mal especificado (Domínguez-Lara, 2016b).

Confiabilidad. A fin de garantizar el uso correcto del coeficiente α fue analizada la tau-equivalencia (M_T), y posteriormente cuánto afecta la presencia de errores correlacionados a los indicadores de confiabilidad (Dunn et al., 2014). La tau-equivalencia se constata comparando los índices de ajuste con el modelo previo (congenérico; M_C), considerando variaciones en el CFI ($CFI_T - CFI_C \leq -.01$), RMSEA ($RMSEA_T - RMSEA_C \geq .015$) y SRMR ($SRMR_T - SRMR_C \geq .030$) (Chen, 2007).

Posteriormente fue calculada la confiabilidad de los puntajes observados mediante el coeficiente α (Cronbach, 1951) con intervalos de confianza (Domínguez-Lara, 2016c) utilizando el módulo *ICalfa* (Domínguez-Lara & Merino-Soto, 2015), y en las variables latentes por medio del coeficiente ω (McDonald, 1999) y H (Domínguez-Lara, 2016d; Hancock & Mueller, 2001). Por último, fue realizada una corrección por la presen-

cia de errores correlacionados al coeficiente Ω (Raykov, 2001).

Conflictos de Interés

No existió ningún tipo de conflicto de intereses entre los autores para la publicación del presente manuscrito.

Resultados

Análisis del contenido. La evaluación del grado de acuerdo entre los jueces (Tabla 1) respecto a la relevancia, indica que los ítems son representativos del constructo evaluado.

Análisis descriptivo. El análisis preliminar indica que el promedio de cada ítem está cercano a la respuesta superior ($M_{general} = 4.382$), y a pesar de que todos los ítems poseen indicadores de asimetría y curtosis dentro de lo esperado $+/-.1.5$ (Pérez & Medrano, 2010) e índices estandarizados de asimetría (Malgady, 2007) con valores aceptables ($SSI < .50$), el rango de respuesta es restringido (opción 3 a opción 6), por lo que sería conveniente utilizar posteriormente matrices policóricas (Lee, Poon & Bentler, 1995), ya que por el número de opciones de respuesta efectivamente respondidas (cuatro) es conveniente que sean considerados como medidas ordinales (Domínguez-Lara, 2014).

Análisis estructural. Los índices de ajuste del modelo unidimensional (M_1) fueron poco aceptables: $SB-\chi^2_{(35)} = 122.274$ ($p < .001$); $CFI = .861$; $RMSEA$ (IC 90%) = .159 (.128, .188); $SRMR = .107$. De modo simultáneo a ese análisis, los IM sugieren la correlación entre tres pares de errores que incrementarían significativamente los índices de ajuste. Estos fueron modelados de forma progresiva.

Tabla 1. Validez de contenido, análisis descriptivo y estructural del AU-10 en trabajadores peruanos

| | Validez de contenido | | | Análisis descriptivo | | | | Análisis estructural | |
|---------|----------------------|--------------|------|----------------------|-------|------|-------|----------------------|------|
| | V | IC 95 % | M | DE | g1 | SSI | g2 | λ | h2 |
| Ítem 1 | .750 | .579 - .867 | 4,59 | 1.016 | -.397 | .192 | -.244 | .311 | .097 |
| Ítem 2 | .875 | .719 - .950 | 4,49 | .948 | -.624 | .347 | 1.000 | - | - |
| Ítem 3 | .813 | .647 - .911 | 4,35 | .989 | -.564 | .289 | .170 | .557 | .310 |
| Ítem 4 | .781 | .612 - .890 | 4,32 | 1.024 | -.854 | .407 | .492 | .698 | .488 |
| Ítem 5 | .844 | .682 - .931 | 4,34 | .913 | -.326 | .196 | .005 | .668 | .446 |
| Ítem 6 | .813 | .647 - .911 | 4,35 | .936 | -.683 | .390 | .958 | .580 | .337 |
| Ítem 7 | .875 | .719 - .950 | 4,32 | 1.024 | -.450 | .215 | -.385 | .693 | .481 |
| Ítem 8 | 1.000 | .893 - 1.000 | 4,28 | .965 | -.317 | .170 | -.530 | .650 | .423 |
| Ítem 9 | .875 | .719 - .950 | 4,19 | .961 | -.253 | .137 | -.428 | .561 | .315 |
| Ítem 10 | .906 | .758 - .968 | 4,59 | 1.016 | -.397 | .192 | -.244 | .510 | .260 |

Nota: N= 100; V: V de Aiken; M: media aritmética. DE: desviación estándar; g1: asimetría de Fisher; g2: curtosis de Fisher. SSI: Índice estandarizado de asimetría; λ : Coeficiente de configuración; h2: comunalidad.

En primer lugar, al modelar la correlación entre los errores de los ítems uno y dos ($\varphi_{1,2} = .596$; $p < .05$), los índices de ajuste mejoran de forma sustancial: SB- $\chi^2_{(34)} = 69.882$ ($p < .001$); CFI = .943; RMSEA (IC 90%) = .103 (.068, .137); SRMR = .086. En segundo lugar, fue modelada adicionalmente la correlación entre los errores de los ítems dos y nueve ($\varphi_{2,9} = -.210$; $p < .05$), incrementando los índices de ajuste: SB- $\chi^2_{(33)} = 64.120$ ($p < .001$); CFI = .950; RMSEA (IC 90%) = .098 (.061, .132); SRMR = .081. Finalmente, la correlación entre los errores de los ítems dos y tres ($\varphi_{2,3} = .189$; $p < .05$), mejoraron el ajuste (SB- $\chi^2_{(32)} = 58.189$ [$p < .01$]; CFI = .958; RMSEA [IC 90%] = .091 [.052, .127]; SRMR = .077), aunque no de forma sustancial.

En este panorama, se decide retirar de M_1 dicho ítem ($M_2 = M_1$ sin ítem 2), debido a que participa directamente en los tres pares de errores correlacionados, y al mantenerlos se eleva espuriamente tanto el ajuste como los indicadores de confiabilidad. De este modo, se vuelve a evaluar el ajuste manteniendo el cálculo de los IM. El ajuste de M_2 mejora respecto a M_1 : SB- $\chi^2_{(27)} = 51.731$

($p < .01$); CFI = .950; RMSEA (IC 90%) = .096 (.055, .135); SRMR = .076. Asimismo, la mayoría de los coeficientes de configuración presentan magnitudes adecuadas ($\lambda > .50$) y son estadísticamente significativos ($p < .001$). Los IM indican que es necesario modelar la correlación entre los errores de los ítems uno y tres, y al realizarlo ($\varphi_{1,3} = .378$; $p < .05$), la magnitud de los índices de ajuste aumentó: SB- $\chi^2_{(26)} = 36.842$ ($p = .077$); CFI = .978; RMSEA (IC 90%) = .065 (.000, .109); SRMR = .063.

Confiabilidad. Sobre la base del modelo congruente (M_2) se evaluó la tau-equivalencia mediante la especificación de la igualdad estadística de los coeficientes de configuración (también llamados cargas factoriales). El modelo tau-equivalente mostró indicadores de ajuste de baja magnitud (SB- $\chi^2_{(35)} = 77.680$ [$p < .001$]; CFI = .914; RMSEA [IC 90%] = .111 [.077, .143]; SRMR = .106), y al observar los cambios en el CFI ($\Delta_{CFI} = -.036$), RMSEA ($\Delta_{RMSEA} = .015$) y SRMR ($\Delta_{SRMR} = .030$) indican que el modelo tau-equivalente no es viable. Por lo tanto, el uso del coeficiente α no estaría justificado (Dunn et al., 2014).

Entonces, fueron calculados coeficientes de confiabilidad basados en variables latentes, obteniendo indicadores elevados tanto en el H (.843) como en el coeficiente ω (.827), incluso después de la corrección por presencia de errores correlacionados ($\omega_{corregido} = .809$).

Discusión

Se han desarrollado diversos estudios de la autoeficacia tomando en cuenta la TSC, siendo el contexto de trabajo uno de los focos comunes de exploración. Usualmente, los trabajadores invierten una cuota importante de tiempo y esfuerzo en el contexto laboral y las exigencias y/o demandas que deben experimentar como resultante de su interacción con las condiciones laborales requieren de la involucración de constructos como la autoeficacia, el cual se configura como un componente amortiguador de estas amenazas, cumpliendo entonces un rol significativo sobre la motivación, el afrontamiento del estrés y la búsqueda de logros en el trabajo (Salanova et al., 2009) sobre todo cuando su exploración se establece en dominios específicos. Por tanto, dada su importancia se cree necesario contar con instrumentos de medición que posibiliten una examinación del constructo de forma específica en los entornos laborales.

Es por ello que el presente estudio aporta a la exploración preliminar de las propiedades psicométricas del AU-10 en trabajadores peruanos del área de administración de una empresa de retail. En general, los resultados obtenidos resaltan la robustez del AU-10 ya que, en opinión de los expertos consultados, los ítems son representativos al constructo además, se halló una estructura unidimensional así como niveles adecuados de confiabilidad.

Respecto a la validez de contenido, la relevancia es una forma común de evaluar la representatividad de los ítems respecto al constructo cuando se construye un instrumento de medición psicológica (Mokkink et al., 2010). En la presente investigación la exploración de la representatividad del ítem responde a una iniciativa de contrastar si la forma de explorar el constructo autoeficacia profesional en otros contextos es compatible con el medio peruano a partir de la evaluación a jueces expertos, quienes mostraron respuestas homogéneas y favorables.

En cuanto a la exploración de la dimensionalidad del AU-10, los resultados encontrados son similares a los obtenidos en estudios previos (Maffei et al., 2012; Salanova, Cifre et al., 2005) corroborando entonces la unidimensionalidad del constructo, aunque en un contraste más minucioso (Maffei et al., 2012) existe un punto que requiere ser observado: la presencia de errores correlacionados. Por ejemplo, en el estudio fueron reportados tres casos de errores correlacionados siendo el ítem dos (*Seré capaz de resolver problemas difíciles en mi trabajo si lo intento*) constante en cada uno de ellos, influenciando a un desajuste del modelo y sesgos relacionados a la sobreestimación de la confiabilidad, los errores correlacionados es una problemática habitual en los estudios de psicología que requieren priorización en su detección (Domínguez-Lara, 2016b). Para ajustar los resultados obtenidos se retiró el ítem dos y el análisis posterior indicó que el modelo mejora considerablemente en cuanto a su ajuste, así como respecto a la confiabilidad $> .80$; (Pontenrotto & Charter, 2009). Sin embargo, ante la falta de heterogeneidad y la poca cantidad muestral la determinación de retirar el ítem dos queda limitada a este reporte, ya que un factor que pudo afectar es el tamaño muestral, o las características ocupacionales del grupo. Por ello, se espera que para futuros estudios se supere ese reto y se determinen decisiones más concernientes sobre el ítem.

El AU-10 aún se encuentra en fase experimental y las evidencias satisfactorias encontradas a nivel psicométrico en la presente investigación alientan a implementar estudios adicionales. Inicialmente es necesario replicar el estudio para fortalecer las propiedades psicométricas del instrumento en el contexto laboral peruano, de igual forma, se requiere explorar la fortaleza del AU-10 a nivel de una red nomológica a fin de constatar el papel influyente de la autoeficacia sobre las demandas laborales y su predicción en la explicación del estrés y sus consecuentes vinculados a la salud, la calidad de vida y el desempeño laboral. Cabe mencionar que esta dirección de estudios comúnmente se ha elaborado tomando de base la comprensión de modelos teórico-explicativos que se integran en la psicología de la salud ocupacional, disciplina que hasta la actualidad en el contexto peruano carece de una oferta formativa universitaria (Fernández-Arata, Calderón-De la Cruz & Navarro, 2016), lo cual en parte explicaría la escasez de estudios sobre el constructo. De igual manera, investigaciones futuras deben resaltar las posibles implicancias diferenciales de los factores sociodemográficos en la comprensión de la autoeficacia (explorando las relaciones de la autoeficacia según cargos jerárquicos en las empresas). Todos estos aspectos anteriormente indicados mejorarán las decisiones a nivel de intervención y promoción de la salud ocupacional del trabajador en su contexto laboral.

Cabe señalar que si bien las limitaciones del presente estudio podrían focalizarse en el tamaño muestral y la falta de heterogeneidad respecto a las características de los participantes (por ejemplo: trabajadores de retail de una sola empresa), esto no desacredita la potencial utilidad de los resultados del AU-10 debido a la especificidad situacional del constructo (autoeficacia laboral) y número de ítems (diez), así como la solvencia empí-

rica reportada en estudios previos en otros contextos. Por ello, los resultados brindados en este primer estudio constituyen un aporte meritorio para los profesionales e investigadores relacionados al mundo de las organizaciones, quienes pueden dirigir su atención en seleccionar a la autoeficacia como una medida priorizable en el campo laboral peruano.

Referencias

Aiken, L. (1980). Content validity and reliability of single items or questionnaires. *Educational and Psychological Measurement*, 40(4), 955-959. Doi: 10.1177/001316448004000419

Aiken, L. (1985). Three coefficients for analyzing the reliability and validity of ratings. *Educational and Psychological Measurement*, 45(1), 131-142. Doi: 10.1177/0013164485451012

American Educational Research Association, American Psychological Association & National Council on Measurement in Education (2014). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: American Educational Research Association.

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. DOI: <http://dx.doi.org/10.6018/analeps.29.3.178511>

Bakker, A. B. & Demerouti, E. (2013). La teoría de las demandas y los recursos laborales. *Journal of Work and Organizational Psychology*, 29(3), 107-115. Doi: 10.5093/tr2013a16

Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

Bandura, A. (1993). Perceived self-efficacy in cognitive development and functioning. *Educational Psychologist*, 28(2), 117-148. Doi: 10.1207/s15326985ep2802_3

Bandura, A. (1997). *Self-Efficacy: The Exercise of Control*. New York: Freeman.

Bandura, A. (2002). Social Cognitive Theory in Cultural Context. *Applied Psychology: An International Review*, 51(2), 269-290. Doi: 10.1111/1464-0597.00092

Bandura, A. (2006). Guide for constructing self-efficacy scales. In F. Pajares, & T. Urdan (Eds.), *Self-efficacy beliefs of adolescents* (pp. 307-337). Greenwich, CT: Information Age Publishing.

Beaducel, A., & Herzberg, P. Y. (2006). On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling*, 13(2), 186-203. Doi: 10.1207/s15328007sem1302_2

Bentler, P. M., & Wu, E. J. C. (2012). *EQS 6.2 for windows [Statistical Program]*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.

Boluarte, A. & Merino, C. (2015). Versión breve de la escala de satisfacción laboral: evaluación estructural y distribucional de sus puntajes. *Liberabit*, 21(2), 235-243.

Bong, M. (2006). Asking the right question. How confident are you that you could successfully perform this task? In F. Pajares, & T. Urdan (Eds.), *Self-efficacy beliefs of adolescents* (pp. 287-305). Greenwich, CT: Information Age.

Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. Doi: 10.1080/10705510701301834

Cicchetti, D. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6(4), 284-290. Doi: 10.1037/1040-3590.6.4.284

Consiglio, C., Borgogni, L., & Di Tecco, C. (2005). What makes employees engaged with their work? The role of self-efficacy and employee's perceptions of social context over time. *Career Development International*, 21(2), 125-143. Doi: 10.1108/CDI-03-2015-0045

Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 97-334. Doi: 10.1007/BF02310555

Domínguez-Lara, S. (2013). ¿Ítems Polítómicos o Dicotómicos? Un estudio empírico con una escala unidimensional. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 5(3), 30-37.

Domínguez-Lara, S. (2014). ¿Matrices Policóricas/Tetra-córicas o Matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 6(1), 39-48.

Domínguez-Lara, S. (2016a). Errores correlacionados y estimación de la fiabilidad en estudios de validación. Comentarios al trabajo validación de la escala Ehealth Literacy (EHEALS) en población universitaria española. *Revista Española de Salud Pública*, 90, e1-e2.

Domínguez-Lara, S. (2016b). Evaluación de modelos estructurales, más allá de los índices de ajuste. *Enfermería Intensiva*, 27(2), 84-85. Doi: 10.1016/j.enfi.2016.03.003

Domínguez-Lara, S. (2016c). Intervalos de confianza en el reporte de la fiabilidad: un análisis necesario. *Anales del Sistema Sanitario de Navarra*, 39(1), 169-170. Doi: 10.4321/S1137-6627/2016000100024

Domínguez-Lara, S. (2016d). Evaluación de la confiabilidad del constructo mediante el Coeficiente H: breve revisión conceptual y aplicaciones. *Psicología. Avances en la disciplina*, 10(2), 87-94. DOI: <http://dx.doi.org/10.21500/19002386.2134>

Domínguez-Lara, S. & Merino-Soto, C. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach?. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328.

Domínguez-Lara, S. & Merino-Soto, C. (2017). Una modificación del coeficiente alfa de Cronbach por errores correlacionados. *Revista Médica de Chile* 145, 269-274. Doi: 10.4067/S0034-98872017000200018

Dunn, T. J., Baguley, T. & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. Doi: 10.1111/bjop.12046

Evers, W. J., Browers, A. & Tomic, W. (2002). Burnout and self-efficacy: a study on teachers' beliefs when implementing an innovative educational system in the Netherlands. *British Journal of Educational Psychology*, 72(2), 227-243. Doi: 10.1348/000709902158865

Fernández-Arata, F., Calderón-De la Cruz, G., & Navarro-Loli, A. (2016). Psicología de la salud ocupacional: una especialidad emergente en el Perú. *Revista Médica Herediana*, 27(3), 193-194. DOI: <https://doi.org/10.20453/rmh.v27i3.2943>

Fidler, F. (2002). The fifth Edition of the APA Publication Manual: Why its statistics recommendations are so controversial. *Educational and Psychological Measurement*, 62(5), 749-770. Doi: 10.1177/001316402236876

Gil-Monte, P. R., García-Juesas, J. A. & Caro, M. (2008). Influencia de la sobrecarga laboral y la autoeficacia sobre el síndrome de quemarse por el trabajo (burnout) en profesionales de enfermería. *Revista Interamericana de Psicología*, 42(1), 113-118.

Grau, R., Salanova, M. & Peiró, J. M. (2012). Efectos moduladores de la autoeficacia en el estrés laboral. *Apuntes de Psicología*, 30(1-3), 311-321.

Hancock, G. R. & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. In R. Cudeck, S. H. C. du Toit & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation modeling past and present*.

A Festschrift in honor of Karl G. Jöreskog (pp. 195-261). Chicago, IL: Scientific Software International.

Jex, S. M. & Bliese, P. D. (1999). Efficacy beliefs as a moderator of the impact of work-related stressors: a multilevel study. *Journal of Applied Psychology*, 84(3), 349-361. Doi: 10.1037/0021-9010.84.3.349

Jex, S. M., Bliese, P. D. & Primeau, J. (2001). The impact of self-efficacy on stressor-strain relations: coping style as an explanatory mechanism. *The Journal of Applied Psychology*, 86(3), 401-409. Doi: 10.1037/0021-9010.86.3.401

Juárez, A. (2015). Engagement laboral, una concepción científica: entrevista con Wilmar Schaufeli. *Liberrabit*, 21(2), 187-194.

Judge, T., Erez, A., Thoresen, C. & Bono, J. (2002). Are measures of self-esteem, neuroticism, locus of control, and generalized self-efficacy indicators of common core construct? *Journal of Personality and Social Psychology*, 83(3), 693-710. Doi: 10.1037/0022-3514.83.3.693

Klassen, R. M. & Chiu, M. (2010). Effect on teachers' self-efficacy and job satisfaction: Teacher gender, years of experience, and job stress. *Journal of Educational Psychology*, 102(3), 741-756. Doi: 10.1037/a0019237

Lee, S.Y., Poon, W.-Y. & Bentler, P. M. (1995). A two-stage estimation of structural equation models with continuous and polytomous variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 48(2), 339-358. Doi: 10.1111/j.2044-8317.1995.tb01067.x

Lozano, L.M., García-Cueto, E. & Muniz, J. (2008). Effect of the number of response categories on the reliability and validity of rating scales. *European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*, 4(2), 73-79. Doi: 10.1027/1614-2241.4.2.73

Lu, L., Peng, S., Yen, H. & Cooper, C. (2014). Presenteeism and health over time among Chinese employees: the moderating role of self-efficacy. *Work & Stress*, 28(2), 165-178.

Maffei, L., Spontón, C., Spontón, M., Castellano, E. & Medrano, L. A. (2012). Adaptación del Cuestionario de Autoeficacia Profesional (AU-10) a la población de trabajadores cordobeses. *Pensamiento Psicológico*, 10(1), 51-62.

Malgady, R. (2007). How skew are psychological data? A standardized index of effect size. *The Journal of General Psychology*, 134(3), 355-359. Doi: 10.3200/GENP.134.3.355-360

McDonald R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, N.J.: L. Erlbaum Associates.

Merino, C. (2015). Re-análisis de la confiabilidad del Cuestionario de autoeficacia profesional (AU-10) en Maffei et al. (2012). *Pensamiento Psicológico*, 13(1), 137-138.

Merino, C. & Livia, J. (2009). Intervalos de confianza asimétricos para el índice de validez de contenido: Un programa Visual Basic para la V de Aiken. *Anales de psicología*, 25(1), 169-171.

Meseguer, M., Soler, M. & García-Izquierdo, M. (2014). El papel moderador de la autoeficacia profesional entre situaciones de acoso y la salud de una muestra ocupacional. *Anales de Psicología*, 30(2), 573-578. Doi: 10.6018/analesps.30.2.161251

Mokkink, L. B., Terwee, C. B., Knol, D. L., Stratford, P. W., Alonso, J., Patrick, D. L. & Vet, H. C. W. (2010). The COSMIN checklist for evaluating the methodological quality of studies on measurement properties: a clarification of its content. *BMC Medical Research Methodology*, 10(22), 1-8. Doi: 10.1186/1471-2288-10-22

Penfield, R. & Giacobbi, P. (2004). Applying a score confidence interval to Aiken's item content-relevance index. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 8(4), 213-225. Doi: 10.1207/s15327841mpee0804_3

Pérez, E. & Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66.

Ponterotto, J. G., & Charter, R. A. (2009). Statistical extensions of Ponterotto and Ruckdeschl's (2007) reliability matrix for estimating the adequacy of internal consistency coefficients. *Perceptual and Motor Skills*, 108(3), 878-886. Doi: 10.2466/PMS.108.3.878-886

Raykov, T. (2001). Bias in coefficient alpha for fixed generic measures with correlated errors. *Applied Psychological Measurement*, 25(1), 69-76. Doi: 10.1177/01466216010251005

Salanova, M., Bresó, E. & Schaufeli, B. (2005). Hacia un modelo espiral de las creencias de eficacia en el estudio del burnout y del engagement. *Ansiedad y Estrés*, 11(2-3), 215-231.

Salanova, M., Cifré, E., Grau, R., Llorens, S. & Martínez, I. (2005). Antecedentes de la autoeficacia en profesores y estudiantes universitarios: un modelo causal. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 21(1-2), 159-176.

Salanova, M., Lorente, L. & Vera, M. (2009). Recursos personales: las creencias de eficacia. En M. Salanova (Eds.), *Psicología de la Salud Ocupacional* (pp. 149-171). Madrid: Editorial Síntesis.

Salanova, M., Lorente, L., Chambel, M. & Martínez, I. (2011). Linking transformational leadership to nurses' extra-role performance the mediating role of self-efficacy and work engagement. *Journal of Advanced Nursing*, 67(10), 2256-2266. Doi: 10.1111/j.1365-2648.2011.05652.x

Satorra, A. & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.

Scholz, U., Gutiérrez, B., Sud, S. & Schwarzer, R. (2002). Is general self-efficacy a universal construct? Psychometric findings from 25 countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 18(3), 242-251. Doi: <https://doi.org/10.1027//1015-5759.18.3.242>

Schwarzer, R. & Jerusalem, M. (1995). Generalized self-efficacy scale. In J. Weinman, S. Wright & M. Hjorthøj (Eds.), *Measures in health psychology: A user's portfolio. Causal and control beliefs* (pp. 35-37). Windsor, UK: NFER-NELSON.

Siu, O., Spector, P., Cooper, C.L. & Lu, C. (2014). Work Stress, self-efficacy, Chinese work values, and work well-being in Hong Kong and Beijing. *International Journal of Stress Management*, 12(3), 274-288. Doi: 10.1037/1072-5245.12.3.274

Skaalvik, E. M. & Skaalvik, S. (2007). Dimensions of teacher self-efficacy and relations with strain factors, perceived collective teacher efficacy, and teacher burnout. *Journal of Educational Psychology*, 99(3), 611-625. Doi: 10.1037/0022-0663.99.3.611

Skaalvik, E. M. & Skaalvik, S. (2010). Teacher self-efficacy and teacher burnout: a study of relations. *Teaching and Teacher Education*, 26(4), 1059-1069. Doi: 10.1016/j.tate.2009.11.001

Sörbom, D. (1989). Model modification. *Psychometrika*, 54(3), 371-384. Doi: 10.1007/BF02294623

Stajković, A. D. & Luthans, F. (1998). Self-efficacy and work-related performance: a meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 124(2), 240-261. Doi: 10.1037/0033-2909.124.2.240

Velásquez, A. (2009). Autoeficacia: acercamientos y definiciones. *Psicogente*, 12(21), 231-235.

Woolfolk, A., & Burke-Spero, R. (2005). Changes in teacher efficacy during the early years of teaching: A comparison of four measures. *Teaching and Teacher Education*, 21(4), 343-356. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.tate.2005.01.007>

Xanthopoulou, D., Bakker, A.B., Demerouti, E. & Schaufeli, W. B. (2007). The role of personal resources in the job demands-resources model. *International Journal of Stress Management*, 14(2), 121-141. Doi: 10.1037/1072-5245.14.2.121

Yáñez, R., Arenas, M. & Ripoll, M. (2010). El impacto de las relaciones interpersonales en la satisfacción laboral general. *Liberabit*, 16(2), 193-202.