



EVALUAR

Revista Evaluar

Laboratorio de Evaluación Psicológica y Educativa
Facultad de Psicología de la Universidad Nacional de Córdoba

2018

VOL 18 - N°2
ISSN 1667-4545

Medición de recursos personales socio-cognitivos en organizaciones: Análisis psicométricos en trabajadores argentinos

Measurement of Personal Socio-Cognitive Resources in Organizations: Psychometric Analysis of Argentine Workers

Leonardo Adrián Medrano ¹, Alvaro Ortiz ¹, Pablo Ezequiel Flores-Kanter * ¹, Sergio Dominguez-Lara ², Silvio Gibelli ¹

1 - Universidad Siglo 21, Córdoba, Argentina.

2 - Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú.

Recibido: 29/11/2017 Revisado: 04/01/2018 Aceptado: 21/01/2018

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Resumen

La teoría de demandas y recursos laborales (Bakker & Demerouti, 2007) constituye en la actualidad un paradigma de gran importancia para explicar los procesos de motivación y salud ocupacional. En el presente estudio instrumental, se analizan las propiedades psicométricas de tres escalas validadas previamente en una muestra de estudiantes universitarios. Dichas escalas evalúan recursos personales generales, derivados de la teoría social cognitiva, relevantes al ámbito laboral: Escala de Apoyo Social Percibido, Escala de Expectativas de Resultados y Escala de Progreso en Metas. Para llevar a cabo la investigación, se conformó una muestra de 223 trabajadores argentinos. Se efectuaron análisis de validez de constructo y de criterio. Asimismo, la confiabilidad fue evaluada por medio de los coeficientes alfa y omega. Los resultados obtenidos apoyan la unidimensionalidad de las escalas, las relaciones teóricamente relevantes con las dimensiones del burnout, engagement, emociones positivas y satisfacción laboral, así como los indicadores de confiabilidad apropiados. Se discuten las implicancias prácticas de los hallazgos.

Palabras clave: *apoyo social percibido, expectativas de resultados, progreso en metas, validez, confiabilidad*

Abstract

The Job Demands-Resources model (Bakker & Demerouti, 2007) is currently an important framework in explaining health and motivational-related processes at work. The present study examined the psychometric properties of three scales measuring general personal resources previously validated in a sample of university students derived from the Social Cognitive theory related to the workplace: Scale of Perceived Social Support, Scale of Outcome Expectations and Scale of Goal Progress. Two hundred and twenty-three Argentinian workers participated in the study. Internal structure, criterion validity and reliability (Cronbach's alpha and omega) were assessed. The results support the unidimensionality of the scales and theoretically relevant relations with the dimensions of burnout, engagement, positive emotions and job satisfaction as well as appropriate indicators of reliability. Practical implications of the findings are discussed.

Key words: *perceived social support, outcomes expectations, progress goals, validity, reliability*

* Correspondencia a: Pablo Ezequiel Flores-Kanter, ezequielfk@gmail.com

Introducción

La teoría de Demandas y Recursos (DR) constituye en la actualidad un paradigma de gran importancia para explicar los procesos de motivación y salud ocupacional, y demuestra ser un modelo efectivo para comprender, explicar y pronosticar el desarrollo del burnout, engagement laboral y rendimiento laboral, entre otros factores (Bakker & Demerouti, 2007). Desde este modelo las demandas laborales son conceptualizadas como los aspectos físicos, psicológicos, organizacionales y sociales del puesto de trabajo que requieren de un esfuerzo sostenido y que conllevan costos fisiológicos y psicológicos. Cabe señalar que las demandas laborales no son negativas o positivas en sí mismas, sino que pueden suponer un obstáculo si requieren un esfuerzo prolongado o bien si la persona no cuenta con los recursos necesarios para afrontarla. Por su parte, los recursos laborales se refieren a los aspectos (físicos, psicológicos, organizacionales o sociales) que: a) reducen las exigencias del trabajo y los costos asociados, b) son necesarios para la consecución de objetivos y c) estimulan el crecimiento personal (Bakker & Demerouti, 2007; Bakker, Van Veldhoven, & Xanthopoulou, 2010).

La interacción entre las demandas y los recursos permite explicar los procesos de salud y motivación de los trabajadores. Debido a que las demandas laborales exigen esfuerzo y consumen los recursos energéticos de los trabajadores, constituyen los principales predictores del agotamiento y los problemas de salud psicosomáticos. Por otra parte los recursos laborales permiten satisfacer las necesidades y aspiraciones de los trabajadores, lo que favorece la satisfacción laboral, la motivación y el engagement (Bakker & Demerouti, 2013). Más allá de la contribución independiente de las demandas y recursos laborales sobre la salud y motivación de los trabajado-

res, no debe caerse en una sobresimplificación del modelo asumiendo a priori que los recursos son “positivos” y las demandas “negativas”. Es indispensable considerar la interacción entre los mismos (Figura 1). Por ejemplo, Bakker y Demerouti (2013) observaron que el disfrute de la tarea y el compromiso con la organización eran superiores cuando los empleados enfrentaban retos y tareas estimulantes, además de disponer de recursos para afrontarlas. Por el contrario, los trabajos con bajas demandas laborales pueden tornarse aburridos y, consecuentemente, disminuir el bienestar de los empleados.

En una revisión realizada por Bakker y Demerouti (2013) se establecen diferencias entre recursos laborales y recursos personales. Ambos tendrían un efecto sobre el bienestar y el rendimiento de los trabajadores mediante dos vías: 1) indirectamente, al amortiguar el impacto de las demandas sobre el agotamiento de los trabajadores, y 2) directamente, al impactar sobre la motivación y el engagement de los trabajadores. Los *recursos personales* han sido definidos en términos amplios como autoevaluaciones positivas referidas a la percepción de la capacidad propia de controlar e influir en el entorno. Se ha observado que estas autoevaluaciones predicen el establecimiento de metas, la motivación, el rendimiento laboral y la satisfacción de vida. A mayores recursos personales, más positiva será la autoestima del individuo y mayor concordancia habrá con sus objetivos personales.

En un trabajo realizado por Xanthopoulou, Bakker, Demerouti y Schaufeli (2007) se evaluaron tres recursos personales (*autoestima*, *autoeficacia* y *optimismo*) y se determinó su relación con el engagement y el agotamiento emocional. Los resultados mostraron que los recursos personales no logran anular el efecto de las demandas sobre el agotamiento. Sin embargo, se observó que moderaban de manera significativa

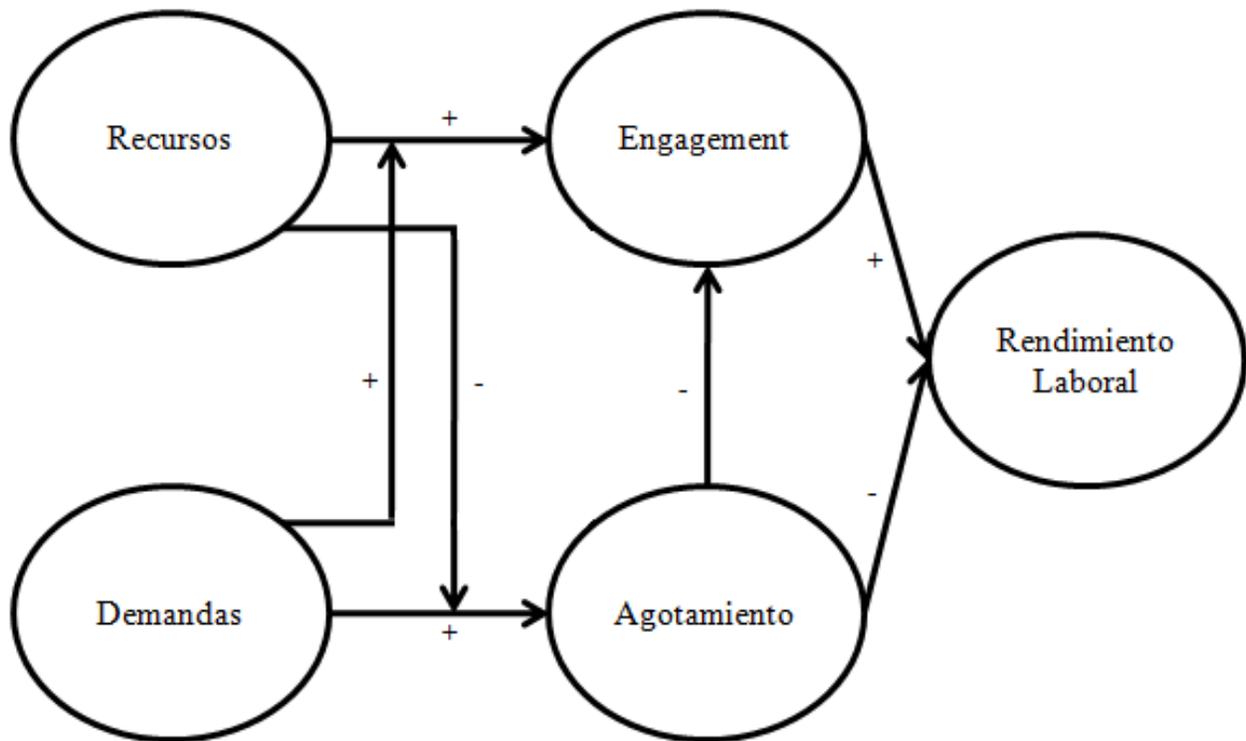


Figura 1
Modelo de Demandas y Recursos (adaptado de Bakker & Demerouti, 2013)

la relación entre los recursos laborales y el engagement. No obstante, Bakker y Demerouti (2013) señalan que aún es escasa la evidencia sobre la interacción entre los recursos personales y las demandas laborales.

Si bien existen demandas y recursos que son específicos de cada puesto de trabajo, también existen demandas y recursos más generales presentes en cualquier trabajo. En el presente estudio se indaga sobre recursos personales generales derivados de la teoría social cognitiva (TSC; Bandura, 1997) relevantes al ámbito laboral.

Recursos personales socio-cognitivos

Desde la TSC se postula que las personas no están determinadas por impulsos internos o mol-

deadas automáticamente por estímulos externos. Por el contrario, se considera que el comportamiento humano debe analizarse considerando la interacción entre la persona y su ambiente. Desde este enfoque, los seres humanos se caracterizan por poseer un vasto potencial, limitado biológicamente, que puede ser formado por la experiencia directa y observacional. Es decir, se considera que las personas poseen una serie de capacidades básicas que les permiten regular su propia conducta, y configurar a partir de sus acciones las situaciones en que se ven inmersos (Bandura, 1997).

En el transcurrir de su vida diaria, las personas analizan las situaciones que confrontan, consideran diferentes cursos de acción, juzgan sus propias capacidades y evalúan las consecuencias de sus propios actos. De esta manera, logran ejercer un control sobre los numerosos eventos que

afectan sus vidas. Esta concepción de hombre es sintetizada por Bandura (1997) en el concepto de *agencia humana*, es decir, que las personas poseen la virtud de obrar sobre sus propias acciones y funcionamiento psicosocial.

En el marco de la TSC, Lent (2008) planteó la existencia de una serie de constructos socio-cognitivos que actuarían como recursos personales en el contexto organizacional y favorecerían la motivación y salud de los trabajadores (Figura 2). El modelo formulado por Lent (2008) subraya el papel del *apoyo social percibido*, las *emociones positivas*, las *creencias de autoeficacia*, las *expectativas de resultados* y la *percepción de progreso en las metas*.

En investigaciones previas se ha demostrado el rol de las creencias de autoeficacia y el afecto positivo sobre el engagement de los trabajadores (Castellano, Cifre, Spontón, Medrano, & Maffei, 2013). Además, se han desarrollado estudios de carácter psicométrico tendientes a evaluar dichas variables en trabajadores argentinos (Ma-

ffe, Spontón, Spontón, Castellano, & Medrano, 2012; Moriondo, De Palma, Medrano, & Murillo, 2012). Sin embargo, el *apoyo social percibido*, las *expectativas de resultados* y el *progreso en metas* son constructos poco examinados en la literatura científica y de pobre desarrollo en el contexto argentino.

Apoyo Percibido

El apoyo percibido forma parte de las variables del modelo que tienen que ver con las condiciones laborales (Duffy & Lent, 2009), y refiere al grado en que los empleados se sienten apoyados por su ambiente laboral para llevar a cabo los objetivos relacionados al trabajo. Según Duffy y Lent (2009) el grado en que los empleados se perciben apoyados en su trabajo está fuertemente relacionado con la satisfacción laboral que experimentan. En la misma línea, Lent y Brown (2008) indican que el grado de respuesta o apoyo

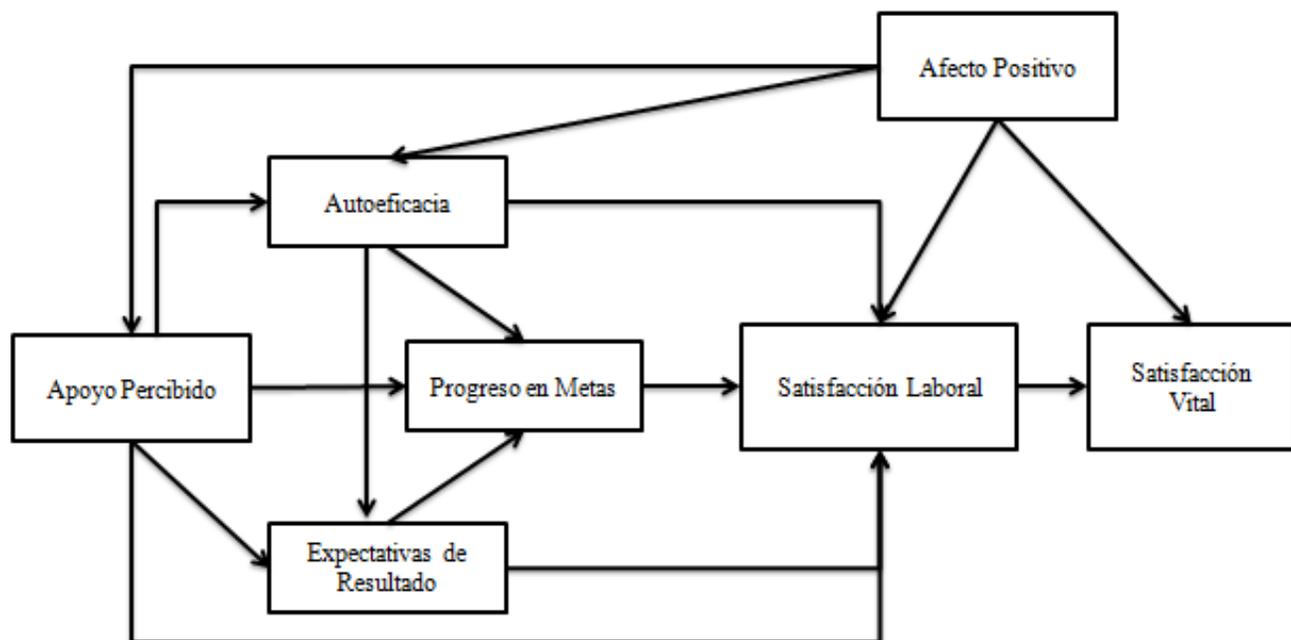


Figura 2
Modelo social cognitivo de satisfacción laboral y satisfacción con la vida (adaptado de Lent, 2004).

que el empleado percibe en relación con su organización, y el apoyo efectivo que la organización brinda, ofrecen una fuente importante de satisfacción laboral. Al mismo tiempo, se plantea que la falta de apoyo o la presencia de obstáculos que impiden la consecución de las metas de trabajo influyen negativamente sobre la satisfacción laboral (Lent & Brown, 2006).

Sumado a lo anterior, desde el modelo de Lent (2008) el apoyo percibido no solo afecta a la satisfacción de manera directa, sino también indirectamente por medio de la percepción de progreso en metas, las expectativas de resultados, y las creencias de autoeficacia (Lent & Brown, 2006). Es importante mencionar también que el apoyo percibido del ambiente organizacional facilita o promueve especialmente el progreso en metas y la autoeficacia.

Diversas investigaciones han dado cuenta de la relevancia del *apoyo organizacional percibido* en distintas variables relacionadas con el trabajo. La investigación de Uppal (2017) propone que la percepción de apoyo organizacional actuaría como un recurso en las personas neuróticas promoviendo y facilitando un mejor desempeño laboral, así como un afrontamiento adecuado de situaciones estresantes. Los resultados obtenidos apoyaron estas conjeturas. Se verificó en primer lugar una relación curvilínea entre el neuroticismo y el desempeño laboral, y posteriormente se constató que en los individuos con baja percepción de apoyo, el umbral en el que la relación entre el neuroticismo y el desempeño laboral deja de ser positivo es más bajo. Esto significa que menores niveles de neuroticismo son suficientes para provocar un bajo desempeño laboral en personas con baja percepción de apoyo. Así, los resultados indican que el apoyo percibido modera la relación entre el neuroticismo y el desempeño laboral.

Por su parte, Vatankhah, Javid y Raofi (2017) estudiaron el efecto mediador del apo-

yo organizacional percibido en la relación entre las prácticas para un alto desempeño laboral (p. ej., prácticas para mejorar el conocimiento y las habilidades, oportunidades de promoción, reforzamientos positivos) y las conductas laborales contraproducentes (p. ej., robar, ausentarse). Se hipotetiza que la presencia de estas prácticas aumenta la percepción de apoyo organizacional, lo que propicia una mejor calidad de servicio y menor cantidad de conductas contraproducentes. Los resultados obtenidos van en esta dirección: por un lado se verifica que un incremento en las prácticas de empoderamiento, reforzamiento y promoción aumenta la percepción de apoyo organizacional; por otro lado, el aumento en la percepción de apoyo disminuye las conductas laborales contraproducentes. Por lo tanto se encuentra evidencia a favor de que la percepción de apoyo organizacional media la relación entre las prácticas para un alto desempeño y las conductas contraproducentes.

En un estudio realizado por Cheng, Chen, Teng y Yen (2016), se puso a prueba un modelo en el que el apoyo organizacional percibido moderaba la relación entre la forma de elaboración o invención en el trabajo (i.e. *job crafting*) con variables laborales como la satisfacción, el compromiso organizacional y el desempeño laboral. Los autores pudieron verificar que en aquellas personas en las que el nivel de soporte percibido era mayor, las relaciones entre el *job crafting* individual y los resultados laborales eran más fuertes y estadísticamente significativas. Los autores indican que cuando los trabajadores sienten que tienen acceso a recursos adecuados como el apoyo organizacional se mantienen más comprometidos con su trabajo y perciben las demandas como menos intimidantes.

En la misma línea, Caesens y Stinglhamber (2014) indagaron la relación entre la percepción del apoyo organizacional y el engagement laboral, considerando el rol de la autoeficacia. Si bien

el objetivo central de este trabajo fue verificar el rol mediador de la autoeficacia en la relación entre la percepción de apoyo y el engagement; también se constataron los efectos de esta relación en la satisfacción laboral, la tensión psicológica y el desempeño intra y extra rol. Los resultados indican que el apoyo organizacional percibido tiene un efecto directo y positivo sobre el engagement y la satisfacción laboral; y negativo sobre la tensión psicológica. También se constata su efecto indirecto sobre la satisfacción y la tensión mediante las creencias de autoeficacia y el engagement.

Islam et al. (2013), plantean que el apoyo organizacional juega un rol central en el aumento del compromiso y la retención laboral de empleados con habilidades y actitudes positivas. El modelo que ponen a prueba estos autores indica que el apoyo organizacional percibido tiene un efecto directo sobre la intención de abandono, pero también indirecto sobre esta misma variable a través de su efecto sobre el compromiso organizacional. El modelo propuesto muestra índices de ajuste adecuados, y prueba que el apoyo organizacional percibido tiene un efecto negativo y directo sobre la intención de abandono e indirecto, y positivo sobre el compromiso organizacional, es decir que tiene un efecto negativo sobre la intención de abandono.

Finalmente, Riggle, Edmondson y Hansen (2009) llevaron a cabo un meta-análisis para evaluar el efecto de la percepción de apoyo organizacional sobre el compromiso organizacional, la satisfacción laboral, el desempeño y la intención de abandono. Los resultados obtenidos indican que la percepción de apoyo organizacional tiene un efecto positivo y fuerte sobre la satisfacción laboral y el compromiso organizacional, así como un efecto negativo y fuerte en la intención de abandono. Asimismo, se encuentra un efecto moderado y positivo sobre el desempeño de los empleados.

Expectativas de Resultados

Más allá de los reforzamientos que los empleados puedan recibir en su entorno laboral, es de importancia también considerar las condiciones laborales o refuerzos que los empleados anticipan que podrán recibir o que serán provistos por su entorno laboral (Lent & Brown, 2006). En este sentido, Lent y Brown (2006) plantean la relevancia de indagar las creencias de expectativas conceptualizadas como expectativas de resultado, es decir, las creencias acerca de la probabilidad de obtener un particular resultado del trabajo (p. ej., *Mi trabajo me permitirá obtener un mejor salario*). Se ha demostrado que estas expectativas de resultado explican la satisfacción laboral de los trabajadores.

Además de la satisfacción laboral, las expectativas de resultado han demostrado estar relacionadas con otras variables relevantes en el contexto laboral. Así, Singh et al. (2013) proponen un modelo en el que la autoeficacia y las expectativas de resultado median la relación entre el apoyo social y actitudes laborales como la satisfacción y el compromiso organizacional, lo cual a su vez afecta la decisión de abandonar la empresa. En primer lugar, las correlaciones obtenidas apoyan la hipótesis propuesta dado que las expectativas de resultado correlacionan positivamente con el compromiso organizacional (.38) y la satisfacción laboral (.45) y negativamente con la intención de abandono (-.34). En segundo lugar, el modelo propuesto muestra índices de ajuste adecuados y se puede apreciar que las expectativas de resultado tienen un efecto indirecto sobre la intención de abandono a través de su influencia sobre las actitudes laborales (i.e. satisfacción y compromiso).

Wöhrmann, Deller y Wang (2013), por su parte, indagaron el papel de las expectativas de resultado en las intenciones de continuar trabajando luego del tiempo de retiro. Con base en la

Teoría Social Cognitiva de la Carrera, el objetivo principal fue indagar cómo las expectativas acerca del trabajo posterior al retiro influyen en las intenciones o planificaciones de seguir trabajando en esa etapa. Los resultados obtenidos permiten ver que las expectativas de resultado tienen un efecto directo y positivo tanto sobre las intenciones de seguir trabajando para el mismo empleador luego del retiro, como sobre las planificaciones para involucrarse en esa etapa en actividades laborales.

Progreso en Metas

Para la TSC, las *metas* quedan definidas por la determinación personal para lograr un determinado resultado o alcanzar cierto nivel de dominio (Lent & Brown, 2006). Asimismo, las metas no solo son un aspecto fundamental para explicar la motivación y el comportamiento de las personas, sino también la satisfacción laboral. Según el modelo propuesto, las metas y las expectativas de resultados poseen un rol central en la explicación de la satisfacción. En este sentido, Lent (2004) señala que las expectativas de resultados afectan la *percepción del progreso en metas*, y ambas variables influyen directamente sobre los juicios de satisfacción laboral. Esta relación entre las expectativas de resultados y el progreso en metas aparece en función del hecho de que las personas constantemente anticipan las consecuencias de sus acciones, lo que afecta el establecimiento de metas y, finalmente, su ejecución (Lent & Brown, 2006). En un estudio llevado a cabo por Van Dieendonck (2015) se plantea que la relación entre el progreso en metas y la satisfacción laboral es bidireccional, dado que se espera que las personas con altos niveles de satisfacción se esfuercen en lograr más progreso en sus metas. Al mismo tiempo, el progreso en metas resultaría en la ganancia de mayores recursos y sentimientos positivos, lo

que daría lugar a una mayor satisfacción laboral. Los resultados obtenidos apoyan dichas hipótesis; se observa, por un lado, que las medidas de satisfacción en el Tiempo 1 influyen sobre las medidas de progreso en metas en el Tiempo 2, y, por otro lado, que el progreso en metas produce también cambios en la satisfacción desde el Tiempo 1 al Tiempo 2.

Por su parte, Hülsheger y Maier (2010), dan cuenta de la relación entre el progreso en metas y las actitudes laborales, como la satisfacción laboral y el compromiso organizacional. En su estudio concretamente verifican que el nivel de rasgos de estado consciente, es decir, el grado en que la persona está orientada a metas, se focaliza en los logros, y modera la relación entre el progreso en metas, la satisfacción y el compromiso organizacional. Específicamente, los resultados indican que el progreso en metas predice un aumento en la satisfacción y el compromiso organizacional en aquellos casos en los que el estado de consciencia es bajo.

Hyvönen, Feldt, Salmela-Aro, Kinnunen y Mäkikangas (2009) dan cuenta de la relación entre el progreso en metas y variables importantes para el bienestar de los trabajadores como el burnout y el engagement. En términos generales la percepción de progreso en metas se relaciona negativamente con el burnout y sus dimensiones (a excepción del cinismo), y positivamente con el engagement y sus dimensiones. Concretamente, las correlaciones fueron de $-.24$ con el burnout, de $-.11$ con el cansancio emocional y de $-.26$ con la reducción de la eficacia personal. Por su parte, las correlaciones con el engagement fueron de $.30$, con el vigor de $.29$, con la dedicación de $.33$ y con la absorción de $.18$. A partir de los resultados se obtuvo evidencia de que a mayor percepción de progreso en metas es más probable que los empleados experimenten engagement y menos probable que manifiesten burnout.

Maier y Brunstein (2001) plantean finalmente que es más probable que los empleados logren niveles altos de satisfacción y compromiso organizacional si perciben que su empresa promueve el alcance de metas valoradas. En su estudio los autores encuentran evidencia a favor de la hipótesis que plantea que el progreso en metas presenta un rol intermediario en la predicción de la satisfacción y el compromiso organizacional. Más específicamente, la presencia de un alto compromiso por las metas así como condiciones favorables para su consecución da lugar a una mayor percepción de progreso en metas lo que culmina en una mayor satisfacción laboral y compromiso organizacional.

Objetivos de la presente investigación

Dado el hecho de que no se cuenta con instrumentos debidamente adaptados que permitan una medición de los recursos socio-cognitivos y que presenten evidencias de validez y confiabilidad, el presente trabajo tiene por objetivo principal evaluar las propiedades psicométricas de tres instrumentos que posibilitan medir dichos recursos: la Escala de Apoyo Social Percibido (Lent et al., 2005), la Escala de Expectativas de Resultados (Lent et al., 2003) y la Escala de Progreso en Metas (Lent et al., 2005). Esos instrumentos han mostrado indicadores psicométricos favorables en estudios previos, aunque llevados a cabo con estudiantes universitarios (Medrano, Pérez, & Fernandez-Liporace, 2014). Sin embargo, es razonable pensar que al basarse en la TSC, los resultados sean consistentes en una población adulta no universitaria. Tomando como base las escalas validadas con estudiantes universitarios, esta investigación buscará ampliar su validación con una muestra de trabajadores argentinos.

Las estrategias para obtener evidencias de validez se enmarcarán en el análisis de la estructura interna de los instrumentos, así como en su relación con otras variables (burnout, engagement y emociones positivas). Contar con esos instrumentos validados facilitaría la evaluación del modelo teórico de Lent (2008) en trabajadores argentinos y de ese modo promovería acciones orientadas a la mejora de las condiciones laborales desde el quehacer del psicólogo.

Método

Participantes

Se contó con la participación de 223 trabajadores seleccionados mediante muestreo accidental no probabilístico. El 56% de la muestra contestó los cuestionarios de manera presencial, mientras que el restante 44% lo hizo vía e-mail. En este último caso se les remitió a los participantes la encuesta vía correo electrónico y en formato Word, una vez contestada esta debía ser reenviada a los investigadores. La muestra estuvo compuesta por varones (63%) y mujeres (34%) con edades de entre los 19 y 67 años ($M = 34.7$; $DE = 9.35$). Con el fin de contar con una muestra heterogénea, se incluyeron trabajadores de diferentes áreas y puestos (Administración = 10.2%; Atención al cliente = 3%; Comercio = 7%; Ventas = 6%, entre otros). La antigüedad laboral promedio fue de 4.11 años y el promedio de jornada laboral fue de 41.42 horas semanales. Finalmente, resta señalar que el tamaño muestral utilizado resulta adecuado para efectuar los análisis estadísticos planificados para el estudio (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014).

Instrumentos

Escala de Apoyo Percibido. El instrumento se compone de nueve ítems que permiten evaluar en qué medida el contexto próximo al trabajador lo apoya en la consecución de sus objetivos laborales (p. ej., *Siento que mis compañeros me alienan para alcanzar mis objetivos laborales*). Para responder los participantes deben señalar su nivel de acuerdo con cada afirmación utilizando una escala tipo Likert con ítems que van desde *Muy en desacuerdo* (1) hasta *Totalmente de acuerdo* (10). Los estudios psicométricos previos indican una consistencia interna satisfactoria (α entre .77 y .84) y una estructura unidimensional tanto en la muestra de trabajadores (Lent et al., 2007) como en la de estudiantes universitarios (Medrano et al., 2014).

Escala de Expectativas de Resultados. Se compone de diez ítems que miden las consecuencias que perciben los trabajadores de su trabajo. Para ello se inicia con la consigna: *Esta experiencia laboral probablemente me permita:*, seguido de 10 ítems (p. ej., *Ganar un mejor salario; Aumentar mi autoestima*). Para responder, los participantes deben indicar su grado de acuerdo utilizando una escala Likert de 10 posiciones (desde *Estoy en fuerte desacuerdo*; hasta *Estoy fuertemente de acuerdo*). Los estudios psicométricos previos llevados a cabo tanto en estudiantes como en trabajadores señalan que este instrumento presenta una óptima y adecuada consistencia interna (α entre .72 y .91) y una estructura unidimensional (Lent et al., 2007; Medrano et al., 2014).

Escala de Progreso en Metas. El instrumento se compone de seis ítems que evalúan el progreso que los trabajadores perciben en sus metas. En el mismo los participantes deben indicar en qué medida han superado cada una de las metas planteadas en los reactivos (p. ej., *Destacarme en mi trabajo; Completar exitosamente mis tareas*), uti-

lizando 10 opciones de respuesta (desde *No he progresado del todo* hasta *He realizado un excelente progreso*). Los estudios psicométricos previos dan cuenta de una estructura unidimensional y una adecuada consistencia interna (α entre .81 y .89; Lent et al., 2007; Medrano et al., 2014).

Medición del Afecto Positivo. Se utilizó la subescala de afecto positivo de la Escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS). La misma fue adaptada en la población local por Moriondo et al. (2012). Los resultados de los análisis psicométricos sugieren una estructura de dos dimensiones (afecto positivo y negativo) y niveles óptimos de confiabilidad (afecto positivo $\alpha = .73$; afecto negativo $\alpha = .82$, respectivamente). La dimensión de afecto positivo cuenta de 10 ítems que describen distintas emociones positivas (p. ej., *Fuerte, Inspirado*), en los que la persona debe indicar con qué frecuencia experimenta cada una de ellas utilizando una escala de cinco posiciones.

Maslach Burnout Inventory-General Survey (MBI-GS). Fue usada la versión adaptada al medio local por Spontón, Maffei, Spontón, Medrano y Castellano (2011). La escala permite medir tres factores subyacentes, consistentes con los propuestos en estudios previos: 1) agotamiento (4 ítems; p. ej., *Me encuentro agotado al final de la jornada laboral*), 2) despersonalización (4 ítems; p. ej., *Trato a algunas personas de mi trabajo como si fueran objetos*) y 3) cinismo (5 ítems; p. ej., *He perdido interés y entusiasmo en este trabajo*). Para responder a los ítems, los examinados deben utilizar una escala de respuesta de siete puntos que va desde 0 (*Nunca*) hasta 6 (*Siempre*). Los estudios de consistencia interna de la escala revelaron niveles aceptables de homogeneidad entre los ítems ($\alpha > .70$).

Utrecht Work Engagement Scale (UWES). Fue aplicada la adaptación realizada en Córdoba, Argentina, por Spontón, Medrano, Maffei, Spontón y Castellano (2012). El UWES contiene 17 ítems

distribuidos en tres factores correspondientes a las dimensiones teóricas del engagement: 1) vigor (6 ítems; p. ej., *En mi trabajo me siento lleno de energía*), 2) dedicación (6 ítems; p. ej., *Mi trabajo tiene sentido*) y 3) absorción (5 ítems; p. ej., *Cuando estoy trabajando olvido todo lo que pasa a mi alrededor*) y un formato de respuesta Likert de siete posiciones que va desde 0 (*Nunca*) hasta 6 (*Siempre*). Los análisis psicométricos de la escala en la población de trabajadores cordobeses evidencian un agrupamiento de los ítems en tres factores distintos, lo que sugiere una estructura interna de tres factores compatibles con las dimensiones teóricas del engagement. Los estudios de confiabilidad de la escala indican que las dimensiones poseen niveles adecuados ($\alpha = .88$ para dedicación; $\alpha = .76$ para vigor; y $\alpha = .69$ para absorción).

Procedimiento y Análisis de datos

En la presente investigación se llevó a cabo un estudio de carácter instrumental (Montero & León, 2007). Para ello se administraron los instrumentos mencionados de manera presencial y virtual, se les comunicó a los trabajadores el carácter voluntario de su participación y se les garantizó la confidencialidad de sus respuestas.

Respecto al análisis de datos, para el análisis factorial exploratorio (AFE) se tuvieron en cuenta las sugerencias dadas por la literatura especializada (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014; Lloret-Segura et al., 2014). Se consideraron así para el análisis, a) la matriz de correlaciones producto-momento de Pearson, b) el análisis paralelo (Horn, 1965) para la determinación del número de factores y c) el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados (i. e. *ULS*). Este último método se muestra robusto y logra estimaciones más precisas aun cuando se incumplen los supues-

tos de normalidad en los ítems. No fueron implementados procedimientos de rotación factorial debido a que se trata de cuestionarios unidimensionales. Finalmente, en cuanto a las evidencias de validez, se obtuvieron resultados adicionales respecto a su relación con variables externas teóricamente relevantes (validez de criterio). Para todos estos análisis se utilizó el software FACTOR (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014) para el análisis factorial y el SPSS v.20 (IBM Corp., 2011) para las correlaciones con los criterios externos.

En cuanto al análisis de la confiabilidad, fueron empleados el coeficiente ω (McDonald, 1999) y el coeficiente α desde el modelo del factor común (Dominguez-Lara, 2012), dado que en ausencia del cumplimiento del supuesto de tau-equivalencia (Dominguez-Lara, 2016) no pudo usarse el coeficiente α (Cronbach, 1951).

Resultados

Análisis exploratorios iniciales de los ítems

En primer lugar, fueron analizados los estadísticos descriptivos de los ítems de cada cuestionario. En general, se aprecia un predominio de las respuestas en el polo elevado de la escala y, aunque la asimetría y la curtosis se mantienen en magnitudes adecuadas, los últimos ítems de la Escala de Progreso en Metas poseen estadísticos de distribución elevados (Tabla 1).

Tabla 1

Recursos sociocognitivos laborales: Análisis descriptivo de los ítems.

Ítems	Expectativa de Resultado			
	M	DE	g1	g2
1	7.25	2.12	-.80	.57
2	7.00	2.25	-.72	.36

3	7.00	2.15	-.83	.68
4	7.78	2.00	-1.15	1.67
5	7.13	2.28	-.76	.25
6	6.46	2.45	-.47	-.28
7	7.13	2.44	-.89	.23
8	6.67	2.47	-.74	-.06
9	7.21	2.37	-.88	.22
10	7.82	1.99	-1.17	1.38
Apoyo Percibido				
	M	DE	g1	g2
1	6.13	2.61	-.39	-.65
2	7.04	2.26	-.81	.20
3	7.04	2.34	-.75	.11
4	6.66	2.92	-.68	-.67
5	6.63	2.38	-.59	-.33
6	6.61	2.53	-.60	-.36
7	8.22	2.08	-1.29	1.23
8	7.50	2.14	-.70	-.01
9	6.64	2.75	-.64	-.61
Progreso en Metas				
	M	DE	g1	g2
1	7.42	1.54	-.37	-.29
2	8.10	1.35	-.63	.38
3	8.35	1.32	-.98	.83
4	7.26	2.62	-.77	-.28
5	8.37	1.35	-1.49	4.22
6	7.61	1.67	-1.09	2.15
7	8.66	1.44	-1.90	6.23

Nota. N = 223; M: Media; DE: Desviación Estándar; g1: asimetría; g2: curtosis

Análisis factorial confirmatorio

Posteriormente, previo al AFE, fue verificada la adecuación de la matriz de correlaciones. Los resultados indican que la matriz es adecuada tanto para los análisis de la Escala de Expectativas de Resultado ($\chi^2 = 615.2, p < .001$; KMO = .83) como de la Escala de Apoyo Percibido ($\chi^2 = 870.8, p < .001$; KMO = .81) y de la Escala de Progreso en Metas ($\chi^2 = 615.2, p < .001$; KMO

= .83). En todos los casos, el análisis paralelo indicó que es necesaria la extracción de un solo factor. En la Tabla 2 se sintetizan los resultados encontrados.

Tabla 2

Recursos sociocognitivos laborales: Cargas factoriales, comunalidad, varianza explicada, y consistencia interna.

Ítems	Expectativa de Resultado		Apoyo Percibido		Progreso en Metas	
	λ	h2	λ	h2	λ	h2
1	.67	.45	.58	.34	.65	.43
2	.61	.37	.72	.51	.72	.52
3	.77	.60	.48	.23	.76	.58
4	.80	.64	.65	.43	.45	.20
5	.74	.55	.70	.49	.74	.56
6	.58	.33	.77	.60	.68	.46
7	.57	.33	.37	.14	.65	.43
8	.62	.39	.37	.14		
9	.65	.43	.79	.63		
10	.63	.40				
Varianza Explicada	.51		.45		.53	
α	.89		.84		.85	
ω	.89		.84		.85	

Nota. N = 223; λ : carga factorial; h2: comunalidad; α : coeficiente alfa desde el modelo del factor común; ω : coeficiente omega.

Para todas las escalas se verifican cargas factoriales adecuadas ($> .30$), así como una consistencia interna óptima ($> .80$).

Análisis de homogeneidad de los ítems

Complementariamente, se analizó la homogeneidad de los ítems mediante la correlación

ítem-total corregida. Los resultados se exponen en la Tabla 3.

Tabla 3
Correlación Ítem-Total (I-T) y coeficiente α si se elimina el elemento.

Ítems	Expectativa de Resultado		Apoyo Percibido		Progreso en Metas	
	Correlación I-T	α si se elimina el elemento	Correlación I-T	α si se elimina el elemento	Correlación I-T	α si se elimina el elemento
1	.63	.87	.53	.83	.59	.78
2	.57	.88	.66	.81	.61	.78
3	.71	.87	.44	.83	.64	.78
4	.74	.86	.57	.82	.42	.85
5	.69	.87	.64	.81	.66	.78
6	.54	.88	.70	.81	.63	.78
7	.55	.88	.36	.84	.58	.79
8	.59	.87	.35	.84		
9	.61	.87	.72	.80		
10	.60	.87				

Análisis de validez de criterio

Finalmente, se evaluó la validez de criterio de los recursos sociocognitivos laborales mediante su relación con las dimensiones del burnout y del engagement, así como con las emociones positivas. Como puede apreciarse en la Tabla 4, fueron halladas correlaciones significativas y positivas entre los recursos sociocognitivos laborales por una parte, y el engagement y las emociones positivas por otra. Por el contrario, las correlaciones fueron negativas con el burnout. La mayoría de las correlaciones presentaron, además de significancia estadística, significancia práctica

(Fritz, Morris, & Richler 2012).

Tabla 4
Correlaciones bivariadas entre los factores de recursos sociocognitivos laborales estimados con los niveles de burnout, engagement, emociones positivas y satisfacción laboral.

	Progreso en Metas	Apoyo Percibido	Expectativas de Resultado
Emociones Positivas	.37**	.41**	.57**
Agotamiento	-.16*	-.31**	-.12
Cinismo	-.05	-.25**	.01
Despersonalización	-.20**	-.39**	-.42**
Dedicación	-.06	-.24**	-.18**
Absorción	.22**	.44**	.53**
Vigor	.21**	.38**	.49**

Nota. * $p < .05$; ** $p < .01$

Discusión

En el marco de la TSC, Lent (2008) planteó la existencia de una serie de constructos sociocognitivos que actuarían como recursos personales en el contexto organizacional y favorecerían la motivación y la salud de los trabajadores. Específicamente, el modelo formulado subraya el papel del apoyo social percibido, las emociones positivas, las creencias de autoeficacia, las expectativas de resultados y la percepción de progreso en las metas.

El presente proyecto tuvo como objetivo principal evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Apoyo Social Percibido, de la Escala de Expectativas de Resultados Organizacionales y de la Escala de Progreso en Metas Organizacionales en una muestra de trabajadores de Argentina. Los resultados obtenidos apoyan la unidimensionalidad de las escalas, de manera congruente con estudios previos (Lent et al.,

2003, 2005), su relación con los constructos teóricamente relevantes, y ofrecen indicadores de confiabilidad apropiados.

Respecto a la confiabilidad, en los análisis se han observado valores adecuados y óptimos de consistencia interna ($\alpha > .80$). En relación con las evidencias de validez, y en concordancia con el modelo de Lent (2008), los análisis dan cuenta de correlaciones significativas mayoritariamente moderadas y fuertes que indican una varianza compartida entre el 10 y el 38% con las dimensiones del burnout, el engagement y las emociones positivas. Los resultados obtenidos son coherentes con las hipótesis planteadas; de esta manera, se obtienen evidencias de validez con criterios externos. Desde los postulados iniciales de Bandura (1997), se indica que estos recursos sociocognitivos son una fuente importante de motivación, esfuerzo y perseverancia en las tareas, por lo cual era esperable que estas se relacionaran positivamente con el engagement y negativamente con el burnout. En efecto, los recursos se relacionan positivamente con las percepciones de dedicación, vigor y absorción en las tareas del trabajo (r entre .215 y .531). De manera opuesta, las variables se relacionan negativamente con el agotamiento, el cinismo y la despersonalización (r entre -.182 y -.421).

Si bien el tamaño muestral es adecuado, considerando la cantidad de ítems de cada instrumento analizado, se sugiere para futuros estudios ampliar la muestra. Por otro lado, las respuestas se caracterizan por situarse en el polo alto de las posibles respuestas para cada ítem (entre 7 y 10). Ante ello, sería conveniente implementar medidas de deseabilidad social para controlar la potencial impresión positiva que probablemente brinden los evaluados. De igual manera, a pesar de que los datos presentan una distribución asimétrica, se han obtenido adecuadas

propiedades psicométricas.

En síntesis, se brindan instrumentos con evidencias de validez y confiabilidad para la medición del apoyo social percibido, las expectativas de resultados y el progreso en metas en el ámbito del trabajo, aunque queda pendiente evaluar sus capacidades predictivas respecto a la satisfacción laboral (Lent et al., 2007). Se espera que este trabajo contribuya a un mayor desarrollo de las investigaciones de estos constructos sociocognitivos en el contexto laboral argentino en vista de su fortaleza conceptual y potencial aplicación en diversas áreas de la psicología.

Referencias

- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2007). The Job Demands-Resources model: State of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22(3), 309-328. doi: [10.1108/02683940710733115](https://doi.org/10.1108/02683940710733115)
- 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](https://doi.org/10.5093/tr2013a16)
- Bakker, A. B., Van Veldhoven, M., & Xanthopoulou, D. (2010). Beyond the Demand-Control model: Thriving on high job demands and resources. *Journal of Personnel Psychology*, 9(1), 3-16. doi: [10.1027/1866-5888/a000006](https://doi.org/10.1027/1866-5888/a000006)
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York, NY: W. H. Freeman.
- Caesens, G., & Stinglhamber, F. (2014). The relationship between perceived organizational support and work engagement: The role of self-efficacy and its outcomes. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 64(5), 259-267. doi: [10.1016/j.erap.2014.08.002](https://doi.org/10.1016/j.erap.2014.08.002)
- Castellano, E., Cifre, E., Spontón, C., Medrano, L. A., & Maffei, L. (2013). Emociones positivas y negativas en la predicción del burnout y engagement en el trabajo. *Revista Peruana de Psicología y Trabajo So-*

- cial*, 2(1), 75-88. Recuperado de <http://repositori.uji.es>
- Cheng, J. C., Chen, C. Y., Teng, H. Y., & Yen, C. H. (2016). Tour leaders' job crafting and job outcomes: The moderating role of perceived organizational support. *Tourism Management Perspectives*, 20, 19-29. doi: [10.1016/j.tmp.2016.06.001](https://doi.org/10.1016/j.tmp.2016.06.001)
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. doi: [10.1007/bf02310555](https://doi.org/10.1007/bf02310555)
- Dominguez-Lara, S. (2012). Propuesta para el cálculo del Alfa Ordinal y Theta de Armor. *Revista de Investigación en Psicología*, 15(1), 213-217. doi: [10.15381/rinvp.v15i1.3684](https://doi.org/10.15381/rinvp.v15i1.3684)
- Dominguez-Lara, S. A. (2016). Secretos del coeficiente alfa. *Actas Urológicas Españolas*, 40(7), 471. doi: [10.1016/j.acuro.2016.04.002](https://doi.org/10.1016/j.acuro.2016.04.002)
- Duffy, R. D., & Lent, R. W. (2009). Test of a social cognitive model of work satisfaction in teachers. *Journal of Vocational Behavior*, 75(2), 212-223. doi: [10.1016/j.jvb.2009.06.001](https://doi.org/10.1016/j.jvb.2009.06.001)
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, 30(3), 1170-1175. doi: [10.6018/analesps.30.3.199991](https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199991)
- Fritz, C. O., Morris, P. E., & Richler, J. J. (2012). Effect size estimates: Current use, calculations, and interpretation. *Journal of Experimental Psychology: General*, 141(1), 2-18. doi: [10.1037/a0024338](https://doi.org/10.1037/a0024338)
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. doi: [10.1007/bf02289447](https://doi.org/10.1007/bf02289447)
- Hülshager, U. R., & Maier, G. W. (2010). The careless or the conscientious: Who profits most from goal progress? *Journal of Vocational Behavior*, 77(2), 246-254. doi: [10.1016/j.jvb.2010.04.001](https://doi.org/10.1016/j.jvb.2010.04.001)
- Hyvönen, K., Feldt, T., Salmela-Aro, K., Kinnunen, U., & Mäkikangas, A. (2009). Young managers' drive to thrive: A personal work goal approach to burnout and work engagement. *Journal of Vocational Behavior*, 75(2), 183-196. doi: [10.1016/j.jvb.2009.04.002](https://doi.org/10.1016/j.jvb.2009.04.002)
- IBM Corp. (2011). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 20.0. [software de cómputo]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Islam, T., Khan, S. ur R., Ungku-Ahmad, U. N. B, Ali, G., Ahmed, I., & Bowra, Z. A. (2013). Turnover intentions: The influence of perceived organizational support and organizational commitment. *Procedia: Social and Behavioral Sciences*, 103, 1238-1242. doi: [10.1016/j.sbspro.2013.10.452](https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.10.452)
- Lent, R. W. (2004). Toward a unifying theoretical and practical perspective on well-being and psychosocial adjustment. *Journal of Counseling Psychology*, 51(4), 482-509. doi: [10.1037/0022-0167.51.4.482](https://doi.org/10.1037/0022-0167.51.4.482)
- Lent, R. W. (2008). Understanding and promoting work satisfaction. An integrative view. En S. D. Brown & R. W. Lent (Eds.), *Handbook of Counseling Psychology* (4^a ed., pp. 462-482). New York, NY: Wiley.
- Lent, R. W., & Brown, S. D. (2006). Integrating person and situation perspectives on work satisfaction: A social-cognitive view. *Journal of Vocational Behavior*, 69(2), 236-247. doi: [10.1016/j.jvb.2006.02.006](https://doi.org/10.1016/j.jvb.2006.02.006)
- Lent, R. W., & Brown, S. D. (2008). Social cognitive career theory and subjective well-being in the context of work. *Journal of Career Assessment*, 16(1), 6-21. doi: [10.1177/1069072707305769](https://doi.org/10.1177/1069072707305769)
- Lent, R. W., Brown, S. D., Schmidt, J., Brenner, B., Lyons, H., & Treistman, D. (2003). Relation of contextual supports and barriers to choice behavior in engineering majors: Test of alternative social cognitive models. *Journal of Counseling Psychology*, 50(4), 458-465. doi: [10.1037/0022-0167.50.4.458](https://doi.org/10.1037/0022-0167.50.4.458)
- Lent, R. W., Singley, D., Sheu, H. B., Gainor, K. A., Brenner, B. R., Treistman, D., & Ades, L. (2005). Social cognitive predictors of domain and life satisfaction: Exploring the theoretical precursors of subjective well-being. *Journal of Counseling Psychology*, 52(3), 429-442. doi: [10.1037/0022-0167.52.3.429](https://doi.org/10.1037/0022-0167.52.3.429)
- Lent, R. W., Singley, D., Sheu, H. B., Schmidt, J. A., &

- Schmidt, L. C. (2007). Relation of social-cognitive factors to academic satisfaction in engineering students. *Journal of Career Assessment, 15*(1), 87-97. doi: [10.1177/1069072706294518](https://doi.org/10.1177/1069072706294518)
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología, 30*(3), 1151-1169. doi: [10.6018/analesps.30.3.199361](https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361)
- 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. Recuperado de <http://revistas.javerianacali.edu.co/index.php/pensamientopsicologico>
- Maier, G. W., & Brunstein, J. C. (2001). The role of personal work goals in newcomers' job satisfaction and organizational commitment: A longitudinal analysis. *Journal of Applied Psychology, 86*(5), 1034-1042. doi: [10.1037/0021-9010.86.5.1034](https://doi.org/10.1037/0021-9010.86.5.1034)
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates. doi: [10.4324/9781410601087](https://doi.org/10.4324/9781410601087)
- Medrano, L. A., Pérez, E., & Fernandez-Liporace, M. (2014). Sistema de Evaluación Informatizado de la Satisfacción Académica para ingresantes a la universidad. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology, 12*(33), 541-562. doi: [10.25115/ejrep.33.13131](https://doi.org/10.25115/ejrep.33.13131)
- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 7*(3), 847-862. Recuperado de <http://www.aepc.es/ijchp/>
- Moriondo, M., De Palma, P., Medrano, L. A., & Murillo, P. (2012). Adaptación de la Escala de Afectividad Positiva y Negativa (PANAS) a la población de adultos de la ciudad de Córdoba: Análisis psicométricos preliminares. *Universitas Psychologica, 11*(1), 187-196. Recuperado de <http://www.redalyc.org>
- Riggle, R. J., Edmondson, D. R., & Hansen, J. D. (2009). A meta-analysis of the relationship between perceived organizational support and job outcomes: 20 years of research. *Journal of Business Research, 62*(10), 1027-1030. doi: [10.1016/j.jbusres.2008.05.003](https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2008.05.003)
- Singh, R., Fouad, N. A., Fitzpatrick, M. E., Liu, J. P., Cappart, K. J., & Figueiredo, C. (2013). Stemming the tide: Predicting women engineers' intentions to leave. *Journal of Vocational Behavior, 83*(3), 281-294. doi: [10.1016/j.jvb.2013.05.007](https://doi.org/10.1016/j.jvb.2013.05.007)
- Spontón, C., Maffei, L., Spontón, M., Medrano, L. A., & Castellano, E. (2011). Adaptación psicométrica del cuestionario de burnout MBI-GS a la población de trabajadores de Córdoba, Argentina. Manuscrito inédito.
- Spontón, C., Medrano, L. A., Maffei, L., Spontón, M., & Castellano, E. (2012). Validación psicométrica del cuestionario de engagement UWES a la población de trabajadores de Córdoba, Argentina. *Liberabit, 18*(2), 147-154. Recuperado de <http://revistalibera-bit.com/es/>
- Uppal, N. (2017). Moderation effects of perceived organizational support on curvilinear relationship between neuroticism and job performance. *Personality and Individual Differences, 105*, 47-53. doi: [10.1016/j.paid.2016.09.030](https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.09.030)
- Van Dierendonck, D. (2015). The influence of planning, support and self-concordance on goal progress and job satisfaction. *Evidence-based HRM: a Global Forum for Empirical Scholarship, 3*(3), 206-221. doi: [10.1108/EBHRM-04-2014-0013](https://doi.org/10.1108/EBHRM-04-2014-0013)
- Vatankhah, S., Javid, E., & Raoofi, A. (2017). Perceived organizational support as the mediator of the relationships between high-performance work practices and counter-productive work behavior: Evidence from airline industry. *Journal of Air Transport Management, 59*, 107-115. doi: [10.1016/j.jairtra-man.2016.12.001](https://doi.org/10.1016/j.jairtra-man.2016.12.001)
- Wöhrmann, A. M., Deller, J., & Wang, M. (2013). Outcome expectations and work design characteristics in post-retirement work planning. *Journal of Vo-*

cational Behavior, 83(3), 219-228. doi: [10.1016/j.jvb.2013.05.003](https://doi.org/10.1016/j.jvb.2013.05.003)

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](https://doi.org/10.1037/1072-5245.14.2.121)

Revisión de metodologías empleadas en los estudios factoriales de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff (versión en español)

Review of Methodologies Used in Factorial Studies of Ryff's Psychological Well-being Scales (Spanish Version)

Sergio Dominguez-Lara * ¹, Jhonatan S. Navarro-Loli ¹

1 - Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 29/11/2017 Revisado: 06/01/2018 Aceptado: 29/01/2018

Resumen

El objetivo de esta investigación fue realizar una revisión de la literatura para describir la metodología utilizada en estudios factoriales de la versión en español de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff (PWBS-E; Diaz et al., 2006). Se efectuó una búsqueda directa en bases de datos de estudios instrumentales que analizan la PWBS-E y se encontraron nueve artículos con información relevante. En cuanto a los estudios que emplean análisis factorial confirmatorio, se observaron diferencias respecto al software utilizado y a los métodos de estimación, pero la mayoría no indica el tipo de matriz de correlaciones utilizada. Del mismo modo, el grado en que se informan correlaciones interfactoriales y cargas factoriales es bajo y, en promedio, los índices de ajuste son menores a los límites aceptables. Dos de los tres estudios bajo un enfoque exploratorio destacan por el uso de análisis de componentes principales y rotación varimax, mientras que solo uno informa las cargas factoriales. De acuerdo a los resultados obtenidos, el uso de la puntuación total de la PWBS-E no está justificado. Se concluye que hay una falta de claridad con respecto a la estructura interna de la PWBS-E.

Palabras clave: bienestar, Escala de Bienestar Psicológico de Ryff, análisis factorial, revisión

Abstract

The aim of this investigation was to perform a literary review describing the methodology used in factorial studies of the Ryff's Psychological Well-Being Scales – Spanish Version (PWBS-E; Diaz et al., 2006). A direct search of digital databases for instrumental studies that analyze the PWBS-E identified nine papers providing relevant information. As for studies using confirmatory factor analysis, differences regarding software and estimation methods were observed, but the majority of them does not indicate which type of correlation matrix was used. Likewise, there is little reported on inter-factor correlations and factor loadings, and the fit indices are lower than the acceptable boundaries. Two out of three exploratory factor analysis studies use the principal components analysis and varimax rotation, while only one reports factor loadings. In general, the use of the PWBS-E total score is not justified. The study concludes about the lack of clarity of the PWBS-E internal structure.

Keywords: well-being, Ryff's Psychological Well-Being Scale, factor analysis, review

*Correspondencia a: Sergio Dominguez Lara. Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Av. Tomás Marsano 242 (5to piso), Lima 34 - Perú. Correo electrónico: sdominguezmpcs@gmail.com.

Cómo citar este artículo: Dominguez-Lara, S., & Navarro-Loli, J. S. (2018). Revisión de metodologías empleadas en los estudios factoriales de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff (versión en español). *Revista Evaluar*, 18(2), 17-30. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

El modelo de Bienestar Psicológico (BP) propuesto por Ryff (1989, 1995) ha tenido un impacto significativo en el mundo académico. Este planteamiento se basa en la concepción eudaemónica del bienestar, es decir, resalta aspectos vinculados con el potencial humano y el significado de la vida (Chen, Jing, Hayes, & Lee, 2013). Concretamente, se basa en la forma como el individuo afronta los retos y su rol en el crecimiento personal, así como en la forma de establecer relaciones armoniosas con los demás. En consecuencia, el instrumento derivado de estos planteamientos, la Psychological Well-Being Scale (PWBS; Ryff & Keyes, 1995), es uno de los más empleados a nivel mundial tanto en investigación básica como aplicada, dado el creciente interés en este tópico del conocimiento psicológico (Pérez-Verduzco & Laca-Arocena, 2017). La PWBS está compuesta por seis dimensiones: autoaceptación (AA), relaciones positivas con los otros (RPO), autonomía (AU), dominio del entorno (DE), propósito en la vida (PV) y crecimiento personal (CP); de los cuales, según las referencias originales, también es posible obtener una puntuación total. La PWBS es uno de los instrumentos más usados a nivel mundial (Abbott, Ploubidis, Huppert, Kuh, & Croudace, 2010); y por lo tanto, considerando su amplia difusión en el ámbito académico, es necesario que cumpla con algunos estándares para su utilización, como los propuestos por *The Standards for Educational and Psychological Testing* (AERA, APA, & NCME, 2014), y de metodología psicométrica recomendada actualmente.

El modelo de Ryff postula al BP como un constructo de orden superior, cuyas dimensiones se encuentran teóricamente diferenciadas. De este

modo, la correspondencia del BP con la PWBS implicaría que la correlación entre dimensiones es lo suficientemente elevada para indicar que existe relación empírica, pero no tanto como para sugerir multicolinealidad o solapamiento factorial. Por el contrario, una correlación de magnitud elevada ($r > .80$) sugeriría redundancia entre factores así como la posibilidad de que exista un factor general (FG) capaz de explicar esa variabilidad. Del mismo modo, y asociado a la idea anterior, al ser posible obtener e interpretar una puntuación total de la PWBS como se indicó anteriormente, es necesario que exista evidencia de la fortaleza de un FG denominado BP que pueda explicar satisfactoriamente la variabilidad de los ítems.

La PWBS ha sido traducida a múltiples idiomas, en español se cuenta con las versiones de Villar, Osuna, Solé y Triadó (2005); Triadó, Villar, Solé y Celdrán (2007) y con la de Díaz et al. (2006), cuya estructura factorial es similar a la de la original (Ryff & Keyes, 1995), aunque con 10 ítems menos. Esta versión ha sido usada hasta la fecha en múltiples investigaciones para la evaluación del BP. La versión de Díaz et al. (2006), en comparación con las de Villar et al. (2005) y Triadó et al. (2007), cuenta con estudios instrumentales realizados en países de habla hispana en los que se evaluaron sus propiedades psicométricas mediante un enfoque analítico factorial a fin de obtener evidencias dentro del marco actual de validez (Ríos & Wells, 2014), mediante estrategias confirmatorias o exploratorias (Ríos & Wells, 2014) y mediante modelos bifactor (Canivez, 2016; Reise, 2012), aunque con resultados heterogéneos respecto a diversos indicadores psicométricos relevantes para dichos métodos.

Por ello, el objetivo del presente estudio fue realizar una revisión de estudios instrumentales a fin de describir la metodología utilizada para analizar la dimensionalidad de la PWBS-E en

investigaciones de corte psicométrico realizadas con la versión de [Díaz et al. \(2006\)](#).

Método

Diseño

Se trata de una revisión de las características de los estudios analítico-factoriales llevados a cabo con la adaptación española del PWBS (PWBS-E; [Díaz et al., 2006](#)).

Criterios de inclusión

Se consideraron estudios instrumentales en idioma inglés y español ([Ato, López, & Benavente, 2013](#)) que analizan la estructura interna de la adaptación al español del PWBS de [Díaz et al. \(2006\)](#). No se establecieron restricciones con respecto al año de publicación, ubicación geográfica, ni tipo de muestra evaluada.

Búsqueda de literatura

La búsqueda se realizó durante el mes de Octubre del año 2017 en la base de datos de SCOPUS y en un motor de búsqueda general (Google Scholar). Se utilizaron como palabras clave *propiedades psicométricas, psychometrics properties, validez, validity, Escala de Bienestar Psicológico Ryff, Psychological Well-being Scales Ryff, Díaz*; aludiendo a los procedimientos para realizar el análisis de la dimensionalidad, nombre del instrumento y al autor de la adaptación española.

Información por considerar

En el marco de las revisiones sistemáticas y estudios metaanalíticos existen guías especializadas que brindan criterios orientativos para recopilar información, como el COSMIN ([Mokkink et al., 2012](#)), pero estos están orientados a aspectos generales de cada sección del artículo y no abarcan las particularidades de las estrategias de análisis factorial. En este sentido, se utilizaron como referencia estudios destinados a las características de las aplicaciones del análisis factorial ([Izquierdo, Olea, & Abad, 2014](#); [Jackson, Gillaspay, & Purc-Stephenson, 2009](#)).

De forma general, el proceso de revisión y codificación de los artículos seleccionados se realizó por los dos autores solicitando la colaboración de un investigador cuando existía algún tipo de discrepancia entre los revisores. De los artículos se consideró la nacionalidad de la muestra, grupo etario y tamaño muestral. Dado que se esperaba encontrar artículos con base tanto en análisis factorial exploratorio (AFE) como confirmatorio (AFC), los criterios para cada tipo fueron diferenciados. En relación con el AFC, se recolectó información sobre el programa estadístico usado, matriz de correlaciones (Pearson o Policóricas), método de estimación, índices de ajuste usados, magnitud de correlaciones interfactoriales, modelo jerárquico evaluado, eliminación de ítems y selección del mejor modelo. En cuanto al AFE, se recabó información sobre el programa estadístico usado, matriz de correlaciones (Pearson o Policóricas), análisis preliminares (KMO, test de Bartlett), método de estimación, criterio para determinar el número de factores, tipo de rotación, magnitud de correlaciones interfactoriales y eliminación de ítems.

Resultados

Resultado de la búsqueda

Fueron hallados en SCOPUS un total de 123 estudios que citan la adaptación, mientras que la cifra de citas se elevó a 495 en Google Scholar. De estos, fueron seleccionados 9 manuscritos por cumplir con las especificaciones previas (estudio instrumental con base en la

PWBS-E de Díaz et al., 2006), de los cuales seis usaron únicamente AFC, un estudio solo AFE, mientras dos de ellos ejecutaron inicialmente AFE y posteriormente AFC.

Estudios bajo un enfoque confirmatorio

Referente a los estudios de enfoque confirmatorio, el software más utilizado en los estudios es el AMOS (37.5%), mientras que el grupo etario más frecuente es el de adultos, y la

Tabla 1a

Caracterización de los estudios bajo un enfoque factorial confirmatorio.

Estudio	País	Grupo etario (tamaño muestral)				Programa estadístico					Matriz de correlaciones			Método de estimación			
		AD	UNIV	ADU	ADUM	AMOS	LISREL	EQS	Mplus	NI	Pearson	Policórica	NI	ML	ML-R	WLSMV	NI
1	España/Colombia			919				X			X				X		
2	Chile	335				X							X	X			
3	Chile		691				X						X	X			
4	México		447	256					X				X		X		
5	Chile			1346	300						X		X				X
6	Argentina		465			X							X				X
7	Chile			300						X			X				X
8	España		701			X							X	X			

Nota. 1 Van Dierendonck et al. (2008); 2. Gallardo-Cuadra y Moyano-Díaz (2012); 3. Véliz-Burgos (2012); 4. Medina-Calvillo, Gutiérrez-Hernández y Padrós-Blázquez (2013); 5. Vera-Villaruel, Urzúa, Silva, Pavez, y Celis-Atenas (2013); 6. Reyna, Delfino, y Mele (2013); 7. Chitgian-Urzúa et al. (2013); 8. Freire et al. (2017). AD: Adolescentes; UNIV: Universitarios; ADU: Adultos; ADUM: Adultos mayores; NI: No informa; ML: Máxima verosimilitud; ML-R: Máxima verosimilitud-robusto; WLSMV: Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted.

Tabla 1b

Caracterización de los estudios bajo un enfoque factorial confirmatorio.

Estudio	País	Índices de ajuste (del mejor modelo)								Magnitud de las cargas factoriales		Magnitud de las correlaciones			Modelo jerárquico		Elimina ítems		Mejor modelo
		χ^2	SB- χ^2	CFI	NNFI	TLI	GFI	RMSEA	SRMR	Sí	NI	VL	PO	NI	BIF	2DO	No	Sí	
1	España/Colombia	1898.3		.820		.930		.070		X	X				X		X	6F + 1DO	
2	Chile	1177.8		.790			.059	.071		X	X				X		X	6F	
3	Chile	2569.15		.950	.940		.068	.060	X		X					X		6F	
4	México		847.05	.711			.072	.080		X		X			X		X	6F	
5	Chile	1100.775		.829	.768		.845	.065	.062		X		X		X	X	X	6F	
6	Argentina	1224.653		.823	.729		.859	.054	.076		X		X				X	6F	
7	Chile	896.868		.814	.724		.811	.071	.077		X		X		X	X	X	Mal ajuste	
8	España	476.29		.910		.89	.93	.060		X*				X	X		X	4F	

Nota. 1. Van Dierendonck et al. (2008); 2. Gallardo-Cuadra y Moyano-Díaz (2012); 3. Véliz-Burgos (2012); 4. Medina-Calvillo et al. (2013); 5. Vera-Villaruel et al. (2013); 6. Reyna et al. (2013); 7. Chitgian-Urzúa et al. (2013); 8. Freire et al. (2017). NI: No informa; VL: Variables latentes; PO: Puntuaciones observadas; BIF: Bifactor; 2DO: de segundo orden; 6F: modelo de seis factores oblicuos; 1DO: un factor de orden superior; *: solo se informa del modelo reespecificado (17 ítems).

nacionalidad de los participantes, chilena (Tabla 1). En cuanto a las características del AFC, la matriz de correlación solo ha sido informada en el estudio de [Van Dierendonck, Díaz, Rodríguez-Carvajal, Blanco y Moreno-Jiménez \(2008\)](#), mientras que el método de estimación más utilizado es el de máxima verosimilitud (37.5%), además, hay el mismo porcentaje de estudios que no informan el método de estimación (Tabla 1).

La información recopilada sobre los índices de ajuste indica que solo un estudio ([Véliz-Burgos, 2012](#)) presenta valores que pueden ser considerados como aceptables siguiendo los estándares tradicionales para su interpretación ($CFI > .95$; $RMSEA < .06$; $SRMR < .08$; Hu & Bentler, 1999), y entre los cinco estudios

que postulan que el modelo de seis factores es mejor que los competidores, los índices no son adecuados siguiendo las directrices mencionadas ($CFI_{promedio} = .821$; $RMSEA_{promedio} = .064$; $SRMR_{promedio} = .070$), mientras que solo los estudios de [Chitgian-Urzúa, Urzúa y Vera-Villaruel \(2013\)](#); ($CFI = .814$; $RMSEA = .071$; $SRMR = .077$) y [Freire, Ferradas, Núñez y Valle \(2017\)](#); ($CFI = .84$; $RMSEA = .06$) evaluaron desfavorablemente el modelo de seis factores con base en sus índices de ajuste (Tabla 1).

Con respecto al reporte de las cargas factoriales, solo dos estudios brindaron esa información de la versión completa de la escala, uno a nivel de ítems ([Véliz-Burgos, 2012](#)), y otro de la versión final luego de eliminar ítems ([Freire](#)

Tabla 2

Magnitud de las correlaciones interfactoriales (variables latentes) de los modelos oblicuos (AFC).

	Estudio 1 ^a	Estudio 2 ^b	Estudio 3 ^a	Promedio
AA-RP	.59	.562	.69	.614
AA-AU	.58	.486	.62	.562
AA-DO	.89	.960	.93	.927
AA-PR	.97	.854	.80	.875
AA-CR	.74	.656	.97	.789
RP-AU	.38	.342	.55	.424
RP-DO	.59	.535	.72	.615
RP-PR	.63	.376	.53	.512
RP-CR	.49	.522	.57	.527
AU-DO	.58	.624	.78	.661
AU-PR	.62	.560	.48	.553
AU-CR	.48	.497	.55	.509
DO-PR	.96	.981	.90	.947
DO-CR	.74	.939	.93	.87
PR-CR	.79	.757	.84	.796
AA-G	.95			
RP-G	.62			
AU-G	.61			
DO-G	.94			
PR-G	1.00			
CR-G	.78			

Nota. 1. [Van Dierendonck et al. \(2008\)](#); 2. [Gallardo-Cuadra y Moyano-Díaz \(2012\)](#); 3. [Véliz-Burgos \(2012\)](#); AA: Autoaceptación; RP: Relaciones positivas con los otros; AU: Autonomía; DO: Dominio del entorno; PR: Propósito en la vida; CR: Crecimiento personal; G: Factor general de segundo orden; ^a: Informaron dos decimales; ^b: Informaron tres decimales.

et al., 2017).

Asimismo, solo un 37.5% de los estudios analizó las correlaciones interfactoriales (CI) con las variables latentes y un estudio analizó estas correlaciones a nivel de las puntuaciones observadas, mientras que el resto no presenta información al respecto. En cuanto a las CI observadas, los valores promedio se encuentran en el rango comprendido entre .424 y .947 (Tabla 2) Otro aspecto relevante es el análisis de los modelos jerárquicos. La PWBS sustenta el uso de una puntuación general sobre la base de un modelo jerárquico indirecto (de segundo orden). Seis estudios (de los nueve que usaron AFC) condujeron dicho análisis (Tabla 1); y de estos, solo uno (Van Dierendonck et al., 2008) reportó los coeficientes de configuración que indican la influencia del factor general sobre los factores específicos (Tabla 2).

Fue realizado un re-análisis de la confiabilidad del constructo evaluada con el coeficiente omega (ω ; McDonald, 1999) con la información brindada en la Tabla 5 de Véliz-Burgos (2012) y Tabla 5 de Freire et al. (2017). Del total (10), solo cinco coeficientes presentan magnitudes que podrían considerarse como aceptables ($\omega > .70$).

Tabla 3

Re-análisis de la confiabilidad del constructo.

	Estudio 1	Estudio 2
AU	.691	.786
RP	.745	
AA	.800	
DO	.615	.600
PR	.784	.745
CR	.664	.690

Nota. 1. Véliz-Burgos (2012); **2.** Freire et al. (2017); AA: Autoaceptación; RP: Relaciones positivas con los otros; AU: Autonomía; DO: Dominio del entorno; PR: Propósito en la vida; CR: Crecimiento personal.

Estudios bajo un enfoque exploratorio

El software estadístico utilizado con mayor frecuencia es el SPSS® (IBM Corp.). El 66% de los estudios realiza análisis preliminares a través del KMO y el Test de Bartlett. En ninguno de los estudios se indica el tipo de matriz utilizada en el AFE, mientras que el método de estimación de máxima verosimilitud fue utilizado en un estudio, el análisis por componentes principales (ACP) fue utilizado en otro y ambos en un tercero. Respecto al criterio para la determinación del número de factores, en un estudio se utilizó el porcentaje de varianza, en otro la regla del autovalor > 1 y en otro ambos criterios. Las rotaciones utilizadas fueron ortogonales (varimax) en un 66%, solo un estudio reporta rotación oblicua. En dos de los tres estudios se informan las cargas factoriales (Loera-Malvaez, Balcázar-Nava, Trejo-González, Gurrola-Peña, & Bonilla-Muñoz, 2008; Véliz-Burgos, 2012; Tabla 4).

Un análisis complementario con los datos disponibles de Loera-Malvaez et al. (2008) y Véliz-Burgos (2012), indica que al comparar los resultados de la regla de autovalor > 1 con respecto a la cantidad de factores extraídos siguiendo el análisis paralelo (Horn, 1965), es posible detectar una leve sobre-extracción. Dicho análisis fue orientado con la metodología empleada en otro manuscrito (Merino-Soto & Dominguez-Lara, 2015; Tabla 5)

Por otro lado, fue analizada la simplicidad factorial con los datos presentados en la Tabla 4 de Véliz-Burgos (2012) utilizando el índice de simplicidad factorial (ISF; Coe & Merino-Soto, 2003), aceptando $ISF \geq .65$ como un criterio flexible para indicar que el ítem está aceptablemente influido por un solo factor. El análisis llevado a cabo indica que solo el 41% cumple con ese criterio (15 ítems de 37), pero cuando los espacios vacíos (cargas omitidas en

el reporte de Véliz-Burgos, 2012) se completan con un valor tan bajo como .10 (ya que es poco probable que las cargas en los casilleros sean

nulas), el porcentaje se reduce a 27% (10 ítems de 37, Tabla 6).

Tabla 4a

Caracterización de los estudios bajo un enfoque factorial exploratorio.

Estudio	País	Grupo etario (tamaño muestral)				Programa estadístico		Matriz de correlaciones		Análisis preliminares		Estimación		Criterio para determinar número de factores	
		AD	UNIV	SPSS	NI	NI	NI	KMO	Test de Bartlett	NI	ML	ACP	Valor Eigen > 1	%VE	
1	México	208		X		X				X		X	X		
2	Chile		691	X		X	X	X			X		X	X	
3	Argentina		465		X	X	X	X		X	X			X	

Nota. 1. Loera-Malvaez et al. (2008); 2. Véliz-Burgos (2012); 3. Reyna et al. (2013); AD: Adolescentes; UNIV: Universitarios; NI: No informa; ML: Máxima verosimilitud; ACP: Análisis de componentes principales; %VE: Porcentaje de varianza explicada.

Tabla 4b

Caracterización de los estudios bajo un enfoque factorial exploratorio.

Estudio	País	Rotación		Magnitud de las cargas factoriales		Magnitud de las correlaciones		Elimina ítems		Comentario
		ORT	OBL	SÍ	NI	No	Sí (baja carga factorial)	Sí (bajo r_{itc})		
1	México	Varimax		X		No aplica	X			
2	Chile		Oblimin	X		No informa		X		luego del AFE ejecuta AFC
3	Argentina	Varimax			X	No aplica	X			luego del AFE ejecuta AFC

Nota. 1. Loera-Malvaez et al. (2008); 2. Véliz-Burgos (2012); 3. Reyna et al. (2013); ORT: Ortogonal; OBL: Oblicua; r_{itc} : Correlación ítem-total corregida.

Tabla 5

Re-análisis de la dimensionalidad en los estudios un enfoque factorial exploratorio.

	Estudio 1			Estudio 2	
	Valor Eigen real	Valor Eigen aleatorio		Valor Eigen real	Valor Eigen aleatorio
Componente 1	10.789	2.045	Factor 1	9.6	1.516
Componente 2	2.463	1.911	Factor 2	2.4	1.449
Componente 3	1.776	1.811	Factor 3	1.84	1.405
Componente 4	1.564	1.727	Factor 4	1.48	1.365
			Factor 5	1.31	1.331
			Factor 6	1.17	1.300

Nota. 1. Loera-Malvaez et al. (2008); 2. Véliz-Burgos (2012).

Tabla 6Re-análisis de la simplicidad factorial en [Véliz-Burgos \(2012\)](#).

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	ISF^a	ISF^b
Ítem 1	.717			-.345		.325	.661	.623
Ítem 2	.306	.392	.345	-.595			.444	.420
Ítem 3					.621		1.000	.862
Ítem 4		.596					1.000	.852
Ítem 5	.381	.495	.498	-.391	.314		.258	.246
Ítem 6	.400		.376		.404	.446	.324	.296
Ítem 7	.607		.392	-.369	.568	.465	.274	.266
Ítem 8				-.612			1.000	.859
Ítem 9		.558					1.000	.834
Ítem 11	.506					.424	.647	.566
Ítem 12	.528		.352		.418	.473	.353	.331
Ítem 13	.451	.444	.341	-.320	.326		.252	.238
Ítem 14				-.525			1.000	.816
Ítem 15		.450			.318		.683	.570
Ítem 16							NC	NC
Ítem 17	.752				.313	.333	.696	.659
Ítem 18	.657		.350		.309	.361	.499	.476
Ítem 19	.567		.333	-.323	.616	.383	.332	.323
Ítem 20	.313	.338		-.586			.589	.541
Ítem 21		.317			.545		.739	.647
Ítem 22	.348	.435	.418	-.383			.329	.300
Ítem 23	.515		.550		.390	.430	.348	.328
Ítem 24			.315		.380	.398	.463	.401
Ítem 25	.536	.408	.580	-.313			.393	.373
Ítem 26		.330	.363	-.563			.548	.502
Ítem 27		.409	.317	-.327	.373		.336	.301
Ítem 28	.388	.303	.406		.430	.498	.249	.236
Ítem 29	.302		.810		.313	.353	.626	.607
Ítem 30			.523				1.000	.815
Ítem 31	.667		.512		.425	.461	.376	.360
Ítem 32	.378			-.418		.349	.457	.400
Ítem 33		.53	.338				.712	.621
Ítem 35						.332	1.000	.626
Ítem 36		.326	.334				.633	.486
Ítem 37	.428					.678	.715	.657
Ítem 38	.448		.337		.349	.703	.483	.464
Ítem 39						.414	1.000	.729

Nota. en negrita: ISF \geq .65; ^a: ISF obtenidos con los datos de [Véliz-Burgos \(2012\)](#); ^b: ISF obtenidos considerando .10 en los espacios en blanco; NC: No calculado.

Discusión

Esta revisión de estudios instrumentales evidencia cómo ha sido estudiada la estructura interna de la versión en español de la PWBS. Si bien en otros espacios se hace mención a algunos problemas en la dimensionalidad de la PWBS (p. ej., [Chen et al., 2013](#); [Vera-Villaruel et al. 2013](#)), aquellos resultados no brindan un panorama general sobre la forma en que se han estado conduciendo los estudios instrumentales. Los siguientes párrafos resumen los hallazgos más sobresalientes.

En relación con los análisis basados en el AFC, solo una investigación informó el tipo de correlación utilizada. Una de las fuentes para la elección del tipo de matriz por utilizar es el tipo de respuesta de los ítems ([Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014](#)). Por el tipo de escalamiento ordinal de los ítems de la PWBS (seis opciones de respuesta) se puede asumir que se trata de una variable cuantitativa (> 5 opciones; [Lozano, García-Cueto, & Muñiz, 2008](#)), esto puede resultar cuestionable ya que otros aspectos que intervienen son la dispersión y asimetría de los datos, así como las opciones de respuesta efectivas, es decir, las que fueron utilizadas. Cabe recalcar esto ya que la mera existencia de seis opciones no garantiza que todas sean usadas en cantidades aceptables y, por ende, pueden aparecer efectos de techo o piso. Incluso, atendiendo estas características, en ocasiones los escalamientos de cinco o seis opciones suponen medidas ordinales ([Bowen & Masa, 2015](#); [Verdam, Oort, & Sprangers, 2016](#)). Por ello, es necesario informar aspectos descriptivos de los ítems que permitan conocer su comportamiento de forma más precisa ([Malgady, 2007](#)).

En cuanto a las correlaciones interfactoriales promedio encontradas, y pese a su escaso reporte

(37.5% de los estudios que usaron AFC), se deduce que existe multicolinealidad entre muchas dimensiones ($r > .80$). Esta situación se asocia con la presencia de complejidad factorial ([Graham, Guthrie, & Thompson, 2003](#)) relacionada con los coeficientes de estructura, así como a potenciales malas especificaciones ([Hu & Bentler, 1998](#)) vinculadas a cargas cruzadas o a correlaciones interfactoriales tan elevadas que harían más congruente considerar, en esencia, un solo factor en lugar de dos (o más), y que dicha estructura multifactorial no sea relevante para la descripción del constructo medido.

Este aspecto lleva a retomar la discusión relacionada con las magnitudes de algunos índices de ajuste informados, ya que aunque los promedios del RMSEA y del SRMR no se alejen significativamente de los estándares mínimos, el RMSEA no es sensible a las cargas cruzadas omitidas ([Savalei, 2012](#)) y tiende a mostrar magnitudes más aceptables mientras más indicadores observables (ítems) existan sin importar el grado de mala especificación que posea el modelo ([Kenny & McCoach, 2003](#)), mientras que el CFI se mantiene estable. Asimismo, el SRMR tiende a mostrar valores aceptables incluso en modelos mal especificados basados en una estructura compleja ([Marsh, Hau, & Wen, 2004](#)), como la de la PWBS. A pesar de su importancia, no es conveniente concluir solo con base en los índices de ajuste ([Dominguez-Lara, 2016](#)), ya que existen otros aspectos a evaluar en el análisis de la estructura interna (p. ej., malas especificaciones; [Hu & Bentler, 1998](#)).

El análisis jerárquico predominante en la PWBS es el modelo jerárquico indirecto (de segundo orden), cuando lo adecuado es el empleo de un modelo jerárquico directo (bifactor) para sustentar el uso de una puntuación general ([Dominguez-Lara & Rodriguez, 2017](#)), sobre todo en el caso de la PWBS debido a la interpretación

de una puntuación general postulada por los autores del instrumento, así como a la presencia de multicolinealidad y complejidad factorial. El modelo bifactor capitaliza de forma más precisa la influencia del factor general sobre los ítems mediante distintos indicadores estadísticos (Rodríguez, Reise, & Haviland, 2016), a diferencia del modelo indirecto que no informa sobre la influencia del factor general y, en consecuencia, no permite derivar conclusiones respecto al uso de una puntuación general (Canivez, 2016).

Como aspecto complementario, la confiabilidad de las puntuaciones informadas en las investigaciones fue estimada mediante el coeficiente alfa de Cronbach. No obstante, no han sido presentados resultados que acrediten el cumplimiento de las condiciones necesarias para su utilización, como por ejemplo el modelo de medición de equivalencia-tau (Dunn, Baguley, & Brunsten, 2014). Se ha verificado que la estimación del coeficiente alfa de Cronbach bajo violación del supuesto de equivalencia tau genera una subestimación del valor real de la confiabilidad; por este motivo, el coeficiente alfa de Cronbach sería su límite inferior (Eisinga, te Grotenhuis, & Pelzer, 2013; Raykov, 1997). En este marco, se estimó el coeficiente omega (ω ; McDonald, 1999), el cual es más preciso en supuestos de medición congénicos (Dunn et al., 2014). De este modo, los coeficientes hallados indicarían que las dimensiones analizadas no reflejan de forma confiable el constructo que evalúan.

Con respecto a los análisis con base en el AFE, aunque fueron solo tres trabajos, se destaca el uso de procedimientos que la literatura psicométrica desestima por limitaciones intrínsecas, como el uso de ACP y la regla del autovalor > 1 (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014); en uno de ellos (Loera-Malvaez et

al., 2008) ambos procedimientos coinciden con la rotación varimax, lo que deriva en el paquete conocido como *Little Jiffy* (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2016). Por otro lado, dos estudios (Reyna et al., 2013; Véliz-Burgos, 2012) usan de forma consecutiva AFE y AFC con la misma muestra, lo que constituye un procedimiento no recomendado ya que es poco probable que un AFC no valide la solución resultante de AFE en un mismo grupo (Pérez-Gil, Chacón-Moscoso, & Moreno-Rodríguez, 2000). Finalmente, la ausencia del análisis de la simplicidad factorial priva de una interpretación más pormenorizada sobre el grado de representatividad de los ítems con respecto al constructo que se pretende evaluar.

Los resultados presentados no se alejan de lo observado en otras revisiones respecto a los usos del AF en el análisis de instrumentos de medición. Por ejemplo, en el caso del AFE, el reporte de la matriz de correlaciones es mínimo, el ACP se aplica en más de la mitad de los análisis (58.1%), y la regla del autovalor > 1 es la más usada (20.8%; Izquierdo et al., 2014). Del mismo modo, en cuanto al AFC, el reporte de correlaciones interfactoriales y la ausencia del reporte de cargas factoriales son cercanos al 50% (Jackson et al., 2009). No obstante, al tratarse de un instrumento en particular (PWBS) se espera cierta uniformidad en cuanto a los procedimientos empleados. Con todo, los re-análisis llevados a cabo brindan evidencia adicional de los potenciales problemas delineados anteriormente, ya que se aprecia que la extracción de seis factores parece no ser necesaria, y la complejidad factorial observada lo confirma. Si a esto se le añade lo concerniente a las elevadas correlaciones interfactoriales, mal ajuste del modelo de seis factores, y los indicadores de confiabilidad del constructo de magnitudes limítrofes, es necesario entonces revisar algunas asunciones básicas del desarrollo teórico del instrumento (Stanley & Edwards,

2016), de estructura (p. ej., Padrós-Blásquez, Herrera-Guzmán, & Gudayol-Ferré, 2012) o, en su defecto, derivar versiones breves pero estructuralmente más robustas (p. ej., mediante la selección de ítems con mayor identificación con el factor específico que con el FG), que permitan evaluar de forma válida las dimensiones que postula Ryff.

En conclusión, se observa que algunas prácticas no contribuyen a una lectura completa de los resultados (p. ej., omisión de la información sobre cargas factoriales), perpetúan el uso de procedimientos no recomendados (p. ej., uso del Little Jiffy) o no brindan información suficiente para el manejo de las puntuaciones totales (p. ej., ausencia de información sobre modelos bifactor). A su vez, un aspecto a destacar es el estudio del efecto del método asociado a los ítems invertidos que no fue informado en ninguno de los estudios revisados, aunque sí se observa en otras versiones de la PWBS (Tomas, Meléndez, Oliver, Navarro, & Zaragoza, 2010), y resulta importante conocer el impacto del fraseo de los ítems. Por estos motivos, aún no existiría claridad respecto a la estructura interna de la PWBS-E. Cabe precisar que una limitación del estudio es que no se realizó la búsqueda en bases de datos como PsycInfo y Web of Science, en las que se encuentran revistas especializadas y de alto impacto a la comunidad científico psicológica, debido a que no se contó con acceso a las mismas.

Por último, cabe resaltar que el presente estudio es el primero en Sudamérica orientado a la revisión de estudios psicométricos sobre la dimensionalidad de un instrumento específico. En otras latitudes se han realizado estudios de revisión sistemática y se han obtenido resultados interesantes, aunque abordando tópicos generales (p. ej., Alberts, Hadjistavropoulos, Jones, & Sharpe, 2013). En tal sentido, se recomienda implementar esta práctica con otros instrumentos

que, en su momento, han sido reportados como los de mayor uso en Latinoamérica (Prieto, Muñiz, Almeida, & Bartram, 1999), sobre todo con aquellos usados para toma de decisiones en contextos profesionales.

Referencias

- Abbott, R. A., Ploubidis, G. B., Huppert, F. A., Kuh, D., & Croudace, T. J. (2010). An evaluation of the precision of measurement of Ryff's Psychological Well-Being Scales in a population sample. *Social Indicators Research*, 97(3), 357-373. doi: 10.1007/s11205-009-9506-x
- Alberts, N. M., Hadjistavropoulos, H. D., Jones, S. L., & Sharpe, D. (2013). The Short Health Anxiety Inventory: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Anxiety Disorders*, 27(1), 68-78. doi: 10.1016/j.janxdis.2012.10.009
- 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. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. doi: 10.6018/analesps.29.3.178511
- Bowen, N. K., & Masa, R. D. (2015). Conducting measurement invariance tests with ordinal data: A guide for social work researchers. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 6(2), 229-249. doi: 10.1086/681607
- Canivez, G. L. (2016). Bifactor modeling in construct validation of multifaceted tests: Implications for multidimensionality and test interpretation. En K. Schweizer & C. DiStefano (Eds.), *Principles and methods of test construction: Standards and recent advancements* (pp. 247-271). Göttingen, Germany: Hogrefe. doi: 10.1027/00449-000

- Chen, F. F., Jing, Y., Hayes, A., & Lee, J. M. (2013). Two concepts or two approaches? A bifactor analysis of psychological and subjective well-being. *Journal of Happiness Studies*, 14(3), 1033-1068. doi: 10.1007/s10902-012-9367-x
- Chitgian-Urzúa, V., Urzúa, A., & Vera-Villarroel, P. (2013). Análisis preliminar de las Escalas de Bienestar Psicológico en población chilena. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 22(1), 5-14. Recuperado de <http://www.clinicapsicologica.org.ar>
- Coe, R., & Merino-Soto, C. (2003). Medidas de simplicidad y ajuste factorial: Un enfoque para la construcción y revisión de escalas derivadas factorialmente. *Revista de Psicología*, 21(1), 252-266. Recuperado de <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/3722>
- Díaz, D., Rodríguez-Carvajal, R., Blanco, A., Moreno-Jiménez, B., Gallardo, I., Valle, C., & Van Dierendonck, D. (2006). Adaptación española de las Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff. *Psicothema*, 18(3), 572-577. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Dominguez-Lara, S. A. (2016). 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
- Dominguez-Lara, S. A., & Merino-Soto, C. (2016). Sobre o uso do Little Jiffy na validação dos testes: Comentários a Ávila e colaboradores. *Jornal Brasileiro de Psiquiatria*, 65(2), 196-197. doi: 10.1590/0047-2085000000123
- Dominguez-Lara, S. A., & Rodriguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones. Revista de Avances en Psicología*, 3(2), 59-65. doi: 10.24016/2017.v3n2.51
- 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
- Eisinga, R., Te Grotenhuis, M., & Pelzer, B. (2013). The reliability of a two-item scale: Pearson, Cronbach, or Spearman-Brown. *International Journal of Public Health*, 58(4), 637-642. doi: 10.1007/s00038-012-0416-3
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. Recuperado de www.papelesdelpsicologo.es
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, 30(3), 1170-1175. doi: 10.6018/analesps.30.3.199991
- Freire, C., Ferradás, M. del M., Núñez, J. C., & Valle, A. (2017). Estructura factorial de las Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff en estudiantes universitarios. *European Journal of Education and Psychology*, 10(1), 1-8. doi: 10.1016/j.ejeps.2016.10.001
- Gallardo-Cuadra, I., & Moyano-Díaz, E. (2012). Análisis psicométrico de las escalas Ryff (versión española) en una muestra de adolescentes chilenos. *Universitas Psychologica*, 11(3), 931-939. Recuperado de <http://revistas.javeriana.edu.co/index.php/revPsycho/index/>
- Graham, J. M., Guthrie, A. C., & Thompson, B. (2003). Consequences of not interpreting structure coefficients in published CFA research: A reminder. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 10(1), 142-153. doi: 10.1207/S15328007SEM1001_7
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. doi: 10.1007/BF02289447
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453. doi: 10.1037/1082-989X.3.4.424
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118

- IBM Corp. IBM SPSS Statistics for Windows [software de cómputo]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Izquierdo, I., Olea, J., & Abad, F. J. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, 26(3), 395-400. Recuperado de <http://www.psicothema.com/>
- Jackson, D. L., Gillaspay, J. A., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. *Psychological Methods*, 14(1), 6-23. doi: 10.1037/a0014694
- Kenny, D. A., & McCoach, D. B. (2003). Effect of the number of variables on measures of fit in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 10(3), 333-351. doi: 10.1207/S15328007SEM1003_1
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Loera-Malvaez, N., Balcázar-Nava, P., Trejo-González, L., Gurrola-Peña, G. M., & Bonilla-Muñoz, M. P. (2008). Adaptación de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff en adolescentes preuniversitarios. *Revista Neurología, Neurocirugía y Psiquiatría*, 41(3-4), 90-97. Recuperado de <http://www.medigraphic.com/cgi-bin/new/publicaciones.cgi?IDREVISTA=96>
- Lozano, L. M., García-Cueto, E., & Muñoz, J. (2008). Effect of the number of response categories on the reliability and validity of rating scales. Methodology. *European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*, 4(2), 73-79. doi: 10.1027/1614-2241.4.2.73
- Malgady, R. G. (2007). How skewed 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
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), 320-341. doi: 10.1207/s15328007sem1103_2
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, N.J.: L. Erlbaum Associates.
- Medina-Calvillo, M. A., Gutiérrez-Hernández, C. Y., & Padrós-Blázquez, F. (2013). Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff en población mexicana. *Revista Educación Desarrollo*, 27, 25-30. Recuperado de http://www.cucs.udg.mx/revistas/edu_desarrollo/index.php
- Merino-Soto, C., & Domínguez-Lara, S. (2015). Sobre la elección del número de factores en estudios psicométricos en la Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1320-1322. Recuperado de <http://revistaumanizales.cinde.org.co/>
- Mokkink, L. B., Terwee, C. B., Patrick, D. L., Alonso, J., Stratford, P. W., Knol, D. L. ... de Vet, H. C. W. (2012). *The COSMIN Checklist Manual*. Recuperado de <http://www.cosmin.nl>
- Padrós-Blázquez, F., Herrera-Guzmán, I., & Gudayol-Ferré, E. (2012). Propiedades psicométricas de la Escala de Gaudibilidad en una población mexicana. *Revista Evaluar*, 12(1), 1-20. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar/>
- Pérez-Gil, J. A., Chacón-Moscoso, S., & Moreno-Rodríguez, R. (2000). Validez de constructo: El uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(Suplemento 2), 442-446. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Pérez-Verduzco, G., & Laca-Arocena, F. A. (2017). Traducción y validación de la versión abreviada del Freiburg Mindfulness Inventory (FMI-14). *Revista Evaluar*, 17(1), 80-93. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar/>
- Prieto, G., Muñoz, J., Almeida, L. S., & Bartram, D. (1999). Uso de los tests psicológicos en España,

- Portugal e Iberoamérica. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 8(2), 67-82. Recuperado de <http://www.aidep.org>
- Raykov, T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 21(2), 173-184. doi: 10.1177/01466216970212006
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696. doi: 10.1080/00273171.2012.715555
- Reyna, G. V., Delfino, G. I., & Mele, S. V. (Noviembre, 2013). Estudio psicométrico de la Escala de Bienestar Psicológico en militares argentinos. Ponencia presentada en el V Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología. XX Jornadas de Investigación. Noveno Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR. Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires.
- Rios, J., & Wells, C. (2014). Validity evidence based on internal structure. *Psicothema*, 26(1), 108-116. Recuperado de <http://www.psicothema.com/>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150. doi: 10.1037/met0000045
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(6), 1069-1081. doi: 10.1037/0022-3514.57.6.1069
- Ryff, C. D. (1995). Psychological well-being in adult life. *Current Directions in Psychological Science*, 4(4), 99-104. doi: 10.1111/1467-8721.ep10772395
- Ryff, C. D., & Keyes, C. L. M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(4), 719-727. doi: 10.1037/0022-3514.69.4.719
- Savalei, V. (2012). The relationship between root mean square error of approximation and model misspecification in confirmatory factor analysis models. *Educational and Psychological Measurement*, 72(6), 910-932. doi: 10.1177/0013164412452564
- Stanley, L. M., & Edwards, M. C. (2016). Reliability and model fit. *Educational and Psychological Measurement*, 76(6), 976-985. doi: 10.1177/0013164416638900
- Tomas, J. M., Meléndez, J. C., Oliver, A., Navarro, E., & Zaragoza, G. (2010). Efectos de método en las escalas de Ryff: Un estudio en población de personas mayores. *Psicológica*, 31(2), 383-400. Recuperado de <https://www.uv.es/revispsi>
- Triadó, C., Villar, F., Solé, C., & Celdrán, M. (2007). Construct validity of Ryff's Scale of Psychological Well-being in Spanish older adults. *Psychological Reports*, 100(3), 1151-1164. doi: 10.2466/pr0.100.4.1151-1164
- Villar, F., Osuna, M. J., Solé, C., & Triadó, C. (2005). La medida del bienestar en personas mayores: Adaptación de la Escala Ryff. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 58(3), 347-363.
- Van Dierendonck, D., Díaz, D., Rodríguez-Carvajal, R., Blanco, A., & Moreno-Jiménez, B. (2008). Ryff's six-factor model of psychological well-being, a Spanish exploration. *Social Indicators Research*, 87(3), 473-479. doi: 10.1007/s11205-007-9174-7
- Véliz-Burgos, A. (2012). Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico y su estructura factorial en universitarios chilenos. *Psicoperspectivas. Individuo y Sociedad*, 11(2), 143-163. doi: 10.5027/psicoperspectivas-Vol11-Issue2-fulltext-196
- Vera-Villaruel, P., Urzúa M., A., Silva, J. R., Pavez, P., & Celis-Atenas, K. (2013). Escala de Bienestar de Ryff: Análisis comparativo de los modelos teóricos en distintos grupos de edad. *Psicología: Reflexão e Crítica*, 26(1), 106-112. doi: 10.1590/S0102-79722013000100012
- Verdam, M. G., Oort, F. J., & Sprangers, M. A. G. (2016). Using structural equation modeling to detect response shifts and true change in discrete variables: An application to the items of the SF-36. *Quality of Life Research*, 25(6), 1361-1383. doi: 10.1007/s11136-015-1195-0

Adaptación y validación de un instrumento para evaluar el constructo compasión

Adaptation and validation of an instrument to evaluate the compassion construct

María Carolina Klos* ^{1,2}, Viviana Noemí Lemos ^{1,3}

1 - Centro Interdisciplinario de Investigación en Psicología Matemática y Experimental Dr. Horacio J. A. Rimoldi (CIIPME)-

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Buenos Aires, Argentina.

2 - Universidad Adventista del Plata, Centro de Investigaciones en Psicología y Ciencias Afines, Libertador San Martín, Entre Ríos, Argentina.

3 - Pontificia Universidad Católica Argentina, Facultad Teresa de Ávila, Paraná, Entre Ríos, Argentina.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 04/01/2018 Revisado: 30/01/2018 Aceptado: 26/02/2018

Resumen

El presente estudio tuvo por objetivo la traducción y validación de The Compassion Of Others' Lives scale (COOL; Escala de Compasión hacia Otros; Chang, Fresco, & Green, 2014), evaluando su funcionamiento en una población de adolescentes y adultos jóvenes argentinos. El estudio empírico instrumental se realizó a partir de un muestreo no probabilístico, con la participación de 385 adolescentes y adultos jóvenes, 210 mujeres y 175 varones de 13 a 23 años ($M = 17.32$; $DE = 2.51$). Para estudiar las propiedades psicométricas de la versión propuesta, se analizó el poder discriminativo de los ítems, la consistencia interna del instrumento, sumando diferentes evidencias de validez de constructo, convergente y de criterio. La versión traducida y adaptada de la COOL presentó propiedades psicométricas satisfactorias, por lo cual resulta factible de ser utilizada para evaluar el constructo compasión en adolescentes y adultos jóvenes, con un adecuado grado de fiabilidad y validez en el contexto en que fue estudiada.

Palabras Clave: *Compasión, evaluación psicológica, adolescencia, psicología positiva*

Abstract

The present study aimed to translate and validate "The Compassion of Others' Lives Scale (COOL; Chang, Fresco, & Green, 2014)", evaluating its functioning in a population of Argentine adolescents and young adults. The empirical instrumental study was carried out in a non-probabilistic sample, consisting of 385 adolescents and young adults, 210 women and 175 men from 13 to 23 years of age ($M = 17.32$, $SD = 2.51$). To study the psychometric properties of the proposed version, we analyzed the following: the discriminative power of the items, the internal consistency of the instrument, adding different evidences of construct, convergent, and criterion validity. The translated and adapted version of COOL showed satisfactory psychometric properties, so it is feasible to be used to evaluate the compassion construct in adolescents and young adults, with an adequate degree of reliability and validity in the context in which it was studied.

Keywords: *Compassion, psychological evaluation, adolescence, positive psychology*

*Correspondencia a: M. C. Klos, Dirección Postal: Ramos Mejía 284, Libertador San Martín (3103), Entre Ríos, Argentina. Celular: 0343-155064263. e-mail: mcarolinaklos@gmail.com

Cómo citar este artículo: Klos, M. C., & Lemos, V. N. (2018). Adaptación y validación de un instrumento para evaluar el constructo compasión. *Revista Evaluar*, 18(2), 31-44. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

A lo largo de los años la compasión ha sido una temática estudiada ampliamente tanto en Oriente como en Occidente (Poch & Vicente, 2010). Asimismo, dicha temática ha sido abordada desde distintas áreas como la filosofía, psicología positiva y social, neuropsicología, pedagogía y espiritualidad. Los estudios en estas líneas de trabajo resultan en aportes complementarios para entender la compasión.

Dado que la compasión ha sido considerada una experiencia afectiva, distintos teóricos incluyen su estudio en el contexto de las emociones morales (Díaz-Alzate, Arbeláez-Gómez, & David-Manco, 2015; Mercadillo & Díaz, 2013; Mercadillo, Díaz, & Barrios, 2007; Ostrosky-Solís & Vélez-García, 2008; Saavedra, Mola, Gancedo, Belaus, & Reyna, 2013). Las emociones morales están conformadas por relaciones y juicios entre uno mismo y los demás. Además, se las asocia a intereses de bienestar social y personal, es decir, dependen en mayor medida de la cultura, contexto social y de una evaluación previa a su manifestación, lo cual las diferencia de las emociones básicas al extenderse más allá de la esfera inmediata de uno mismo (Kroll & Egan, 2004; Mercadillo et al., 2007; Ostrosky-Solís & Vélez-García, 2008).

En el estudio de las emociones morales fueron propuestas cuatro subdivisiones: emociones de condena, emociones de autoconciencia, emociones relativas al sufrimiento ajeno y emociones de admiración. Dentro de la familia de emociones morales desencadenadas por la percepción del sufrimiento ajeno, se encuentra la compasión, definida como una respuesta emotiva a un juicio valorativo acerca del padecimiento de una persona (Haidt, 2003; Mercadillo et al., 2007).

Por otro lado, Lazarus (1991) propone que las emociones se dividen en seis categorías: emo-

ciones desagradables, emociones existenciales, emociones provocadas por condiciones de vida desfavorables y favorables y emociones empáticas. Dentro de esta última categoría se encuentran la gratitud y la compasión. Lazarus y Lazarus (1996) plantean que la compasión involucra la comprensión del estado emocional ajeno, asociada a un deseo de aliviar o reducir el sufrimiento del otro (Regner, 2009).

Los subprocesos dentro de la compasión son notar, sentir y aliviar. Estos, componen un proceso multidimensional tripartito integrado por: el notar el sufrimiento de otra persona, la empatía como conexión cognitiva y afectiva frente al sentimiento de dolor de esa persona y el actuar de una manera destinada a aliviar el sufrimiento, independientemente de que se logre o no (Lilius, Worline, Dutton, Kanov, & Maitlis, 2011; Miller, 2007). Más recientemente, los autores Jazaieri et al. (2012) incorporaron una nueva dimensión, definiendo la compasión como un proceso multidimensional formado por cuatro componentes principales: una conciencia de sufrimiento (cognición empática), la preocupación simpática relacionada con el ser movido emocionalmente por el sufrimiento del otro (componente afectivo), el deseo de aliviar ese sufrimiento (intención) y una respuesta o disposición a ayudar en el alivio de ese sufrimiento (motivación-acción).

Batson y Moran (1999, en Saavedra et al., 2013), para explicar la compasión, proponen el modelo empatía-altruismo, de acuerdo con el cual la percepción de las necesidades de otra persona puede generar una reacción emocional de empatía, la cual produce un deseo altruista de reducir el malestar. Goetz, Keltner y Simon-Thomas (2010) coinciden en que el altruismo (motivación o acción de ayudar a quien sufre) es otro componente de la compasión, resaltando que no todo acto altruista es realizado luego de experimentar compasión, ya que pueden existir otras motivaciones.

En lo que respecta al estudio de la ayuda social, cabe destacar la existencia de conceptos estrechamente vinculados pero diferenciables. La conducta prosocial es el concepto más general ya que se refiere a aquellas acciones que benefician a otras personas y engloba, a su vez, múltiples conductas (Caprara, Steca, Zelli, & Capanna, 2005; Yubero & Larrañaga-Rubio, 2002). Las conductas de ayuda, tienen que ver con las acciones que buscan responder a una necesidad ajena proporcionando algún beneficio o incrementando el bienestar de otra persona. Por otro lado, el altruismo o conducta altruista incluye acciones que benefician a los demás y que a la vez, suponen una motivación desinteresada por parte de quien realiza la acción (Yubero & Larrañaga-Rubio, 2002). La compasión, se da en un contexto particular al notar el dolor o malestar de otra persona y brindar una respuesta de alivio motivada por la empatía.

En cuanto a la medición de la compasión, se han desarrollado diversas escalas tales como:

- *Compassionate Love Scale* (CLS; Escala de Amor Compasivo; Sprecher & Fehr, 2005), la cual cuenta con 21 ítems autoadministrables y posee dos formas: una relacionada con lo que se experimenta frente a cercanos y otra frente a extraños o la humanidad en general.
- *The Compassion Scale* (CS-M; Escala de Compasión; Martins, Nicholas, Shaheen, Jones, & Norris, 2013), evalúa cinco dominios de la compasión: generosidad, hospitalidad, objetividad, sensibilidad y tolerancia en las redes sociales, en tres contextos relacionales: con extraños, familiares y amigos. Esta escala, está conformada por 10 ítems autoadministrables.
- *The Compassion Scale* (CS-P; Escala de Compasión; Pommier & Neff, 2010), posee 24 ítems autoadministrables y contempla seis elementos opuestos (amabilidad-indiferencia, atención-despreocupación y contacto-separación).

- *Compassionate Care Assessment Tool* (CCAT; Herramienta de Evaluación de Cuidados Compasivos; Burnell & Agan, 2013), la cual evalúa mediante 28 ítems los niveles de compasión del personal de enfermería en hospitales; a diferencia de las otras escalas mencionadas, debe ser contestada por los pacientes respondiendo desde la percepción que ellos tienen de sus cuidadores.

Otro de los instrumentos utilizados para la evaluación de la compasión es

- *The Compassion of Others' Lives Scale* (COOL; Escala de Compasión hacia Otros; Chang, Fresco, & Green, 2014), compuesta por 26 ítems autoadministrables. Esta escala se desprende del modelo teórico empatía-altruismo para explicar la compasión (Chang et al., 2014), que contempla el componente cognitivo-afectivo (empatía) y el acto altruista en dirección a aliviar o aminorar el malestar del otro (altruismo). Sin embargo, el instrumento operacionaliza las dimensiones de empatía y conducta de alivio, quedando excluida la evaluación de las motivaciones altruistas.

Se considera que The Compassion of Others' Lives Scale (la Escala de Compasión hacia Otros), a diferencia de las otras herramientas de evaluación mencionadas con anterioridad, es la más pertinente y consistente en relación con la línea teórica abordada en el estudio de la compasión. Chang et al. (2014), han reportado evidencias de la validez y confiabilidad de la escala en una población norteamericana de entre 18 y 43 años. A su vez, los aportes de Coskun, Kavakli, Babayigit y Chang (2017) han permitido conocer el funcionamiento del instrumento en una cultura oriental, al evaluar las propiedades psicométricas del mismo en una muestra de adultos de Turquía. Los resultados arrojados también evidenciaron un funcionamiento adecuado en dicha población.

En este marco, y considerando la importancia de utilizar instrumentos adecuadamente validados al contexto en que serán utilizados cuando

los mismos han sido diseñados en otro idioma y bajo otras condiciones culturales, (Fernández, Pérez, Alderete, Richaud, & Fernández-Liporace, 2011; Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013; Richaud de Minzi, Lemos, & Oros, 2003), el presente estudio tuvo como objetivo principal la traducción y validación del instrumento The Compassion of Others' Lives Scale (Escala de Compasión hacia Otros), evaluando su funcionamiento en una población de adolescentes y adultos jóvenes argentinos.

Método

Dados los objetivos del estudio y los análisis estadísticos realizados para su consecución, se desarrolló un estudio de tipo Instrumental (Gibbons, Flores de Arévalo, & Mónico, 2004; Montero & León, 2007; Servera & Cardo, 2006).

Participantes

Se trabajó con una muestra no probabilística intencional de 385 adolescentes y adultos jóvenes, de los cuales 210 fueron mujeres (54.5%) y 175 fueron varones (45.5%) de 13 a 23 años de edad ($M = 17.32$; $DE = 2.51$). De los participantes, 158 fueron encuestados en una universidad privada de la provincia de Entre Ríos, 129 eran alumnos de un colegio secundario de la misma provincia y 94 de un colegio secundario de la provincia de Santa Fe. Por lo tanto, la muestra quedó conformada por 223 estudiantes de secundaria y 158 estudiantes universitarios.

Instrumentos

Cuestionario de datos sociodemográficos. Se administró una encuesta *ad hoc* que solicitaba a los participantes consignar la edad, el género, el nivel de estudios, el lugar de residencia y la religión.

Versión traducida y adaptada de The Compassion of Others' Lives scale (COOL; Escala de Compasión hacia Otros). La COOL (Chang et al., 2014) está conformada por 26 ítems, de los cuales 13 corresponden a la dimensión de empatía (p. ej., *Entiendo los sentimientos de los demás*) y los 13 restantes a la dimensión de alivio de sufrimiento (p. ej., *Demuestro cariño a personas que están pasando por dolor emocional*) presentados en un formato de escala Likert de 7 puntos graduada según el grado de acuerdo con la afirmación (desde 1 = *fuertemente en desacuerdo*, hasta 7 = *fuertemente de acuerdo*). La escala permite obtener un puntaje global del grado de compasión hacia otros, como así también un puntaje para cada subescala (empatía y alivio del sufrimiento). Chang et al. (2014) estudiaron las propiedades psicométricas de la COOL en una muestra de 355 sujetos, obteniendo una consistencia interna de $\alpha = .98$ para la subescala empatía y de $\alpha = .90$ para alivio del sufrimiento. La estabilidad de la prueba fue evaluada a través de un test-retest, observándose una $r = .87$ para la sub-escala empatía y de $r = .88$ para alivio del sufrimiento. También fueron evaluadas la validez convergente y la discriminante, encontrando resultados satisfactorios congruentes con la teoría (Chang et al., 2014).

La traducción y adaptación al español de Argentina se hizo respetando la representación del constructo en nuestro contexto, es decir, no se priorizó la traducción literal de los ítems, sino su sentido psicológico, tal como es recomendado en la adaptación de un instrumento de un contexto idiomático y cultural a otro diferente (Muñiz et al., 2013; Muñiz -Fernández, 2000).

Interpersonal Reactivity Index (IRI; Inventario de reactividad interpersonal; Davis, 1983). El IRI operacionaliza un constructo multidimensional de empatía (aspectos cognitivos y afectivos) y fue estudiado en población argentina por [Richaud de Minzi \(2008\)](#), encontrando propiedades psicométricas adecuadas. En este trabajo se consideraron las dimensiones de: preocupación empática (emocional) y toma de perspectiva (cognitiva), no obstante, la escala completa incluye además las subescalas de fantasía y malestar personal. Las opciones de respuesta van del 1 al 5 (*no me describe bien, me describe un poco, bastante bien, bien y me describe muy bien*), siendo el criterio de elección de acuerdo a cuán acertada considera la persona que es la descripción (p. ej., *Me preocupa y conmueve la gente con menos suerte que yo*).

Procedimientos seguidos para la traducción del instrumento

Por un lado, se contactó a los autores de la versión original del instrumento solicitando consentimiento para su traducción al español y adaptación en Argentina. Seguidamente, se procedió a realizar la traducción con la colaboración, de forma paralela, de una traductora de inglés y un adulto joven bilingüe. A continuación, la versión preliminar traducida al español fue nuevamente traducida al inglés a modo de asegurar la conservación del sentido de los ítems de la escala original.

Por otro lado, se contactó vía mail a siete jueces expertos en el área de psicología positiva y mediante un formulario brindaron su valoración respecto a la pertinencia de lo que pretende evaluar cada reactivo del instrumento y también se les solicitó que evalúen la traducción de cada ítem, dando lugar a observaciones o traducciones alternativas.

Procedimientos seguidos para la recolección de datos

Para el estudio del funcionamiento de la versión traducida del instrumento en adolescentes y adultos jóvenes argentinos, los participantes fueron seleccionados a través de un muestreo no probabilístico intencional. Se contó con el consentimiento informado de todos los sujetos participantes. Los menores, además, contaron con la autorización de sus padres o tutores legales. La participación fue voluntaria garantizando la confidencialidad de la información obtenida.

Los instrumentos fueron administrados de manera colectiva. En el caso de los adolescentes, dichos instrumentos fueron administrados en el contexto escolar, en horas acordadas durante la jornada académica, mientras que en el caso de los adultos jóvenes, fueron administrados en el contexto de una jornada de capacitación organizada por la Universidad Adventista del Plata. Se contó, además, con la previa autorización de los directivos y docentes de las instituciones educativas que participaron.

Procedimientos para el análisis de datos

Para estudiar las propiedades psicométricas de la versión traducida y adaptada de la COOL, se utilizaron los programas estadísticos AMOS 17 ([Arbuckle, 2008](#)) y SPSS 22 ([IBM Corp., 2013](#)).

Para evaluar el poder discriminativo de los ítems se utilizó el criterio de grupos contrastantes utilizando la prueba *t* para muestras independientes. Con el fin de evaluar la validez de estructura interna del instrumento, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC), mediante el método de estimación de parámetros por máxima verosimilitud. La consistencia interna de la escala fue evaluada mediante el coeficiente alfa de

Cronbach. También se recogieron evidencias de validez convergente, correlacionando las dimensiones del IRI y la COOL, esperando una correlación positiva y significativa entre ambas variables (Hwang, Plante, & Lackey, 2008; Pommier & Neff, 2010). Asimismo, se recogieron datos de validez de criterio y discriminante, correlacionando la COOL con la escala de CP y con la de AFV esperando una correlación positiva y negativa respectivamente, tal como se esperaría teóricamente (Cuello & Oros, 2014; Regner, 2009).

Resultados

La versión traducida fue sometida a la valoración de siete jueces argentinos expertos en el tema, quienes partiendo de la definición teórica del constructo compasión y sus dimensiones, evaluaron la adecuación de la traducción. Tuvieron en consideración si los ítems reflejaban de manera

clara el constructo a operacionalizar, recogiendo a su vez posibles alternativas de redacción.

A partir de las sugerencias de los jueces, 15 ítems fueron modificados (la mayoría con cambios menores de expresión). Por ejemplo, la alternativa de traducción *Sin importar si existe un beneficio o no, estoy dispuesto a ayudar a quien lo necesita* fue reemplazada por *Estoy dispuesto a ayudar a quien lo necesita sin importar si esto me beneficia*. La alternativa *Soy bondadoso con los demás*, fue reemplazada por *Estoy atento a las necesidades de otros*, dado que los jueces acordaron que representaba mejor la dimensión empatía; el ítem *Ante los sentimientos de otra persona puedo proyectarme y sentir lo mismo*, fue modificado por *Puedo proyectarme y sentir lo mismo que otras personas*.

En cuanto al funcionamiento de los ítems, todos los ítems resultaron discriminativos, como se muestra en la Tabla 1.

Tabla 1
Poder discriminativo de los ítems de la versión final de la escala.

Ítems de la escala	Grupo bajo		Grupo alto		<i>t</i>	<i>p</i>
	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>		
1. Siento las emociones de los demás	4.24	1.20	6.15	1.04	-11.81	< .001
2. Entiendo los sentimientos de las personas	4.36	1.27	6.29	.87	-12.36	< .001
3. Cuando sé cómo se siente alguien, estoy más dispuesto a ayudarlo	5.47	1.24	6.74	.55	-9.33	< .001
4. Siento la obligación de ayudar a quien está pasando por mucho dolor	4.96	1.43	6.72	.58	-11.39	< .001
5. Si se trata de un amigo/a, siempre estoy disponible para brindarle mi ayuda	6.25	.90	6.83	.50	-5.56	< .001
6. Estoy atento a las necesidades de otros	4.19	1.23	6.27	.73	-14.39	< .001
7. Estoy dispuesto a ayudar a los demás porque eso me hace sentir bien conmigo mismo	5.00	1.49	6.69	.61	-10.46	< .001
8. Puedo proyectarme y sentir lo mismo que otras personas	3.95	1.33	6.17	.80	-14.15	< .001
9. Sin importar cuál es la circunstancia, siento la obligación de ayudar a quien parece estar en problemas	4.16	1.22	6.52	.68	-16.75	< .001

10.	No puedo evitar sentirme muy mal por una persona que padece hambre	4.34	1.57	6.35	1.00	-10.65	< .001
11.	Me preocupo cuando veo a personas pasando por dolor o sufrimiento	4.77	1.30	6.71	.57	-13.57	< .001
12.	Me genera tristeza ver a alguien que está solo por más que no lo conozca	4.35	1.64	6.61	.83	-12.16	< .001
13.	Me gusta ayudar a otros, cuando veo que de esa manera alivio su malestar	4.90	1.25	6.73	.49	-13.56	< .001
14.	Considero que soy sensible con lo que le pasa a los demás	3.86	1.29	6.27	.85	-15.40	< .001
15.	Me afectan las emociones de otras personas	3.96	1.40	6.16	.96	-12.76	< .001
16.	Si me doy cuenta que alguien cercano está pasando por un mal momento emocional, siento la obligación de hablar con él/ella sobre el tema	4.92	1.43	6.65	.64	-11.04	< .001
17.	Estoy dispuesto a ayudar a quien lo necesita sin importar si esto me beneficia	4.91	1.39	6.70	.57	-11.84	< .001
18.	Me preocupan las personas que se encuentran en una situación peor que la mía	4.66	1.37	6.73	.60	-13.86	< .001
19.	Tengo la habilidad de ponerme en el lugar de otros	4.08	1.55	6.46	.67	-14.10	< .001
20.	No necesito recompensas por ayudar a otros	5.79	1.40	6.70	.90	-5.36	< .001
21.	Naturalmente soy consciente de los sentimientos y emociones de otros	4.33	1.22	6.30	.71	-13.81	< .001
22.	Cuando alguien está en riesgo, tiendo a ser el primero en intervenir y ver en qué puedo ayudar	3.78	1.34	6.10	.81	-14.65	< .001
23.	Cuando me relaciono con otra persona, me imagino estando en una situación similar	4.03	1.49	6.46	.80	-14.33	< .001
24.	Si un extraño tropieza y se cae, ayudaría a levantarlo	5.42	1.50	6.72	.56	-8.11	< .001
25.	Le sostendría la puerta a una persona con discapacidad	6.55	.85	6.94	.28	-4.42	< .001
26.	Demuestro cariño hacia personas que están pasando por dolor emocional	5.19	1.31	6.74	.61	-10.72	< .001

Para evaluar la validez de estructura interna se llevaron a cabo dos análisis factoriales confirmatorios (AFC) por medio del método de estimación de parámetros por máxima verosimilitud. En el primer análisis, denominado Modelo 1, se incluyeron los 26 ítems, divididos en dos dimensiones, tal como proponen los autores de la COOL (Chang et al., 2014). Seguidamente, dado

que en un trabajo preliminar reciente observamos con otra muestra más reducida una estructura unidimensional obtenida a través de un análisis factorial exploratorio (Klos, Lemos, & Chang, 2017), se corrió un segundo Modelo, evaluando cuál de los dos modelos obtenía un mejor ajuste (ver Figura 1 y Figura 2).

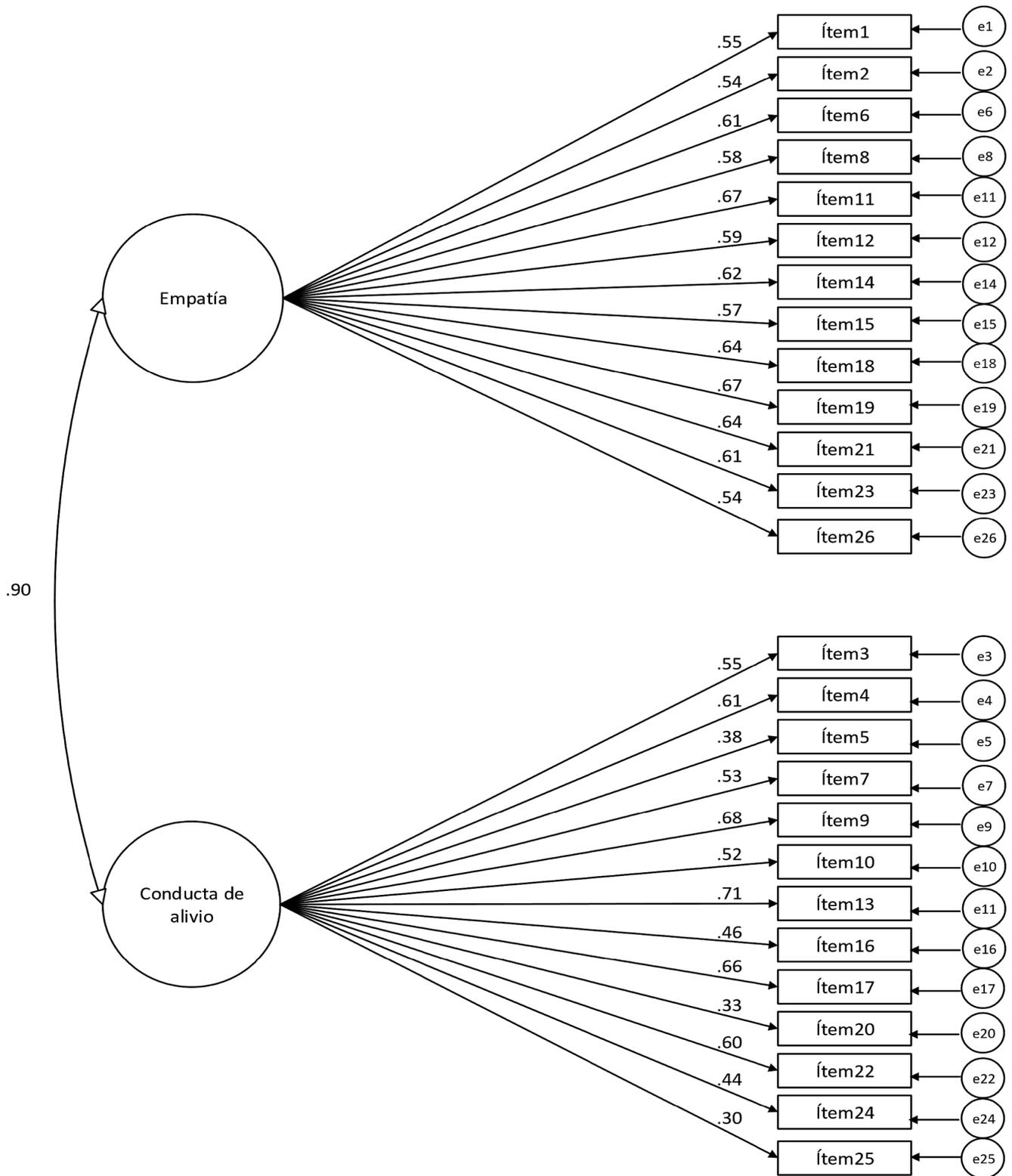


Figura 1
Modelo 1, versión bifactorial (empatía y conducta de alivio) de la COOL.

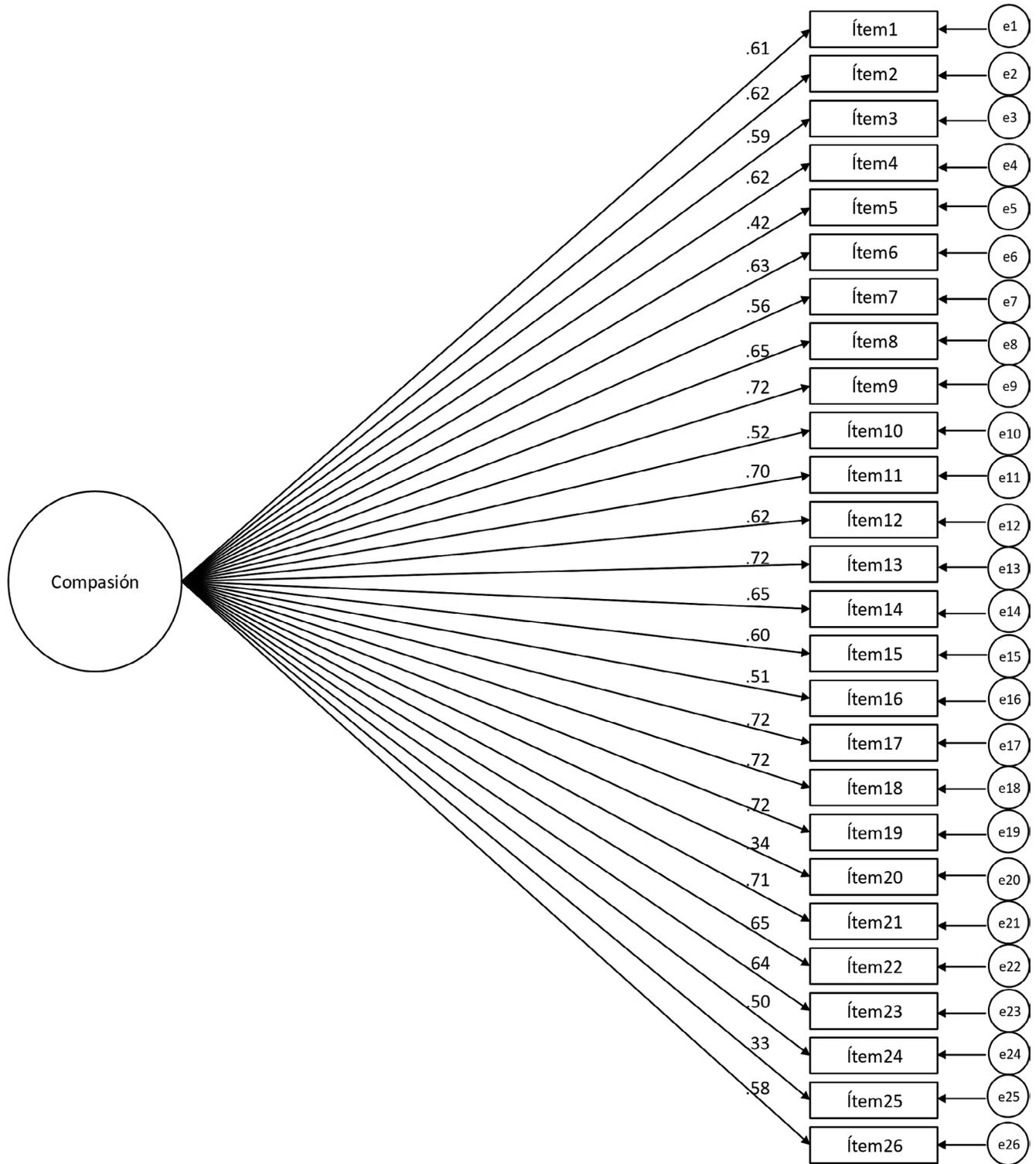


Figura 2
Modelo 2, versión unidimensional de la COOL de 26 ítems.

Tabla 2

Ajuste de los modelos de medición de la COOL evaluados mediante AFC.

Modelo	χ^2	<i>gl</i>	<i>p</i>	χ^2 / gl	GFI	AGFI	RMSEA	AIC	CI 90%
1 (bifactorial)	729.288	293	< .001	2.489	.868	.842	.062	845.288	.057-.068
2 (unidimensional)	548.335	293	< .001	1.87	.890	.868	.048	664.335	.041-.054

Nota. χ^2 = chi-cuadrada; *gl* = grados de libertad, *p* = significación; χ^2 / gl = chi cuadrada sobre los grados de libertad; RMSEA = Error de aproximación de la media cuadrática; GFI = índice de bondad de ajuste; AGFI = índice de bondad de ajuste corregido; AIC = criterio de información de Akaike; IC 90% = Intervalos de confianza al 90%.

Se calcularon varios índices de ajuste, tal como recomienda la literatura (Hu & Bentler, 1999; Tanaka, 1993) entre ellos el estadístico chi-cuadrado (χ^2) dividido por los grados de libertad, una de las más utilizadas, aunque es una medida muy afectada por el tamaño muestral (Bollen, 1989; Hayduk, 1987; Jöreskog & Sörbom, 1982). En cuanto a su interpretación, se considera que un cociente de 4 es un ajuste razonable, (Wheaton, Muthén, Alwin, & Summers, 1977), mientras que aquellos valores cercanos a 2, son considerados como muy buenos (Tabachnick & Fidell, 2007). Siguiendo las recomendaciones de otros autores (Browne & Crudeck, 1993) se ha considerado también el promedio de los residuales estandarizados (RMSEA) debido a que proporciona un mejor índice de ajuste, y otros indicadores de ajuste relativo como el índice de bondad de ajuste (GFI) y el índice de bondad de ajuste corregido a los grados de libertad del modelo (AGFI). Estos índices se encuentran entre los más utilizados, ya que están menos afectados por el tamaño de la muestra (Bentler, 1990). Generalmente se considera que hay un buen ajuste cuando los índices de bondad de ajuste se encuentran en valores $> .90$ y $RMSEA < .08$ (Hu & Bentler, 1999). También se ha calculado el criterio de información de Akaike (AIC) el cual indica una mayor parsimonia en el modelo que obtenga el menor valor; en este caso se observó un índice inferior en el modelo número 2 (unidimensional; Akaike, 1987).

Para evaluar la consistencia interna de la escala se calculó el coeficiente alfa de Cronbach, y se obtuvo un valor de $\alpha = .93$ (95% CI .87-.99). La correlación entre ambas dimensiones fue de $r = .77$ (95% CI = .72-.80).

Para evaluar la validez convergente de la prueba, se realizó una correlación *r* de Pearson entre las dimensiones del IRI y la COOL. Los resultados indicaron una correlación positiva y significativa entre ambas escalas ($r = .58$; $p = .000$; [95% CI = .45- .68]).

Discusión

Considerando los beneficios y el impacto positivo que tiene la compasión en la vida de las personas, en los últimos años, en diferentes países se han estudiado y buscado métodos a fin de incrementarla (Gilbert & Procter, 2006; Hurley, 2014; Jazaieri et al., 2012; Neff & Germer, 2013; Reddy et al., 2012). En este sentido, sería de gran relevancia poder diseñar y aplicar un programa de intervención en nuestro contexto, destinado a la promoción de la compasión. Para evaluar la eficacia de un programa de intervención con este objetivo, es necesario contar con una medida válida y confiable del constructo. En este contexto, resulta necesario adaptar y validar un instrumento que lo mida de forma adecuada en nuestro medio, entendiendo que un constructo no necesariamente

se expresa de igual forma en diferentes contextos y países (Fernández et al., 2011). De este modo el objetivo del presente estudio fue traducir, adaptar y validar la escala The Compassion of Others' Lives scale (COOL; Escala de Compasión hacia Otros) de Chang et al. (2014) en adolescentes y adultos jóvenes argentinos.

En cuanto a los resultados del funcionamiento de los ítems de la versión traducida y adaptada, se pudo observar que todos los ítems que la componen fueron discriminativos, lo que indica que permiten diferenciar entre quienes presentan mayores y menores niveles de compasión.

En cuanto a la validez de estructura interna factorial, a diferencia de la propuesta de los autores de la prueba, quienes teóricamente diferencian en la escala dos subdimensiones (empatía y alivio del sufrimiento), en este estudio se observó que si bien ninguno de los dos modelos presenta un ajuste óptimo a los datos, el modelo que presenta un mejor ajuste parcial a los datos observados fue el unidimensional. Los valores comparativos entre ambos modelos, considerando los valores de χ^2/gl , GFI, AGFI y el criterio de Akaike (AIC), fueron mejores para el modelo unidimensional.

Una reciente versión turca (Coskun et al., 2017) validada en profesionales de la salud también encontró, a partir de un análisis factorial exploratorio, una estructura bidimensional, replicando los factores empatía y alivio del sufrimiento. Sin embargo, en nuestro contexto, como mencionamos anteriormente, ambas dimensiones se fusionaron en un único factor: compasión. Posiblemente esto se deba a la alta correlación que se presentó, como se mencionó anteriormente, entre las dos supuestas dimensiones de la escala, como así también a la alta correlación observada entre todos los ítems (ver coeficiente alfa de Cronbach). Es esperable que para que se produzca un acto de compasión sea necesario no solamente notar, o bien, ser sensible a la necesidad ajena,

sino también ser movido a aliviar el sufrimiento de quien lo padece. Si bien es posible estudiar los componentes de la compasión como aspectos teóricamente diferenciables, ambos procesos estarían estrechamente unidos en la manifestación de dicho acto, pudiendo por esta razón unirse al ser estudiados empíricamente.

Respecto a la confiabilidad de la versión adaptada de la escala, tal como se indicó anteriormente, el coeficiente alfa de Cronbach indicó una muy alta consistencia interna (Campo-Arias & Oviedo, 2008).

En cuanto a las evidencias de validez convergente del instrumento, se evaluaron junto a la COOL, dos dimensiones de la empatía, muy cercanas a la compasión: la preocupación empática y la toma de perspectiva. Los resultados hallados coinciden con otras investigaciones donde también se observó una correlación positiva entre la preocupación empática y la compasión (Hwang et al., 2008) como así también entre la empatía y la toma de perspectiva en relación a la compasión (Pommier & Neff, 2010).

En síntesis, si bien la versión traducida y adaptada de la COOL presentó una satisfactoria consistencia interna y evidencias de validez convergente adecuadas, el AFC mostró un ajuste parcial a los datos. En la comparación de los modelos propuestos, el modelo unidimensional presentó índices relativamente más adecuados que el modelo bidimensional. En este sentido, este trabajo implica un avance vinculado a la medición de este constructo en adolescentes y adultos jóvenes de nuestro contexto, abriendo paso a nuevas investigaciones que permitan verificar los resultados encontrados hasta el momento. Avanzar en esta línea permitiría contar con un instrumento plausible de ser utilizado en el ámbito de la investigación, permitiendo evaluar la relación entre la compasión de los adolescentes y adultos jóvenes y diversas variables psicológicas (emocionales, sociales y

cognitivas). Asimismo, permitiría evaluar la efectividad de programas destinados a promover y fortalecer este importante constructo psicológico en diversos ámbitos de la psicología aplicada (p. ej., educativa, comunitaria, entre otras).

Referencias

- Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, 52(3), 317-332. doi: [10.1007/bf02294359](https://doi.org/10.1007/bf02294359)
- Arbuckle, J. L. (2008). Amos 17.0. 2 (Version 17) [Software and Manual]. Crawfordville, FL: Amos Development Corporation.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. doi: [10.1037/0033-2909.107.2.238](https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238)
- Bollen, K. A. (1989). A new incremental fit index for general structural equation models. *Sociological Methods & Research*, 17(3), 303-316. doi: [10.1177/0049124189017003004](https://doi.org/10.1177/0049124189017003004)
- Browne, M. W., & Crudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models*, (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Burnell, L., & Agan, D. L. (2013). Compassionate care: Can it be defined and measured? The development of the Compassionate Care Assessment Tool. *International Journal of Caring Sciences*, 6(2), 180-187. Recuperado de <http://www.internationaljournalofcaringsciences.org>
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: La consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. doi: [10.1590/s0124-00642008000500015](https://doi.org/10.1590/s0124-00642008000500015)
- Caprara, G. V., Steca, P., Zelli, A., & Capanna, C. (2005). A new scale for measuring adults' prosocialness. *European Journal of Psychological Assessment*, 21(2), 77-89. doi: [10.1027/1015-5759.21.2.77](https://doi.org/10.1027/1015-5759.21.2.77)
- Chang, J.-H., Fresco, J., & Green, B. (2014). The development and validation of the Compassion of Others' Lives Scale (the COOL Scale). *International Journal of Humanities and Social Science*, 4(5), 33-42. Recuperado de <http://www.ijhssnet.com>
- Coskun, H., Kavakli, O., Babayigit, M., & Chang, J.-H. (2017). The psychometric evaluation of the Turkish version of the Compassion of Others' Lives Scale (the COOL). *International Journal of Caring Sciences*, 10(2), 637-646. Recuperado de <http://internationaljournalofcaringsciences.org>
- Cuello, M. I., & Oros, L. (Noviembre, 2014). *Empatía y agresividad física y verbal en la infancia tardía*. Trabajo presentado en VI Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología. XXI Jornadas de Investigación. Décimo Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR. Facultad de Psicología. Universidad de Buenos Aires. Recuperado de <http://jimemorias.psi.uba.ar>
- Davis, M. H. (1983). Measuring individual differences in empathy: Evidence for a multidimensional approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44(1), 113-126. doi: [10.1037/0022-3514.44.1.113](https://doi.org/10.1037/0022-3514.44.1.113)
- Díaz-Alzate, M. V., Arbeláez-Gómez, L. M., & David-Manco, O. T. (2015). *La familia como espacio de socialización política: Prácticas de crianza que forman a niños y niñas en cuidado, reconocimiento y compasión* (Tesis de maestría). Facultad de Ciencias Sociales y Humanas, Universidad de Manizales, Colombia.
- Fernández, A., Pérez, E., Alderete, A. M., Richaud, M. C., & Fernández-Liporace, M. (2011). ¿Construir o adaptar tests psicológicos? Diferentes respuestas a una cuestión controvertida. *Revista Evaluar*, 10(1), 60-74. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Gibbons, P., Flores de Arévalo, H., & Mónico, M. (2004). Assessment of the factor structure reliability of the 28 item version of the General Health Questionnaire (GHQ-28) in El Salvador. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 4(2), 389-398. Recuperado de <http://www.aepc.es>

- Gilbert, P., & Procter, S. (2006). Compassionate mind training for people with high shame and self-criticism: Overview and pilot study of a group therapy approach. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 13(6), 353-379. doi: [10.1002/cpp.507](https://doi.org/10.1002/cpp.507)
- Goetz, J. L., Keltner, D., & Simon-Thomas, E. (2010). Compassion: An evolutionary analysis and empirical review. *Psychological Bulletin*, 136(3), 351-374. doi: [10.1037/a0018807](https://doi.org/10.1037/a0018807)
- Haidt, J. (2003). The moral emotions. En Davidson, R. J., Scherer, K. R., & Goldsmith, H. H. (Eds.). *Handbook of Affective Sciences*, (pp. 852-870). Oxford: Oxford University.
- Hayduk, L. A. (1987). *Structural equation modeling with LISREL. Essentials and advances*. Baltimore, MD: The Johns Hopkins University.
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: [10.1080/10705519909540118](https://doi.org/10.1080/10705519909540118)
- Hurley, W. (2014). Enhancing a positive school climate with compassion and analytical selective-focus skills (COMPASS). *Journal of Education and Practice*, 5(7), 1-15. Recuperado de <http://iiste.org>
- Hwang, J. Y., Plante, T., & Lackey, K. (2008). The development of the Santa Clara Brief Compassion Scale: An abbreviation of Sprecher and Fehr's Compassionate Love Scale. *Pastoral Psychology*, 56(4), 421-428. doi: [10.1007/s11089-008-0117-2](https://doi.org/10.1007/s11089-008-0117-2)
- IBM Corp. Released 2013. IBM SPSS Statistics for Windows, Version 22.0 [software de cómputo]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Jazaieri, H., Jinpa, T., McGonigal, K., Rosenberg, E. L., Finkelstein, J., Simon-Thomas, E., ... Goldin, P. R. (2012). Enhancing compassion: A randomized controlled trial of a compassion cultivation training program. *Journal of Happiness Studies*, 14(4), 1113-1126. doi: [10.1007/s10902-012-9373-z](https://doi.org/10.1007/s10902-012-9373-z)
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1982). Recent developments in structural equation modeling. *Journal of Marketing Research*, 19(4), 404-416. doi: [10.2307/3151714](https://doi.org/10.2307/3151714)
- Klos, C., Lemos, V., & Chang, J. H. (agosto, 2017). *Psychometric performance of the "Compassion of Others Live's Scale" in Argentine adolescents*. Comunicación interactiva presentada en el 125° Congreso Anual de la American Psychological Association (APA). Washington DC, Estados Unidos.
- Kroll, J., & Egan, E. (2004). Psychiatry, moral worry, and the moral emotions. *Journal of Psychiatric Practice*, 10(6), 352-360. doi: [10.1097/00131746-200411000-00003](https://doi.org/10.1097/00131746-200411000-00003)
- Lazarus, R. S. (1991). *Emotion and adaptation*. New York, NY: Oxford University.
- Lazarus, R. S., & Lazarus, B. N. (1996). *Passion and reason: Making sense of our emotions*. New York, NY: Oxford University.
- Lilius, J. M., Worline, M. C., Dutton, J. E., Kanov, J. M., & Maitlis, S. (2011). Understanding compassion capability. *Human Relations*, 64(7), 873-899. doi: [10.1177/0018726710396250](https://doi.org/10.1177/0018726710396250)
- Martins, D., Nicholas, N. A., Shaheen, M., Jones, L., & Norris, K. (2013). The development and evaluation of a compassion scale. *Journal of Health Care for the Poor and Underserved*, 24(3), 1235-1246. doi: [10.1353/hpu.2013.0148](https://doi.org/10.1353/hpu.2013.0148)
- Mercadillo, R. E., & Díaz, J. L. (2013). Neuroscience and ethnography: An interdisciplinary revision and a cognitive proposal based on compassion research in Mexico. *International Journal of Psychological Research*, 6(Suplemento Especial), 94-108. doi: [10.21500/20112084.723](https://doi.org/10.21500/20112084.723)
- Mercadillo, R. E., Díaz, J. L., & Barrios, F. A. (2007). Neurobiología de las emociones morales. *Salud Mental*, 30(3), 1-11. Recuperado de <http://www.revistasaludmental.mx>
- Miller, K. I. (2007). Compassionate communication in the workplace: Exploring processes of noticing, connecting, and responding. *Journal of Applied Communication Research*, 35(3), 223-245. doi: [10.1080/00909880701434208](https://doi.org/10.1080/00909880701434208)

- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862. Recuperado de <http://www.aepc.es>
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Muñiz-Fernández, J. (2000). Adaptación de los test de unas culturas a otras. *Metodología de las Ciencias del Comportamiento*, 2(2), 129-149.
- Neff, K. D., & Germer, C. K. (2013). A pilot study and randomized controlled trial of the Mindful Self-Compassion program. *Journal of Clinical Psychology*, 69(1), 28-44. doi: [10.1002/jclp.21923](https://doi.org/10.1002/jclp.21923)
- Ostrosky-Solís, F., & Vélez-García, A. E. (2008). Neurobiología de la sensibilidad moral. *Revista Neuropsicología, Neuropsiquiatría y Neurociencias*, 8(1), 115-126. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es>
- Poch, C., & Vicente, A. (2010). La acogida y la compasión: Acompañar al otro. En J. C. Mèlich & A. Boixader (coords.), *Los márgenes de la moral: Una mirada ética a la educación* (pp. 86-100). Barcelona: GRAÓ.
- Pommier, E. A., & Neff, K. D. (2010). *Compassion Scale*. PsycTESTS Dataset. doi: [10.1037/t10177-000](https://doi.org/10.1037/t10177-000)
- Reddy, S. D., Negi, L. T., Dodson-Lavelle, B., Ozawa de Silva, B., Pace, T. W. W., Cole, S. P., Craighead, L. W. (2012). Cognitive-based compassion training: A promising prevention strategy for at-risk adolescents. *Journal of Child and Family Studies*, 22(2), 219-230. doi: [10.1007/s10826-012-9571-7](https://doi.org/10.1007/s10826-012-9571-7)
- Regner, E. (2009). Compasión y gratitud, emociones empáticas que elicitán las conductas prosociales. En M. C. Richaud & J. E. Moreno (Comp.), *Investigación en Ciencias del Comportamiento. Avances Iberoamericanos* (pp. 281-298). Buenos Aires: CIIPME - CONICET.
- Richaud de Minzi, M. C. (2008). Evaluación de la empatía en población infantil argentina. *Revista de Investigación en Psicología*, 11(1), 101-115. doi: [10.15381/rinvp.v11i1.3880](https://doi.org/10.15381/rinvp.v11i1.3880)
- Richaud de Minzi, M. C., Lemos, V., & Oros, L. (2003). Adaptación del NEO-PI-R a la Argentina. Primera parte: Diferencias entre el "español" y el "argentino" en el NEO-PI-R: Su influencia sobre la validez constructiva. *Psicodiagnosticar*, 13, 27-45.
- Saavedra, B. A., Mola, D. J., Gancedo, K. M., Belaus, A., & Reyna, C. (2013). *Una revisión sistemática sobre emociones morales, dilemas sociales y cooperación*. Trabajo presentado en XIV Reunión Nacional y III Encuentro Internacional de la Asociación Argentina de Ciencias del Comportamiento. Facultad de Psicología de la Universidad Nacional de Córdoba, Córdoba, Argentina.
- Servera, M., & Cardo, E. (2006). Children Sustained Attention Task (CSAT): Normative, reliability, and validity data. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 6(3), 697-707. Recuperado de <http://www.aepc.es>
- Sprecher, S., & Fehr, B. (2005). Compassionate love for close others and humanity. *Journal of Social and Personal Relationships*, 22(5), 629-651. doi: [10.1177/0265407505056439](https://doi.org/10.1177/0265407505056439)
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Usando estadísticas multivariadas* (5ª ed.). Nueva York, NY: Allyn & Bacon.
- Tanaka, J. S. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equation models. *Sage Focus Editions*, 154, 10-10.
- Wheaton, B., Muthén, B., Alwin, D. F., & Summers, G. F. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. *Sociological Methodology*, 8, 84-136. doi: [10.2307/270754](https://doi.org/10.2307/270754)
- Yubero, S., & Larrañaga-Rubio, M. E. (2002). Concepción del voluntariado desde la perspectiva motivacional: Conducta de ayuda vs. altruismo. *Pedagogía Social. Revista Interuniversitaria*, 9, 27-39. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=135018332002>

The Use of Measurement Invariance with Dichotomous Variables as Evidence of Validity

El uso de la invarianza de medición con variables dicotómicas como evidencia de validez

Luis Rojas *¹, Guaner Rojas¹, Armel Brizuela¹

1 - Instituto de Investigaciones Psicológicas, Universidad de Costa Rica.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 19/02/2018 **Revisado:** 15/03/2018 **Aceptado:** 18/03/2018

Resumen

En este artículo se explica y ejemplifica cómo se puede implementar un análisis de invarianza de medición con ítems dicotómicos con el fin de obtener evidencias de validez. El ejemplo fue desarrollado con datos de la Prueba de Aptitud Académica (PAA; PPPAA, 2014) de la Universidad de Costa Rica (UCR). El análisis fue desarrollado según género y según tipo de colegio (público y privado). El método usado fue un análisis factorial confirmatorio con dos factores correlacionados definidos por los dos componentes de la PAA (N = 11304). En cada análisis grupal se alcanzó la invarianza estricta. A partir de lo anterior, se concluyó que las puntuaciones del test presentan la misma unidad de medida en hombres y mujeres, al igual que en estudiantes de colegios privados y públicos. Finalmente, estos resultados constituyen una evidencia de validez de las puntuaciones de la PAA en términos de su estructura interna, desde la perspectiva de la equidad.

Palabras clave: *Validez, equidad, invarianza de medición, ítems dicotómicos, Prueba de Aptitud Académica*

Abstract

This paper explains and exemplifies how an analysis of the measurement invariance with dichotomous items may be implemented in order to obtain evidence of validity. The example was developed with data from the Academic Aptitude Test (PAA, for its initials in Spanish; PPPAA, 2014) at the University of Costa Rica (UCR). Measurement invariance was analyzed according to two classifications, by high school kind (public or private) and by sex. The method used was a confirmatory factor analysis with two correlated factors defined from the two components of the PAA (N = 11304). Each group analysis presented strict invariance. It was concluded that the test scores have the same unit of measurement for both men and women, and among students from public and private high schools. Finally, these results constitute evidence of validity of the PAA scores in terms of their internal structure from the perspective of fairness.

Keywords: *Validity, fairness, measurement invariance, dichotomous items, Academic Aptitude Test*

*Correspondencia a: Luis Rojas, correo electrónico: luismiguel.rojas@ucr.ac.cr

Cómo citar este artículo: Rojas, L., Rojas, G., & Brizuela, A. (2018). The use of measurement invariance with dichotomous variables as evidence of validity. *Revista Evaluar*, 18(2), 45-58. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introduction

Fairness in the use of the results from the application of a test is one of the fundamental evidences of validity in the field of measurement. Fairness implies that test scores provide valid interpretations for specific uses regardless of the characteristics of individuals under examination and their evaluation context. Fairness in the specific domain of a test is achieved when the test evaluates the same construct for all the individuals examined; meanwhile, their scores have the same meaning for all individuals in the population of interest (AERA, APA, & NCME, 2014). Fairness in measurement can be studied by creating subgroups with common characteristics that ensure that a test evaluates the same constructs and meaning of scores in the established subgroups.

Neglecting equity may base the evaluation on biased tests and lead researchers to wrong conclusions. Biased tests present items that define different underlying constructs that are not comparable in population (Brown, 2006). The fact that constructs are not the same could be a consequence of different perceptions in the subgroups; this could also mean that the scale used to measure the construct doesn't work the same way on each subpopulation. The latter condition creates some systematic biases against a specific population. For instance, in a test biased against men, if a man and a woman have the same level in the evaluated construct, the men might display a lower score than the one obtained by the women.

The previous ideas reflect the need to generate evidence of fairness in terms of validity for the use of test scores. Evidence of validity can be obtained by analyzing measurement invariance, which will be explained later. For example, by testing measurement invariance, it was concluded that for the Scholastic Aptitude Test (SAT) there

is no evidence that suggests that scores derived from this test have different interpretations for students with or without specific learning adaptations (Hartwig & Gregg, 2007). The analysis of invariance was also applied to confirm that the Graduate Record Examination (GRE) measures the same construct with the same units across different sex and ethnic populations such as white men, black men, white women and black women (Rock, Werts, & Grandy 1981). Moreover, some analyses implemented by Rock et al. (1981) have also generated evidence of validity related to equity, for several scales associated with psychological constructs (Cumsille, Martínez, Rodríguez, & Darling, 2014; Guedea, Ornelas, Rodríguez, & Gastélum, 2012; Piqueras, Olivares, Vera-Villarroel, Marzo, & Kuhne, 2012).

The purpose of this study is to demonstrate how a measurement invariance analysis can generate evidence of validity from the perspective of fairness and to explain how to implement this analysis with dichotomous items. The data from the Academic Aptitude Test (PAA, for its initials in Spanish) at the University of Costa Rica (UCR) are deployed in order to support this claim (Programa Permanente de la Prueba de Aptitud Académica [PPPAA], 2014). This test is used for the selection of new students at this university and the groups in which measurement invariance will be analyzed are laid down by sex and high school kind (public or private) where PAA test takers graduated.

Background

The Measurement Invariance

Measurement Invariance refers to the fact that scores obtained while assessing a variable must be unrelated to other characteristics that are not intended to be measured (Millsap,

2007). In this sense, the assessment refers to the scores collected in observed variables, and the mathematical definition of invariance establishes what properties should remain invariant.

The mathematical definition of invariance is represented by the following formula:

$$P(\mathbf{X}_i | \boldsymbol{\xi}_i, \mathbf{V}_i) = P(\mathbf{X}_i | \boldsymbol{\xi}_i)$$

where $\mathbf{X}_i = (X_{ij})$ is a $q \times 1$ vector of variables that represents the scores in the observed variables (measurements) in the i^{th} person of the population, $\boldsymbol{\xi}_i = (\xi_{ij})$ is a $r \times 1$ vector of factor scores for that person and $\mathbf{V}_i = (V_{ij})$ is a $s \times 1$ vector of variables observed for the same person that define characteristics of the population that should be irrelevant to \mathbf{X}_i , taking into consideration $\boldsymbol{\xi}_i$. Thus, measurement invariance for \mathbf{X} in relation to $\boldsymbol{\xi}$ and \mathbf{V} is equivalent to saying that for all \mathbf{X} , $\boldsymbol{\xi}$ and \mathbf{V} , the conditional probability of \mathbf{X} given $\boldsymbol{\xi}$ and \mathbf{V} is equal to the conditional probability of \mathbf{X} given $\boldsymbol{\xi}$ only (Millsap, 2007).

For example, in a test designed to measure the latent variable $\boldsymbol{\xi}$, it is important to determine the item measurement invariance in relation to the latent variable $\boldsymbol{\xi}$ and the variable \mathbf{V} , as the latter represents measurement characteristics that are irrelevant to the variable $\boldsymbol{\xi}$ under assessment. Measurement invariance is achieved when all possible cases of scores in the items, levels of $\boldsymbol{\xi}$ and levels of \mathbf{V} comply to the following rule: the probability of obtaining one specific score considering a certain level of $\boldsymbol{\xi}$ and a certain level of \mathbf{V} equals the probability of obtaining the same score considering only the same certain level of $\boldsymbol{\xi}$.

Confirmatory factor analysis (CFA) allows researchers to implement an analysis of measurement invariance. It is known that under the CFA, the vector of observed variables \mathbf{X}_i is modeled as follows:

$$\mathbf{X}_i = \boldsymbol{\tau} + \boldsymbol{\Lambda}\boldsymbol{\xi}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i,$$

in which the expected value and covariance matrix are represented respectively:

$$\begin{aligned} E(\mathbf{X}_i) &= \boldsymbol{\tau} + \boldsymbol{\Lambda}\boldsymbol{\kappa} \\ \text{Var}(\mathbf{X}_i) &= \boldsymbol{\Lambda}\boldsymbol{\Phi}\boldsymbol{\Lambda}' + \boldsymbol{\Theta} \end{aligned}$$

where $\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_{ij})$ is the $q \times 1$ vector of error terms for the i^{th} person in the population; $\boldsymbol{\Lambda} = (\lambda_{ij})$ is the $q \times r$ matrix of regression coefficients of \mathbf{X} on $\boldsymbol{\xi}$; $\boldsymbol{\tau} = (\tau_j)$, the $q \times 1$ vector of intercepts; $\boldsymbol{\kappa} = (\kappa_j)$ is the $r \times 1$ vector of latent means; $\boldsymbol{\Phi} = (\phi_{jj})$ is the $r \times r$ covariance matrix of the latent variables, and $\boldsymbol{\Theta} = (\theta_{jj})$ is the $q \times q$ covariance matrix of errors terms.

Moreover, it is known that the estimation method most frequently used for the CFA is maximum likelihood, which assumes that the observed variables stem from a multinormal distribution with parameters $\boldsymbol{\mu}$ and $\boldsymbol{\Sigma}$, corresponding to the mean vector and covariance matrix of the observed variables (Kaplan, 2009). This implies that $P(\mathbf{X}_i = \mathbf{x} | \boldsymbol{\xi}_i)$ depends only on the mean vector and the covariance matrix of \mathbf{X}_i given $\boldsymbol{\xi}_i$, which can be reduced to

$$\begin{aligned} E(\mathbf{X}_i | \boldsymbol{\xi}_i) &= \boldsymbol{\tau} + \boldsymbol{\Lambda}\boldsymbol{\xi}_i \\ \text{Var}(\mathbf{X}_i | \boldsymbol{\xi}_i) &= \boldsymbol{\Theta} \end{aligned}$$

From the previous equation it is concluded that in order to obtain the invariance measurement on \mathbf{V} , it is necessary to guarantee that within the groups defined by \mathbf{V} , the regression coefficients ($\boldsymbol{\Lambda}$), the intercepts ($\boldsymbol{\tau}$) and the variances of error terms ($\boldsymbol{\Theta}$) remain constant; since for any value of \mathbf{V} it should be true that:

$$\begin{aligned} E(\mathbf{X}_i | \boldsymbol{\xi}_i, \mathbf{V}_i) &= E(\mathbf{X}_i | \boldsymbol{\xi}_i) = \boldsymbol{\tau} + \boldsymbol{\Lambda}\boldsymbol{\xi}_i \\ \text{Var}(\mathbf{X}_i | \boldsymbol{\xi}_i, \mathbf{V}_i) &= \text{Var}(\mathbf{X}_i | \boldsymbol{\xi}_i) = \boldsymbol{\Theta} \end{aligned}$$

Now, assuming that V defines K groups in the population, the conditions for invariance have the following formula

$$\begin{aligned} E(\mathbf{X}_{ik} | \boldsymbol{\xi}_{ik}) &= \boldsymbol{\tau}_k + \boldsymbol{\Lambda}_k \boldsymbol{\xi}_{ik} = \boldsymbol{\tau} + \boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{\xi}_{ik} \\ \text{Var}(\mathbf{X}_{ik} | \boldsymbol{\xi}_{ik}) &= \boldsymbol{\Theta}_k = \boldsymbol{\Theta} \end{aligned}$$

where $\mathbf{X}_{ik} = (X_{ijk})$ represents the vector of observed variables for the i^{th} individual in the k^{th} group defined by V , with k in $\{1, 2, \dots, k\}$; $\boldsymbol{\xi}_{ik} = (\xi_{ijk})$ are the factor scores for the same individual in the k^{th} group, and $\boldsymbol{\tau}_k = (\tau_{jk})$, $\boldsymbol{\Lambda}_k = (\lambda_{jj'k})$ and $\boldsymbol{\Theta}_k = (\theta_{jj'k})$ are the intercepts vector, the vector of regression coefficients and the matrix of residual variance for the k^{th} group.

A sequence of nested models is analyzed in order to examine the equality of parameters involved in measurement invariance (Meredith, 1993). First, similarity of factorial structure among groups is assessed (configural invariance). Second, equality of regression coefficients between groups is assessed (weak invariance); subsequently, equal intercepts (strong invariance) and equal error variances (strict invariance) are evaluated.

Configural Invariance

Configural invariance implies the correct fit of the theoretical model in the established groups, regardless of the model fit coefficients for each group. This level of invariance indicates that the latent variables in each group are similar, but not identical (Widaman & Reise, 1997). In other words, members in different groups conceptualize constructs in the same way (Milfont & Fischer, 2010).

The previous references indicate that configural invariance evidences that similar latent variables were assessed in each group. It is

worth mentioning that “To ensure that the same construct is being measured in different groups, measurement invariance measure is necessary but not sufficient” (Chen, 2007, p. 465). In order to find more evidence for the evaluation of the same construct, other criteria of validity should be applied. The failure to find configural invariance invalidates any possible comparison between groups regarding a specific construct. This result would show that the observed variables are indicators of different constructs within the established groups (Hortensius, 2012).

Weak or Metric Invariance

Weak invariance occurs when regression coefficients are equivalent between groups ($\boldsymbol{\Lambda}_1 = \boldsymbol{\Lambda}_2 = \dots = \boldsymbol{\Lambda}_k$). This level of invariance indicates that for any possible value of j , the latent variables $\xi_{j1}, \xi_{j2}, \dots, \xi_{jk}$ have the same unit of measure. This means that given an indicator and a latent variable, their linear association is equal in every group (Chen, 2007; Hortensius, 2012). At this level, individual scores cannot be compared since, for some latent variables, the origin (starting value in the scale) may differ between groups. The only aspect weak invariance allows to conclude about is that the association between skill level for the assessed construct and scores on observed variables is not related to the group the individual belongs to.

Figure 1 shows the graph of equations of an observed variable X_j comprised in a test that evaluates the construct ξ_1 , as this variable shows weak invariance between groups A ($k = 1$) and B ($k = 2$). The linear association between ξ_1 and the observed variable X_j is equivalent between groups. However, for a given level of ξ_1 , the observed variable shows different scores observed for each

group; which is evidenced by the difference of the intercepts (τ_{j1} and τ_{j2}).

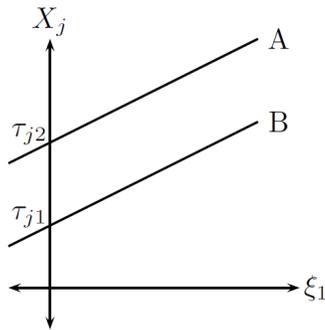


Figure 1
Example of Weak Factorial Invariance.

Strong or Scale Invariance

Strong Invariance is obtained when regression coefficients and intercepts are equal between groups ($\Lambda_1 = \Lambda_2 = \dots = \Lambda_k$ and $\tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_k$). This level indicates that for any possible value of j , the latent variables $\xi_{j1}, \xi_{j2}, \dots, \xi_{jk}$ have the same measurement scales between groups (same origin and unit of measure).

Thus, with strong invariance, individuals who would get the same scores on the latent constructs tend to get the same scores in the observed variables, regardless of the group they belong to (Milfont & Fischer, 2010). For this level of invariance, it is concluded that differences in the latent group means are reflected in the averages of the observed variables (Cheung & Rensvold, 2002).

The example previously analyzed in Figure 1 is shown in Figure 2, but now strong factorial invariance is assumed. In this case the linear equation for X_j is equal for both groups, indeed there appears only one τ_j intercept, since it is the same for A and B. In addition, the expected values in the latent variable are presented: κ_{11} and κ_{12} , and

the observed variable is: μ_{j1} and μ_{j2} , for groups A and B, respectively. These values exemplify how the means' difference of the latent variables is reflected in the means of observed variables.

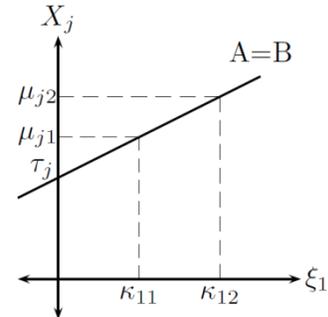


Figure 2
Example of strong factorial invariance.

This particular level of invariance is important in the construction of a test, since it indicates that the inferences made based on its scores are not biased by population groups. In addition, the presence of strong factorial invariance implies that the scores of individuals belonging to different established groups are comparable.

Strict or Residual Invariance

Residual Invariance is achieved when regression coefficients, intercepts and residual variance are equal between groups ($\Lambda_1 = \Lambda_2 = \dots = \Lambda_k$, $\tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_k$ and $\Theta_1 = \Theta_2 = \dots = \Theta_k$). This level of invariance indicates that the differences in observed variables exist due to differences in the latent variables (Chen, 2007). The evaluation of this invariance level presents several difficulties including that, generally, there is a variation of error variance according to the levels of evaluated constructs, contrary to the assumption of confirmatory factor analysis regarding the

independence between latent variables and errors (Kaplan, 2009; Widaman & Reise, 1997).

The step of evaluating this level of invariance can be omitted, since the information it provides is usually not necessary for the evaluation of hypotheses that led to the analysis of measurement invariance (Brown, 2006). For the most common uses of factorial invariance it is enough to achieve strong factorial invariance, since interpretations about unbiased observed scores and comparison of parameters associated with the latent variables can be performed without the need to reach the level of strict invariance (Chen, 2007).

Evaluation of Invariance

To evaluate configural invariance, a model that fits the data is required both individually for each group and in a multigroup analysis. Classical fit indices for CFA are used to evaluate these models (Brown, 2006). Next levels of invariance are evaluated by comparison of their adjustment indices to those of previous levels. Based on a simulation study, Chen (2007) recommends comparing the root mean square error of approximation (RMSEA; Hu & Bentler, 1999) and the comparative fit index (CFI; Bentler, 1990), being the last one among the most recommended in such studies.

Comparisons of fit indices consider the difference between the evaluated model indices and those of a previous evaluated invariance model (Δ index). The following cutoff values are recommended for large sample sizes ($n > 300$) as a criterion to accept the level of invariance in evaluation: $\Delta CFI > .010$ and $\Delta RMSEA < .015$ (Chen, 2007).

Invariance in Models with Dichotomous Observed Variables

The basic equation for CFA with dichotomous latent variables is

$$\mathbf{X}_i^* = \boldsymbol{\tau} + \boldsymbol{\Lambda}\boldsymbol{\xi}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i$$

where all the elements are defined similarly to the general formula of CFA. The additional element in this equation is the vector $\mathbf{X}_i^* = (X_{ij}^*)$, which represents scores underlying observed dichotomous variables for the i^{th} individual. \mathbf{X}^* is a variable that is distributed as a multivariate normal with mean $\boldsymbol{\mu}^*$ and covariance matrix $\boldsymbol{\Sigma}^*$. The variable X_j^* represents an underlying variable to X_j by the relationship

$$X_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{si } X_{ij}^* \geq v_j \\ 0, & \text{si } X_{ij}^* < v_j \end{cases}$$

where v_j is a real number called *threshold*.

Models with dichotomous dependent variables tend to model the probability of success for each observed variable (usually $X_{ij} = 1$). In this case, the model assumptions permit for it to conclude the probability of success of X_{ij} given ξ_i

$$P(X_{ij} = 1 | \xi_i) = \Phi(\tau_j + \boldsymbol{\Lambda}_j \boldsymbol{\xi}_i - v_j)$$

where $\boldsymbol{\Lambda}_j$ is the j^{th} row of $\boldsymbol{\Lambda}$ and Φ represents the probability function of the normal distribution. Then, by applying the inverse of Φ (probit function) in both sides of equality, one gets the probit of success probability, which is associated linearly with equation $\tau_j + \boldsymbol{\Lambda}_j \boldsymbol{\xi}_i - v_j$. In this way, a pragmatic approach is applied to the interpretation of coefficients model CFA with ordinal variables (Kosiol, 2010; Sideridis, Tsaousis, & Al-Harbi, 2015).

In a CFA in which the items are indicators

of a single factor, the conditions for identification are: that the variables underlying the observed variables be standard normal, and that in each latent variable, one of its indicators possess a regression coefficient constrained to 1. For multigroup models, conditions for identification are (Millsap & Yun-Tein, 2004):

1. That within group 1, latent variable means be constrained to 0 and the variances of the underlying variables be constrained to 1.

2. That for each latent variable, an indicator, whose regression coefficient will be 1 in all groups, be chosen. Additionally, the variance of variables underlying these indicators must be constrained to 1.

3. That all intercepts be 0 ($\tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_k = 0$).

4. That thresholds be equal across the groups ($v_1 = v_2 = \dots = v_k$).

Another way of identifying the multigroup model is given by theta parameterization (Muthén & Muthén, 1998), which involves changing the previous condition for the variances of underlying variables as presented in 1) and 2) for the restriction that the associated error variances are constrained to 1. Theta parametrization is highly recommended for dichotomic items (Pornprasertmanit, 2015).

Furthermore, in the analysis of strong invariance with categorical variables, it is usually the hypothesis of equal threshold that is evaluated, rather than that of intercepts (Kosiol, 2010). However, for dichotomous items it is not possible to evaluate the hypothesis of strong factorial invariance, since one of the restrictions established for the identification of a multigroup model is the constraining of thresholds; thus, in dichotomous items three levels of invariance models are evaluated: Configural, Weak and Strict.

Method

Participants

The data for this study were extracted from the PPA application corresponding to the academic year of 2015, which had the purpose of selecting applicants for the academic year of 2016. Four parallel formulas of PPA were distributed proportionally and randomly among all applicants, who were sitting in several classrooms. Considering this application design, it was inferred that data from a single form is sufficient for this study purposes; the selected formula was Formula 1.

Thus, the sample comprised all the applicants for admission at UCR in 2015 who responded to the items of Formula 1 of the PAA. This sample consisted mostly of secondary education seniors. Moreover, this sample represents most of the geographical areas of Costa Rica, due to the efforts made by the UCR in terms of access to the admission system.

The total sample consisted of 11304 individuals (45% men, $n = 5091$; 55% women, $n = 6213$). 81% ($n = 9175$) came from public schools, while 19% ($n = 2129$) came from private schools.

Instrument

The PAA is a high-stake standardized test that has been applied since 1960. Its construction, analysis, application and psychometric quality are based on modern standards (AERA, APA, & NCME, 2014). As mentioned above, the PAA is a test designed to select new students at UCR. This use of its scores is supported by several evidences of validity (Jiménez & Morales, 2010; Montero-Rojas, Villalobos-Palma, & Valverde-Bermúdez, 2014; Rojas-Torres, 2013).

This test consists of two sections: reasoning in mathematical context (RMC) and reasoning in verbal context (RVC). The sections use selected response items with five options. The time granted for the resolution of the test was three hours. The participants responded to 50 items of RVC and 35 items of RMC. Fifteen of those items (10 for RVC and 5 for RMC) had not been previously used, so it was decided to leave them out of the analysis, as well as 2 items pertaining RMC that did not meet the psychometric qualities necessary to stay on the PAA item bank. Finally, 40 items from RVC and 28 items from RMC were effectively used for this study, Cronbach's alpha coefficients for RVC and RMC were .89 and .84, respectively.

Procedure

The CFA model to be estimated is shown in Figure 3, this factor structure is based on [Rojas-Torres's \(2014\)](#) work, which concluded that the PAA fits a factorial structure defined by two highly correlated latent variables: *reasoning in verbal context* and *reasoning in mathematical context*. This model was estimated, first in samples defined by the sex of the examinee and then in both groups simultaneously (configural invariance model). Later, the model was estimated considering the restrictions in order to assess weak invariance and, subsequently, strict invariance.

The analysis, according to high school kind, followed the same procedure as the adopted in the analysis of invariance by sex. Now, [Bollen \(1989\)](#) indicates that it is recommended, for the analysis of invariance, that contrasting groups possess similar sample sizes, a requirement which is not met in this division of sample, since most of examinees come from public schools. For this reason, an additional analysis was conducted using a sample of examinees from public schools

of the same size that the private schools sample.

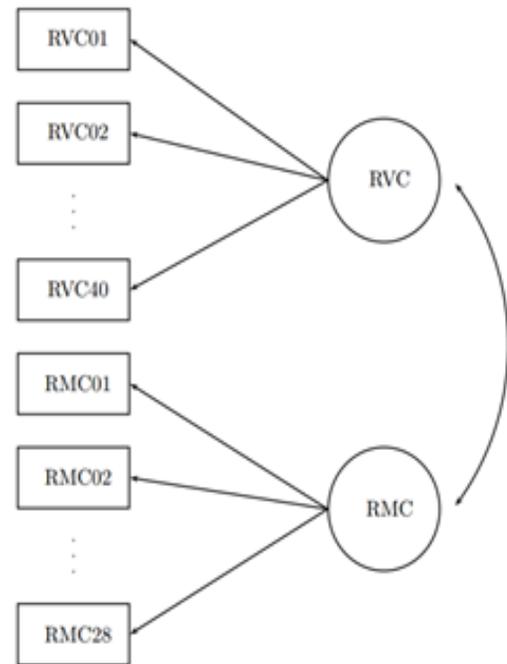


Figure 3
CFA Model.

Data Analysis

Model estimation was based on a matrix of tetrachoric correlations since the items have a dichotomous nature. The estimating method for CFA was weighted least squares adjusted for the mean and variance (WLSMV), recommended for use with dichotomous items ([Millsap & Yun-Tein, 2004](#)).

Analyses were performed with the software Lavaan 0.5 -18 ([Rosseel, 2012](#)), designed within R ([R Core Team, 2014](#)). Conditions stated by [Millsap and Yun-Tein \(2004\)](#) were used to identify the proposed model, while introducing the variant of theta parametrization as suggested by [Múthen and Múthen \(1998\)](#).

For the analysis of the configural invariance, model fit was evaluated by the following criteria: CFI ([Bentler, 1990](#)) greater than or equal to .95,

and a RMSEA (Hu & Bentler, 1999) less than or equal to .05. The subsequent levels of invariance (weak and strict) were analyzed based on the criteria suggested by Chen (2007).

Results

Table 1 shows indices associated to the analysis of invariance by sex. It can be seen that the model has an acceptable fit for both men (RMSEA = .010, CFI = .996) and women (RMSEA = .010, CFI = .996). In each of the models, the regression coefficients were statistically different from zero ($p < .05$) and their completely standardized value was greater than .30. This suggests that the indicators are associated with the corresponding latent variables. The configural invariance model also presented an acceptable fit (RMSEA = .010, CFI = .996); consequently, it can be concluded that this level of invariance is achieved in comparison by sex.

In addition, fit contrast indices between the weak invariance model and the configural invariance model indicated that weak invariance is achieved (Δ RMSEA = .005, Δ CFI = -.005). Then, strict invariance was evaluated with positive results (Δ RMSEA = .001, Δ CFI = -.001).

The number of degrees of freedom of the models estimated in specific groups is 2276, which correspond to 2415 not redundant coefficients in the matrix of tetrachoric correlations of observed variables ($69 * 70/2$) minus 139 estimated parameters (67 regression coefficients, 69 thresholds, 2 latent variances and one latent covariance. The intercepts, latent means and variances of error are constrained according to criteria mentioned above.). For the configural invariance model, as it considers two groups, there are no redundant pieces of information about the correlation matrix ($2415 * 2 = 4830$). Consequently, the parameters to be estimated in the first group are 139 (67 regression coefficients, 69 thresholds, 2 latent variances and 1 latent covariance), while in the second, they are 139 (67 regression coefficients, 2 latent variances, 1 latent covariance, 2 latent means and 67 error variances. The thresholds are not considered because they are constrained to those in the first group). Therefore, the operation $4830 - 139 * 2$ provides 4552 degrees of freedom. In the weak invariance model, 67 regression coefficients are constrained, so the degrees of freedom increase to 4619. In the strict invariance model, 67 error variances are constrained, which is the reason why the degrees of freedom increase to 4686.

Table 1

Assessment of measurement invariance in the PAA according to sex.

	χ^2	<i>df</i>	$\Delta\chi^2$	Δ <i>df</i>	RMSEA	Δ RMSEA	CFI	Δ CFI
<i>Fit in specific groups</i>								
Men (n = 5091)	3489.86**	2276			.010		.996	
Women (n = 6213)	3812.38**	2276			.010		.996	
<i>Fit in multi-group models and contrast to the previous model</i>								
Configural Invariance	7302.24**	4552			.010		.996	
Weak Invariance	10717.46**	4619	3415.22**	67	.015	.005	.991	-.005
Strict Invariance	11520.78**	4686	803.32**	67	.016	.001	.990	-.001

Note. ** $p < .05$

Table 2 shows the results associated with the analysis of invariance, according to kind of high school (public or private). The models that were estimated with specific groups in their original sample sizes showed acceptable fit to the data (public: RMSEA = .011, CFI = .994; private: RMSEA = .010, CFI = .996). Similarly, for a public school sample with an adapted sample size, the model showed an acceptable fit (RMSEA = .009, CFI = .997). These three models presented significant regression coefficients ($p < .05$) and completely standardized coefficients were higher than .30.

Table 2

Evaluation of measurement invariance of the PAA according to the high school kind.

	χ^2	<i>df</i>	$\Delta\chi^2$	Δdf	<i>RMSEA</i>	$\Delta RMSEA$	<i>CFI</i>	ΔCFI
<i>Fit in specific groups</i>								
Private (n = 2129)	2782.24**	2276			.010		.996	
Public (n = 9175)	4795.07**	2276			.011		.994	
Public* (n = 2129)	2564.42**	2276			.008		.997	
<i>Fit in multi-group and contrast models with the previous model (different sizes)</i>								
Configural Invariance	7523.32**	4552			.011		.995	
Weak Invariance	10073.74**	4619	2550.42 **	67	.014	.003	.990	-.005
Strict Invariance	10615.13**	4686	541.39 **	67	.015	.001	.989	-.001
<i>Fit in multi-group models and contrast to the previous model (equal sizes)</i>								
Configural Invariance	5292.66**	4552			.009		.997	
Weak Invariance	7095.27**	4619	1802.61 **	67	.016	.007	.988	-.009
Strict Invariance	7445.19**	4686	349.92 **	67	.017	.001	.987	-.001

Note. *Sampled population ** $p < .05$

Subsequent levels of invariance were firstly estimated with original sample sizes. Strict invariance was tested through RMSEA and CFI bearing good/acceptable outcomes (for RMSEA: configural invariance: RMSEA = .011; weak

invariance: $\Delta RMSEA = .003$, strict invariance: $\Delta RMSEA = .001$; for CFI: configural invariance: CFI = .995; weak invariance: $\Delta CFI = -.005$, strict invariance: $\Delta CFI = -.001$). Similarly, by analyzing invariance with equal sample sizes, it was concluded that the PAA presents strict invariance according to kind of high school (configural invariance: RMSEA = .009, CFI = .997; weak invariance: $\Delta RMSEA = .007$, $\Delta CFI = -.009$; strict invariance: $\Delta RMSEA = .001$, $\Delta CFI = -.001$).

Discussion

The results obtained in the previous section imply that the PAA presents strict invariance by sex and high school kind.

Two different analyses led to the same conclusion, one of these was carried out with the original sample sizes while the other consisted of equivalent sample sizes. To analyze the strict invariance outcomes for the PAA, it is necessary

to analyze previous invariance levels (configural and weak). Invariance by sex and high school kind came to the same results, which is reason enough to present this first part of the discussion using a single criterion for defining groups (sex), and understanding that the conclusions are similar to those of the groups defined by other criteria (high school kind).

Configural invariance leads to the conclusion that the PAA evaluated similar constructs in men and women. Thus, invariance analysis interpretation provides evidence to conclude that RMC is conceptualized by men similarly to the conceptualization made by women; it happens in the same way with RVC (Milton & Fischer, 2010; Widaman & Reise, 1997). In addition, the goodness of fit of the model for each group independently indicates that the factorial structure presented in Rojas-Torres (2014) is reproduced in the same way in men and women.

Meanwhile, weak invariance results lead to the equivalence of measurement units of the evaluated constructs between sex (Chen, 2007; Hortensius, 2012). To clarify the implications of the outcomes of this study, we should consider that X1 is an indicator positively associated with RVC. Weak invariance implies that an increase of one unit in the ability RVC, generates an increase in the probits of right response in item X1, which is independent of the sex of the examinee. Generally, an increase in the skill level of RVC is associated with an increase in probit of success in each of the items of RVC, regardless of the sex of the examinee. This is analogous for items of RMC.

This result does not indicate that a man and a woman with the same skill level of RVC will get the same probit of success in the item X1. To generate this conclusion, it is necessary to obtain evidence of strong invariance, which cannot be evaluated with dichotomous items since the

assumptions for strong invariance are used to identify multi-group models. Therefore, the only evidence that can be generated is that, for both groups, the evaluated constructs have the same metrics.

Then, analysis of strict invariance incorporates the condition that error variability for variables underlying the indicators is equivalent among both sexes. Thus, strict invariance indicates that the variables underlying the items show measurement invariance by sex, which means that the probit of success for the items is independent of the sex of the examinee. Up to this level, equality of thresholds, which would imply strong invariance, has indeed not been evaluated, but it has been established as a condition to constrain the metric of latent variables.

These findings generate new evidence about the validity of inferences based on PAA scores from the perspective of fairness. At the same time, these results indicate that this test evaluates the same constructs in both men and women and in students from both public and private educational institutions. It was thus concluded that the meaning of the scores in the PAA does not depend on these groups. These results also suggest that the PAA is an unbiased test for the variables of sex and kind of high school (Brown, 2006). It is noteworthy that measurement invariance in the PAA might be associated with the efforts of tests developers and researchers who have worked to ensure that the items are accessible to all people regardless of sex or kind of high school.

On the other hand, the methodology used in this work presents two limitations: the impossibility of analyzing the strong invariance and the absence of studies associated with the criteria for determining measurement invariance in ordinal variables. The major consequence of the first limitation is the absence of a strong invariance test, which bears important relevance

in the evidence of validity from the standpoint of fairness. The analysis of differential item functioning (DIF) could be a supplementary analysis to the analysis of strong invariance under the Item Response Theory framework. This model allows for the assessment of the equality of parameters of discrimination and difficulty between groups, which are related to the regression coefficients and thresholds of confirmatory factor analysis (Brown, 2006).

The second limitation is mentioned in Desa (2014), who states that models for measurement invariance with dichotomous items are adaptations of models built for another kind of variables. It is necessary to build models for dichotomous variables considering the nature of these variables. Therefore, this problem is considered to be a line of research to be developed within psychometrics.

Finally, one methodological aspect to be analyzed is the analysis of invariance with equal sample sizes. In this study, this analysis generated the same results as the one with original sizes. This result was to be expected due to the good fit of model previously evaluated in particular groups. If the model had not showed similar adjustments in the groups with original sample sizes, the analysis would have probably yielded different results (Brown, 2006).

References

- 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.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. doi: 10.1037//0033-2909.107.2.238
- Bollen, K. A. (1989). *Structural Equations with Latent Variables*. New York: Wiley. doi: 10.1002/9781118619179
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford.
- 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. doi: 10.1080/10705510701301834
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. doi: 10.1207/s15328007sem0902_5
- Cumsille, P., Martínez, M. L., Rodríguez, V., & Darling, N. (2014). Análisis psicométrico de la Escala Parental Breve (EPB): Invarianza demográfica y longitudinal en adolescentes chilenos. *Psykhé*, 23(2), 1-14. doi: 10.7764/psykhe.23.2.665
- Desa, D. (2014). Evaluating measurement invariance of TALIS 2013 Complex Scales: Comparison between continuous and categorical multiple-group confirmatory factor analyses. *OECD Education Working Papers*, 103, 2-39. Paris: OECD Publishing. doi: 10.1787/5jz2kbbv1b7k-en
- Guedea, J. C., Ornelas, M., Rodríguez, J. M., & Gastélum, G. (2012). Invarianza factorial de la Escala de Ansiedad Asociada a la Imagen Corporal en estudiantes universitarios de educación física y ciencias de la salud. *Formación Universitaria*, 5(6), 39-50. doi: 10.4067/s0718-50062012000600005
- Hartwig, J., & Gregg, N. (2007). The role of extended time on the SAT reasoning test for students with disabilities and/or Attention-Deficit/Hyperactivity Disorder. *Learning Disabilities Research & Practice*, 22(2), 85-95. doi: 10.1111/j.1540-5826.2007.00233.x
- Hortensius, L. (2012). Project for Introduction to Multivariate Statistics: Measurement Invariance. Retrieved from <https://pdfs.semanticscholar.org/6d69/f889d6acd9a58706e8e230e4e43ab4ae3bda.pdf>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes

- in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Jiménez, K., & Morales, E. (2010). Validez predictiva del promedio de admisión de la Universidad de Costa Rica y sus componentes. *Actualidades en Psicología*, 23(110), 21-55. doi: 10.15517/ap.v23i110.11
- Kaplan, D. (2009). *Structural Equation Modeling: Foundations and Extensions* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications. doi: 10.4135/9781452226576
- Kosiol, N. A. (2010). *Evaluating measurement invariance with censored ordinal data: A Monte Carlo comparison of alternative model estimators and scales of measurement* (Master's thesis). Retrieved from <https://digitalcommons.unl.edu>
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525-543. doi: 10.1007/bf02294825
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 111-121. doi: 10.21500/20112084.857
- Millsap, R. E. (2007). Invariance in measurement and prediction revisited. *Psychometrika*, 72(4), 461-473. doi: 10.1007/s11336-007-9039-7
- Millsap, R. E., & Yun-Tein, J. (2004). Assessing factorial invariance in ordered-categorical measures. *Multivariate Behavioral Research*, 39(3), 479-515.
- Montero-Rojas, E., Villalobos-Palma, J., & Valverde-Bermúdez, A. (2014). Factores institucionales, pedagógicos, psicosociales y sociodemográficos asociados al rendimiento académico en la Universidad de Costa Rica: Un análisis multinivel. *Relieve*, 13(2), 215-234. doi: 10.7203/relieve.13.2.4208
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998). *Mplus user's guide*. Los Angeles, CA: Author.
- Piqueras, J. A., Olivares, J., Vera-Villaruel, P., Marzo, J. C., & Kuhne, W. (2012). Invarianza factorial de la Escala para la Detección de Ansiedad Social (EDAS) en adolescentes españoles y chilenos. *Anales de Psicología*, 28(1), 203-214. Retrieved from <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=16723161023>
- Pornprasertmanit, S. (2015). *Package semTools*. Retrieved in 2015 from <http://cran.rproject.org/web/packages/semTools/semTools.pdf>
- PPPAA (2014). Prueba de Aptitud Académica. In Smith, V. (Ed.), *Compendio de Instrumentos de Medición del IIP-2014*.
- R Core Team (2014). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing: Vienna, Austria.
- Rock, D. A., Werts, C., & Grandy, J. E. (1981) *Construct validity of the GRE Aptitude Test across populations-An empirical confirmatory study* (Report 81-57). ETS. doi: 10.1002/j.2333-8504.1981.tb01284.x
- Rojas-Torres, L. (2013). Validez predictiva de los componentes del promedio de admisión a la Universidad de Costa Rica utilizando el género y el tipo de sexo como variables control. *Actualidades Investigativas en Educación*, 13(1), 1-24. doi: 10.15517/aie.v13i1.11707
- Rojas-Torres, L. (2014). Evidencias de validez de la Prueba de Aptitud Académica de la Universidad de Costa Rica basadas en su estructura interna. *Actualidades en Psicología*, 28(116), 15-26. doi: 10.15517/ap.v28i116.14889
- Rosseel, Y. (2012). Llavaan: An R package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. doi: 10.18637/jss.v048.i02
- Sideridis, G. D., Tsaousis, I., & Al-harbi, K. A. (2015). Multi-population invariance with dichotomous measures: Combining multi-group and MIMIC methodologies in evaluating the General Aptitude Test in the Arabic language. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 33(6), 568-584. doi: 10.1177/0734282914567871
- Widaman, K. F., & Reise, S. P. (1997). Exploring the measurement invariance of psychological instruments: Applications in the substance use domain. In K. J. Bryant, M. Windle & S. G. West

(Eds.), *The science of prevention: Methodological advances from alcohol and substance abuse research* (pp. 281-324). Washington, DC: American Psychological Association. doi: [10.1037/10222-009](https://doi.org/10.1037/10222-009)

Desarrollo y validación de un instrumento para medir discriminación percibida en la comunidad LGBT

Development and Validation of an Instrument for the Measurement of Perceived Discrimination in the LGBT Community

Juan Aníbal González-Rivera *¹, Suham Pabellón-Lebrón²

1- Ponce Health Sciences University, Ponce, Puerto Rico

2- Universidad Interamericana de Puerto Rico, Recinto Metropolitano, Puerto Rico.

Introducción
Marco conceptual
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 24/03/2018 Revisado: 10/05/2018 Aceptado: 28/05/2018

Resumen

El presente estudio analiza las propiedades psicométricas de la Escala de Discriminación Percibida en la Comunidad LGBT (Lesbianas, Gays, Bisexuales y Transgénero) en una muestra de adultos puertorriqueños. Un total de 305 miembros de la comunidad LGBT participaron en este estudio de carácter exploratorio y psicométrico. Los resultados confirmaron que la escala posee una estructura de dos factores. Estos factores son *discriminación individual* y *discriminación grupal*. Un total de 20 ítems cumplieron con los criterios de discriminación y cargas factoriales apropiadas (10 ítems por factor). El índice de confiabilidad alfa de Cronbach para ambas subescalas fue .89. Estos resultados sugieren que la escala tiene el potencial para medir este constructo en miembros de la comunidad LGBT en Puerto Rico.

Palabras clave: *discriminación, LGBT, homosexualidad, propiedades psicométricas, validación*

Abstract

This article examines the psychometric properties of the Discrimination Perceived in the LGBT (Lesbians, Gays, Bisexuals and Transgender) Community Scale in a sample of Puerto Rican adults. A total of 305 individuals from the LGBT community participated in this exploratory and psychometric study. The results indicated that the scale fits better into a model of two factors. These factors are *Personal Discrimination* and *Group Discrimination*. A total of 20 items matched the criteria of discrimination and presented appropriate factor loadings (10 items by factor). The reliability index of the subscales was .89 (Cronbach's alpha). These results suggest that the instrument has the potential to measure this construct among members of the LGBT community in Puerto Rico.

Keywords: *discrimination, LGBT, homosexuality, psychometric properties, validation*

*Correspondencia a: Dr. Juan A. González-Rivera. Dirección Postal: 500 West Main Suite 215, Bayamón, Puerto Rico, 00961. Tel.: 011 787 315 6034. e-mail: dr.juananibalgonzalez@outlook.com

Cómo citar este artículo: González-Rivera, J. A., & Pabellón-Lebrón, S. (2018). Desarrollo y validación de un instrumento para medir discriminación percibida en la comunidad LGBT. *Revista Evaluar*, 18(2), 59-74. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Nota de Autor:

Los autores expresan que no hubo conflictos de intereses al redactar el manuscrito. Para permiso de uso y descargar el instrumento, visite www.juananibalgonzalez.com.

Introducción

En Puerto Rico, así como en muchos países del mundo, la comunidad LGBT (lesbianas, gays, bisexuales, transgénero y demás orientaciones sexuales distintas de la heterosexual) es víctima de discriminación, prejuicio y rechazo social. Incluso, a pesar de los múltiples eventos históricos protagonizados por miembros de la comunidad LGBT en búsqueda de equidad, la heterosexualidad y la identidad de género relacionada con el sexo biológico continúan siendo vistos como las formas sociales y culturales normalmente establecidas (Francia-Martínez, Esteban, & Lespier, 2017). Dentro de la sociedad puertorriqueña, este fenómeno, también llamado “heteronormalidad”, es causante de la valoración negativa, convertida en prejuicio, en referencia a la orientación sexual del individuo homosexual, lesbiana o bisexual (Fernández-Rodríguez & Calderón-Squiabro, 2014).

La literatura científica confirma que la discriminación, tanto en contra de la comunidad LGBT como de otros grupos marginados, es en la actualidad un fenómeno social ampliamente extendido que tiene terribles consecuencias en la salud mental de las personas discriminadas (Borges, Lee, Tran, & Van Ryn, 2007; Sandfort, de Graaf, & Bijl, 2003; Singh & Dickey, 2016; Woodford, Pacey, Kulick, & Hung, 2015). A pesar de que estas nocivas consecuencias para el bienestar psicológico son conocidas (Bostwick, Boyd, Hughes, West, & McCabe, 2014; Fingerhut, Peplau, & Gable, 2010), en Puerto Rico no existe una escala diseñada para medir la discriminación percibida por los miembros de la comunidad LGBT. El desarrollo y validación de una escala de este tipo ayudaría a la comunidad científica puertorriqueña a conocer el sentir de este grupo para brindar apoyo en la creación de posibles organizaciones, de programas institucionales y de políticas públicas

a favor de la comunidad LGBT.

Teniendo esto en consideración, este proyecto tuvo como objetivo principal desarrollar y validar un instrumento que mida, específicamente, discriminación percibida individual (experiencias personales de discriminación) y discriminación percibida grupal (acciones discriminatorias hacia el colectivo LGBT). A estos efectos, el presente estudio se orienta a comprobar si las propiedades psicométricas del instrumento avalan su utilización en contextos clínicos e investigativos. También se intenta determinar si la distribución factorial del instrumento evidencia ambas dimensiones propuestas, discriminación individual y discriminación grupal. Con este fin, se analizaron las propiedades psicométricas del instrumento. Esto permitirá ofrecer a la comunidad científica un instrumento válido y confiable que contribuya al avance del estudio de este fenómeno en Puerto Rico y América Latina.

Marco Conceptual

La discriminación percibida se define como la experiencia subjetiva y cognitiva de sentirse víctima de discriminación en un contexto socio-cultural e histórico que se actualiza mediante el discurso (González-Rivera, Pabellón-Lebrón, & Rosario-Rodríguez, 2017). Por otra parte, el acrónimo LGBT se utiliza para denominar varias orientaciones sexuales e identidades de género, y cada una de sus letras se refiere a una población diferente (lesbianas, gays, bisexuales y transgénero). Existen diversas variaciones de este acrónimo, entre ellas LGBTT, para incluir a la población transexual, LGBTTQ, que hace referencia al género “queer”, LGBTTQQ, para incluir a las personas autodenominadas como “questioning”, y también puede encontrarse el acrónimo LGBT-TQQI que incluye entre sus siglas a la población

intersexual. Para el propósito de esta investigación, se utilizará el acrónimo LGBT en referencia todas las poblaciones anteriormente mencionadas.

La discriminación percibida por la comunidad LGBT se define como la experiencia subjetiva y cognitiva de personas homosexuales, lesbianas, bisexuales, transgénero, transexuales, “queer”, “questioning” e intersexuales de sentirse víctimas de discriminación en un contexto socio-cultural e histórico que se actualiza mediante el discurso. La mayoría de las investigaciones sobre discriminación subdividen este constructo en dos dimensiones: *discriminación individual* y *discriminación grupal* (Armenta & Hunt, 2009; González-Rivera et al., 2017). La primera se refiere a las experiencias personales de discriminación, entiéndase conductas discriminatorias dirigidas particularmente hacia un individuo, mientras que la segunda se relaciona con las acciones y conductas discriminatorias dirigidas hacia el colectivo en su conjunto (p. ej., manifestaciones masivas, políticas públicas, leyes y otorgamiento o eliminación de derechos en una sociedad).

Discriminación hacia la Comunidad LGBT

Una de las principales razones por la que ha sido difícil proteger los derechos de la comunidad LGBT en Puerto Rico es el fuerte cabildeo de sectores religiosos, políticos tradicionales y fundamentalistas, y las políticas públicas que generalmente no promueven la equidad (Rodríguez-Madera, Ramos-Pibernus, Padilla, & Varas-Díaz, 2016). Más allá de meras suposiciones antagónicas, se ha encontrado que las creencias religiosas fundamentalistas y tradicionales están directamente relacionadas con altos niveles de estigma y rechazo hacia la comunidad LGBT (Nazario-Serrano, 2016), mientras que la identificación con un grupo religioso y la participación

de actividades religiosas están asociadas a la manifestación de actitudes homofóbicas y a mayor distancia social hacia esta comunidad (Fernández-Rodríguez & Calderón-Squiabro, 2014; Nieves-Rosa, 2012).

Peyorativos como “loca”, “pato” y “maricón” son comúnmente utilizados para devaluar a estos individuos por su orientación sexual (González-Guardarrama & Toro-Alfonso, 2012). Según participantes de un estudio realizado por Luiggi-Hernández et al. (2015), las experiencias ofensivas frecuentemente reportadas incluyeron burlas (48%), comentarios negativos sobre la comunidad LGBT (37%), preguntas constantes sobre su orientación sexual (34%) y hostigamiento sexual (21%). Este tipo de agresiones, a consecuencia de la exposición a un clima experiencial heterosexista, se asocia a mayores niveles de estrés percibido y un aumento en los síntomas relacionados con la ansiedad (Woodford et al., 2015). Conjuntamente, los individuos expuestos podrían presentar limitaciones en su lugar de trabajo y en algunos casos optar por el suicidio (González-Guardarrama & Toro-Alfonso, 2012). De igual forma, la discriminación hacia las personas identificadas como transexuales y transgénero está ampliamente extendida en la sociedad actual y es manifestada comúnmente a través de burlas, violencia y microagresiones, que ponen a estas personas en riesgo de sufrir ansiedad, depresión, traumas, abuso de sustancias, VIH/SIDA y cometer suicidio (Singh & Dickey, 2016).

Esta discriminación percibida por los miembros de la comunidad LGBT juega un papel determinante en la elección de hacer pública su orientación sexual, o esconderla y disfrutar de su sexualidad. Esta situación se refleja en los resultados de un estudio realizado por Rodríguez-Díaz, Jovet-Toledo, et al. (2016) en el que el 49% de la muestra identificó el rechazo familiar como la causa principal del ocultamiento de su iden-

tividad de género u orientación sexual. El miedo a la discriminación (41%) y al bullying (38%) también influyeron en las decisiones de estos individuos. En otro estudio similar realizado por [González-Guardarrama y Toro-Alfonso \(2012\)](#), los participantes expresaron sentir miedo por lo que dirían otras personas con respecto a sus preferencias, lo que reflejó impotencia, frustración y tristeza, y puso de relieve la importancia de las construcciones sociales y familiares. Estos participantes también mencionaron haber sido víctimas de humillaciones, marginación, prejuicios y atropellos por ser diferentes, como así también haber sentido que carecían de los mismos derechos que tienen los heterosexuales en la sociedad.

Este tipo de discriminación puede manifestarse en diversos escenarios sociales sin importar las normas generales, códigos de conducta o políticas institucionales de los mismos. Los autores [Rivera-Quiñones, Toro-Alfonso y Meléndez \(2013\)](#) realizaron un estudio utilizando una muestra compuesta por 103 miembros de la comunidad LGBT de los cuales 65 participantes admitieron haber evitado hacer alguna muestra de cariño o amistad a un compañero de trabajo o de clases por temor a que pudiera pensar que lo hacían por su orientación sexual, mientras que 63 participantes informaron haberse sentido obligados a cambiar el género o utilizar términos generales para referirse a sus parejas al hablar de estas con compañeros de trabajo o de clases. Por otro lado, 64 participantes mencionaron haber sido molestados por algún compañero de trabajo o de clases a causa de su orientación sexual, así como 58 de los 103 participantes mencionaron que alguna vez habían sido verbalmente insultados por esta misma razón. De los mismos resultados se desprende que 56 participantes reconocieron haber sentido miedo de hablar y participar en una conversación con desconocidos por temor a que el grupo pensara que era gay/lesbiana/transgénero.

Otros autores como [Rodríguez-Díaz, Martínez-Vélez, et al. \(2016\)](#) encontraron que el 50% de los participantes de su estudio reportaron haber sido discriminados por su orientación o identidad sexual en la escuela, el 26% de estos reportó haber percibido discriminación en sus trabajos, mientras que un 19% indicó haber percibido discriminación al momento de solicitar servicios gubernamentales. Incluso, en el ambiente laboral, resultados como los encontrados por [Rosario-Hernández, Rovira-Millán, Luna-Cruz, Neris y Acevedo \(2009\)](#), exponen que, para evitar ser víctimas de discriminación por su orientación sexual, algunos empleados identificados con la comunidad LGBT utilizan estrategias de evitación y fingimiento, a pesar de que estas estén asociadas a la presencia de sintomatología depresiva y a una menor satisfacción laboral.

Por otra parte, la protección ante la discriminación por orientación sexual e identidad de género en el escenario laboral, el derecho al matrimonio entre parejas del mismo sexo y a la adopción y la protección contra la violencia de género, fueron consideradas por los miembros de la comunidad LGBT como las medidas más importantes en lo relacionado a su bienestar social ([Rodríguez-Díaz, Jovet-Toledo, et al., 2016](#); [Rodríguez-Díaz, Martínez-Vélez, et al., 2016](#)). Cabe mencionar que el grado de aceptación social está asociado con el bienestar psicológico de los miembros de esta comunidad, mientras que su identidad de género desempeña un rol influyente en la relación entre el grado de aceptación y el bienestar psicológico ([Woodford et al., 2015](#)). Para esta comunidad, el apoyo social proporcionado por la familia y los amigos constituye un importante factor de bienestar, y se observa que, a mayor percepción de apoyo por parte de estos, menores los niveles de depresión y ansiedad y mejor autoestima ([Marchueta-Perez, 2014](#)).

Método

Diseño

Esta investigación tiene un diseño de estudio instrumental (Ato, López, & Benavente, 2013; Montero & León, 2007). En ella se analizaron las propiedades psicométricas de la Escala de Discriminación Percibida en la Comunidad LGBT para su validación en Puerto Rico.

Participantes

Se trabajó con una muestra no probabilística constituida por 305 participantes de la comunidad LGBT en Puerto Rico, con una edad promedio de 34.75 (DE = 10.578). En la Tabla 1 se presentan los datos sociodemográficos de los participantes. Para participar en este estudio, se establecieron los siguientes criterios de inclusión: (1) ser mayor de 21 años de edad, (2) ser residente en Puerto Rico y (3) auto-identificarse como parte de la comunidad LGBT.

Instrumentos

Cuestionario de Datos Generales. Para identificar las características sociodemográficas de la muestra, se desarrolló un cuestionario de datos generales, que recogía información importante en cuanto a la edad, sexo, orientación sexual y preparación académica.

Escala de Discriminación Percibida en la Comunidad LGBT. Este instrumento fue desarrollado por los investigadores para medir la discriminación percibida por las personas auto-identificadas como parte de la comunidad LGBT. La versión original del instrumento estaba constituida por 50 premisas distribuidas de acuerdo a un modelo de dos factores: discriminación personal y discrimi-

Tabla 1

Información sociodemográfica de la muestra.

Variables	f	%
<i>Sexo</i>		
Femenino	94	30.8
Masculino	205	67.2
Transgénero	6	2.0
<i>Preparación Académica</i>		
Escuela superior o menos	12	3.9
Grado asociado / técnico	45	14.8
Bachillerato	126	41.3
Maestría	94	30.8
Doctorado o grado equivalente	28	9.2
<i>Estado sentimental</i>		
Soltero/a	141	46.2
Casado/a	33	10.8
Noviazgo	53	17.4
Convivencia	78	25.6
<i>Orientación Sexual</i>		
Gay	190	62.3
Lesbiana	65	21.3
Bisexual	45	14.8
Otra	5	1.6

Nota. N = 305.

nación grupal. El instrumento tiene una escala de respuesta tipo Likert de seis puntos: 1 (*Totalmente en desacuerdo*), 2 (*En desacuerdo*), 3 (*Parcialmente en desacuerdo*), 4 (*Parcialmente de acuerdo*), 5 (*De acuerdo*), y 6 (*Totalmente de acuerdo*). El puntaje más bajo que se podía obtener en la versión original es 50 y el más alto es 300, con lo cual a mayor puntuación obtenida en la escala, mayor discriminación percibe la persona.

Procedimientos

La recopilación de datos se llevó a cabo mediante el uso de cuestionarios a través de la plataforma PsychData utilizando como método de reclutamiento las redes sociales: Facebook, Twitter, Google+, WhatsApp, entre otras. Para proteger y

garantizar los derechos de los participantes, utilizamos una hoja de consentimiento informado en la que se notificaba lo siguiente: (a) el propósito del estudio, (b) la naturaleza voluntaria del estudio, (c) los posibles riesgos y beneficios, (d) el derecho del participante a retirarse del estudio en cualquier momento, (e) la institución de procedencia y (f) los datos de identificación y contacto de los investigadores. Una vez recopilados los datos, analizamos los mismos utilizando el sistema para análisis estadísticos IBM SPSS versión 24.0 (IBM Corporation, 2016). Específicamente, se realizaron análisis descriptivos de la muestra, análisis factorial exploratorio, análisis de discriminación de ítems, análisis de confiabilidad, análisis de comparación y análisis de correlación entre los factores.

Para el análisis factorial exploratorio se utilizó el método de extracción de ejes principales con rotación oblicua para identificar las variables latentes que subyacen en los ítems. Se utilizó este procedimiento de ajuste por dos razones principales: (1) el método de extracción de ejes principales no se fundamenta en el supuesto de normalidad (Fabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan, 1999) y (2) la rotación oblicua es más precisa y provee más información que la rotación ortogonal (Schmitt, 2011). Para determinar el número de factores se utilizaron dos criterios: el gráfico de sedimentación (*Scree Test*) y la cantidad de varianza explicada mediante el número de factores extraídos. El gráfico de sedimentación pretende identificar los factores cuyo valor asociado es lo suficientemente grande como para ser considerado. El punto de inflexión donde cambia la tendencia del gráfico, pasando de una pendiente pronunciada a una pendiente mínima, se toma como indicador del número de factores a extraer. En cuanto al segundo criterio, Hatcher (1994) sugiere que los factores a considerar sean aquellos que expliquen al menos un 5% de la varianza. En

este caso, dos factores cumplieron estos criterios. Como criterios de aceptación, se consideraron aquellos ítems con una carga factorial mayor a .50 en un solo factor (Stevens, 2002).

Para conocer la capacidad de discriminación de los ítems de los factores se calculó el índice de correlación ítem total (r_{bis}). Se identificaron como adecuados aquellos ítems cuyos valores estuviesen dentro de los puntos de corte .30 y .70 (Field, 2013). Para conocer el grado de confiabilidad de los factores, se calcularon el coeficiente alfa de Cronbach y división en mitades de Spearman-Brown. DeVellis (2017) indica que índices mayores a .70 son aceptables e índices entre .80 y .90 son buenos. Sin embargo, sugiere que en el caso de que los alfas sean mayores a .90 se revisen los ítems de la escala para considerar acortar la misma. Por su parte, Campo-Arias y Oviedo (2008) explican que índices superiores a .90 sugieren redundancia o duplicación de ítems, es decir, que por los menos un par de ítems miden exactamente el mismo aspecto del constructo y uno de ellos debe eliminarse.

Para el análisis factorial confirmatorio se utilizó el programa estadístico STATA versión 14.1 (StataCorp., 2017), con el método de estimación de máxima verosimilitud y las correcciones de Satorra y Bentler (2001). Para evaluar el ajuste del modelo se utilizaron los siguientes índices de bondad de ajuste: chi-cuadrado (χ^2), error medio cuadrático de aproximación (RMSEA), índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de ajuste comparativo (CFI). Para que exista un ajuste aceptable del modelo los valores de CFI y TLI deben ser $\geq .90$ y los valores del RMSEA deben ser $\leq .08$ (Byrne, 2010; Hu & Bentler, 1999). Por su parte, los coeficientes de regresión de cada ítem en su respectivo factor debían superar el .50 (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006).

La correlación entre los factores del instrumento se calculó utilizando el coeficiente

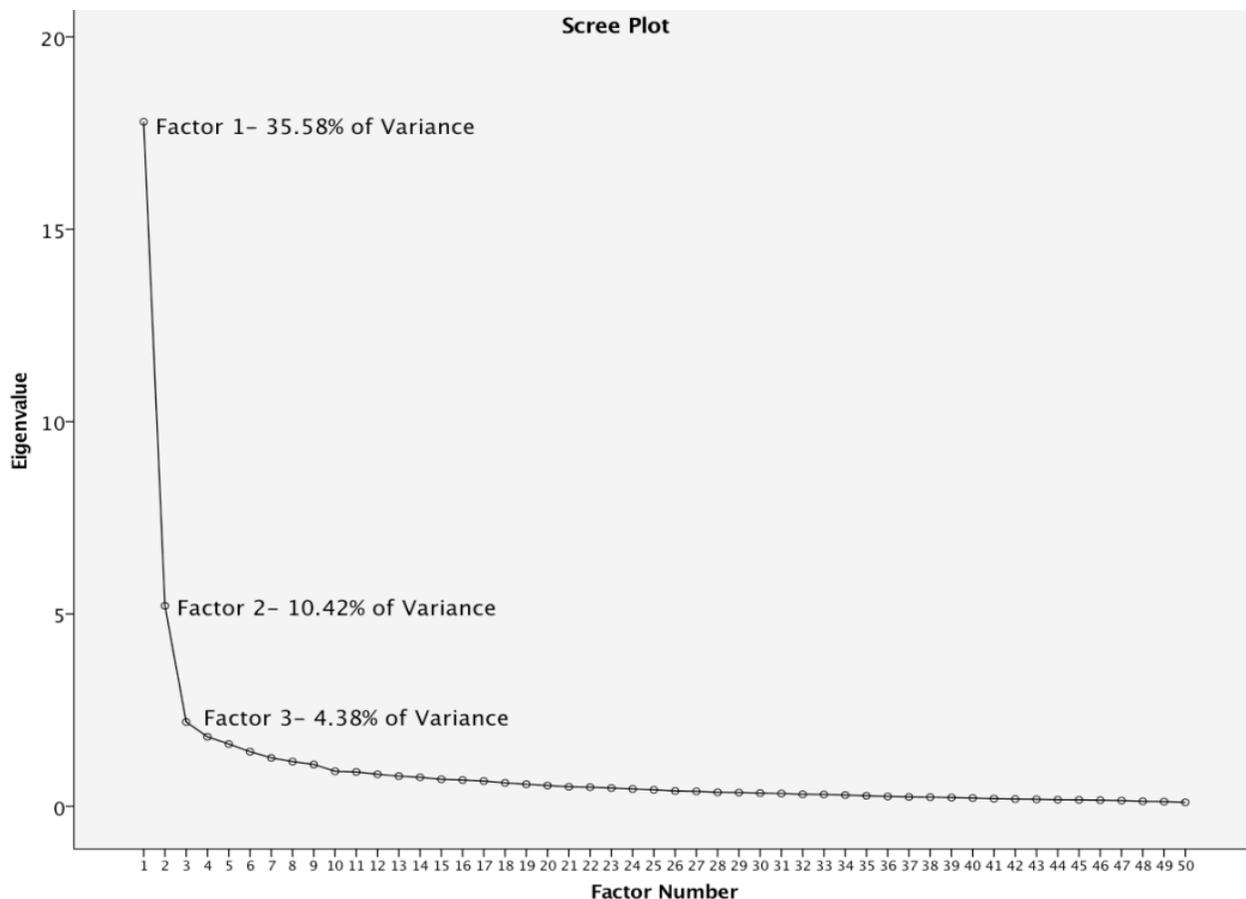


Figura 1

Gráfica de sedimentación y varianza explicada por los primeros factores.

producto-momento de Pearson (r). Valores inferiores a .35 se consideran correlaciones débiles o bajas, valores entre .36 y .67 se consideran correlaciones moderadas, valores entre .68 y .89 se consideran correlaciones altas y, por último, valores de .90 en adelante se consideran correlaciones muy altas (Taylor, 1990). El tamaño del efecto de la correlación se calculó mediante el coeficiente de determinación r^2 . Por su parte, las diferencias entre las medias de los factores se analizaron mediante la prueba t y el tamaño del efecto con la d de Cohen.

Resultados

Se realizó un primer análisis factorial exploratorio para evaluar la adecuación de los datos y auscultar cuantos factores explican 5% o más de la varianza para ser retenidos. La Prueba de Kaiser-Meyer-Olkin apoyó la adecuación de los datos de muestreo para el análisis, $KMO = .938$. La prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa, $\chi^2_{(1225)} = 10622.961$, $p < .001$, indicando que las correlaciones entre los reactivos fueron significativamente diferentes de cero, siendo este un indicador adicional de la adecuación para el análisis factorial. Considerando el criterio del 5% de la varianza explicada y la gráfica de sedimentación, se decidió retener dos factores, ya que los factores 3 en adelante explicaban menos del 4.38% de la varianza (véase Figura 1).

En los análisis factoriales posteriores, se consideraron como aceptables aquellos ítems con una carga factorial mayor a .50 en un solo factor. Al realizar el análisis restringido a dos factores, de los 50 ítems se eliminaron 10 ya que no cumplieron con los criterios de selección (ítems 17, 18, 20, 21, 25, 26, 27, 29, 37, 42). Luego, otros cuatro ítems fueron eliminados al no guardar relación teórica con los ítems identificados en su factor de mayor carga (ítems 38, 39, 40, 41). Este procedimiento redujo la escala a 36 ítems, 20 ítems en la subescala de discriminación individual y 16 ítems para la subescala de discriminación grupal. En la Tabla 2 se pueden apreciar las cargas factoriales de esta versión de la escala.

Los ítems correspondientes a cada factor fueron sometidos a análisis de discriminación mediante el cálculo del índice de correlación ítem total (r_{bis}) y a análisis de confiabilidad. Al observar los valores obtenidos en el total de correlación por ítem se identificaron y eliminaron ocho ítems (5, 7, 10, 11, 14, 24, 33 y 35) con índices fuera de los puntos de corte ($r_{bis} > .30$ y $< .70$). Además, dado que las subescalas obtuvieron un coeficiente alfa de Cronbach de .92, se examinaron los ítems para identificar redundancia o duplicidad en el contenido de los mismos. Se observó que los ítems 4, 9, 19, 23, 30, 32, 34 y 36 miden aspectos semejantes a otros ítems de sus correspondientes subescalas, por lo cual fueron eliminados. Esto redujo la escala a 20 ítems, 10 ítems en la subescala de discriminación individual y 10 ítems para la subescala de discriminación grupal. Estos 20 ítems de la última versión fueron sometidos a análisis factorial exploratorio y a análisis de discriminación mediante el cálculo del índice de correlación ítem-total.

El análisis factorial exploratorio mostró nuevamente una estructura de dos factores que explicaban el 52% de la varianza, del cual el 39% lo explica el factor 1 y el 13% lo explica el factor 2.

Al revisar las cargas factoriales de estos reactivos, se observó que todos cumplieran con los criterios de inclusión. Las pruebas de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = .907) y la prueba de esfericidad Bartlett ($\chi^2_{(190)} = 3004.659$, $p < .001$) apoyaron la adecuación de los datos de muestreo para el análisis. A su vez, el análisis de discriminación de los ítems reveló que todos los índices están dentro de los puntos de corte sugeridos por Field (2013). En la Tabla 3 se presentan las cargas factoriales y los índices de discriminación obtenidos por los ítems en su respectiva subescala.

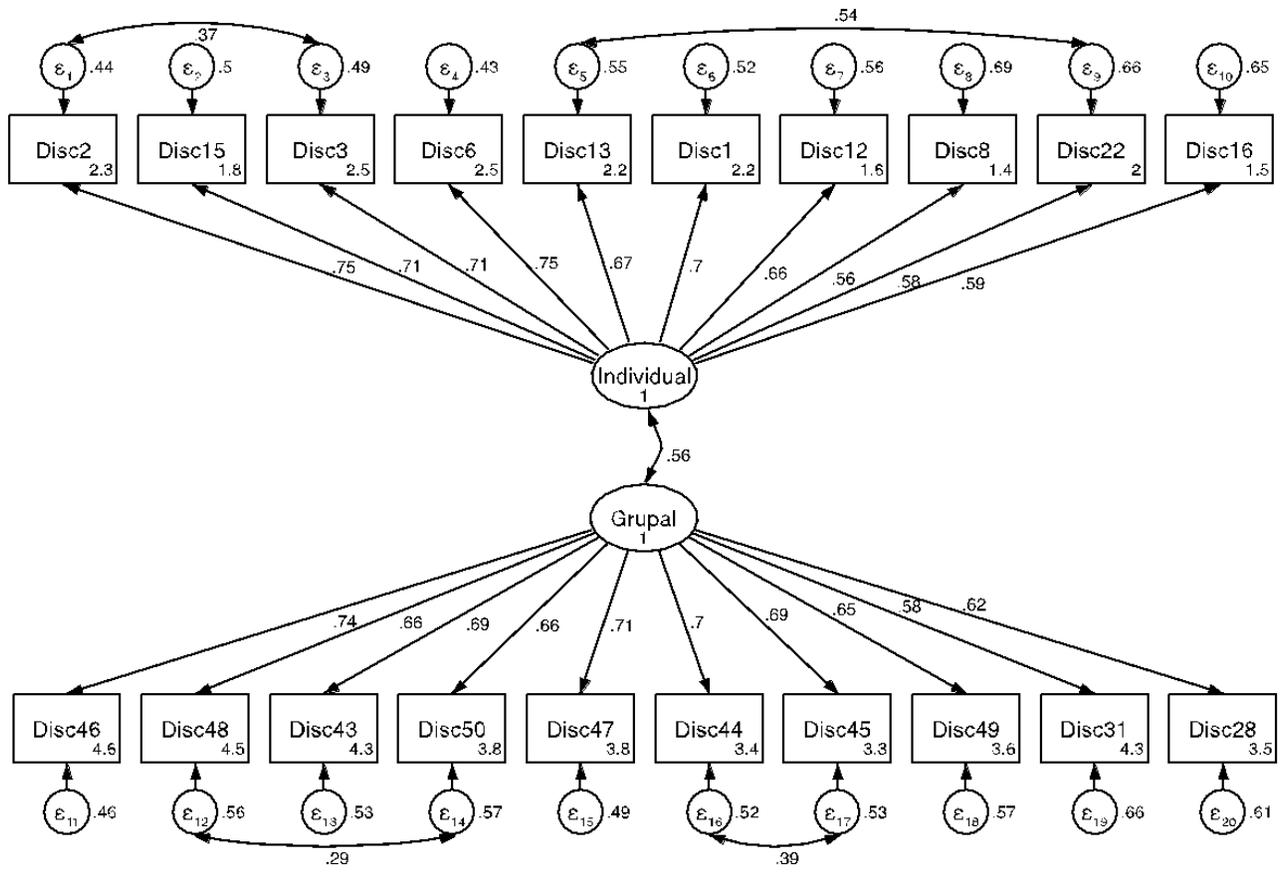
Los 20 ítems de la escala final fueron sometidos a un análisis factorial confirmatorio con ecuaciones estructurales. El modelo puesto a prueba estaba conformado por dos factores latentes: discriminación individual y discriminación grupal (véase Figura 1). Los resultados arrojaron un ajuste adecuado para el modelo con las correspondientes liberaciones entre errores, $\chi^2_{(190)} = 388.41$, $p < .001$; RMSEA = .07; CFI = .92; TLI = .91; $\chi^2_{\text{corregido}(190)} = 320.82$, $p < .001$; RMSEA_{corregido} = .06; CFI_{corregido} = .93; TLI_{corregido} = .92. A su vez, se examinaron los coeficientes de regresión de cada ítem, esperando que cada uno de estos fuese mayor a .50. Los coeficientes de regresión fluctuaron entre .56 y .75 (véase Tabla 3).

Luego, se analizó la confiabilidad de las dos subescalas de la versión final del instrumento. Para ello se utilizaron dos métodos: el coeficiente alfa de Cronbach y división en mitades de Spearman-Brown. Ambas subescalas mostraron coeficientes alfa de Cronbach de .89 y coeficientes Spearman-Brown de .86. Por último, se analizó la relación entre las subescalas mediante la correlación r de Pearson ($r = .51$, $p < .001$, $r^2 = .26$) y las diferencias entre las medias de las subescalas mediante la prueba t . El análisis de comparación reflejó que los participantes perciben estadísticamente más discriminación grupal ($M = 50.45$) que discriminación individual

Tabla 2
Cargas factoriales superiores a .50 en la Versión de 36 ítems de la escala.

Ítems	1	2
14. He recibido insultos de personas extrañas por ser LGBT.	.79	
5. He sido menospreciado públicamente por mi orientación sexual.	.78	
24. He sido discriminado por manifestar abiertamente mi orientación sexual.	.78	
10. He recibido insultos por mi orientación sexual.	.76	
7. He sido acosado verbalmente por mi orientación sexual.	.76	
11. Se han burlado de mí por ser LGBT.	.72	
13. Me han puesto sobrenombres despectivos por mi orientación sexual.	.71	
15. He recibido insultos de personas conocidas por ser LGBT.	.71	
6. He sido juzgado por no ser heterosexual.	.71	
4. He experimentado personalmente prejuicio y discrimen por mi orientación sexual.	.70	
8. He sido acosado físicamente por ser LGBT.	.68	
22. He sido víctima de bullying por mi orientación sexual.	.67	
2. Me tratan diferente porque no soy heterosexual.	.67	
3. En ciertos ambientes siento que las personas me rechazan porque soy LGBT.	.63	
23. He sido víctima de bullying a través de las redes sociales por mi orientación sexual.	.62	
12. He sido tratado injustamente en mi trabajo o lugar de estudios por ser LGBT.	.61	
9. He sido agredido físicamente por ser LGBT.	.59	
1. La gente generalmente piensa que soy inmoral porque soy LGBT.	.58	
19. Mis compañeros de trabajo o estudios me han rechazado por ser LGBT.	.58	
16. He sido tratado injustamente en restaurantes o tiendas por mi orientación sexual.	.57	
48. El sistema educativo del país no se ajusta a las necesidades de la comunidad LGBT.		.73
36. La legislatura de mi país discrimina a la comunidad LGBT.		.73
35. Las personas piensan que la orientación sexual de la comunidad LGBT es abominable.		.72
46. Las personas LGBT son generalmente excluidas de grupos religiosos/iglesias.		.70
50. La comunidad LGBT carece de servicios especializados.		.70
33. En mi país, asocian a la comunidad LGBT con enfermedades de transmisión sexual.		.69
34. En las escuelas de mi país no se enseña sobre las contribuciones importantes de...		.67
43. En público, las parejas del mismo sexo no son tratadas de la misma forma que las...		.67
31. Los políticos de mi país minimizan las necesidades de la comunidad LGBT.		.66
32. En mi país, se piensa que todas las personas LGBT son promiscuas.		.64
47. La sociedad no apoyaría a un candidato LGBT que aspire a un puesto político.		.64
44. Las personas suelen tratar irrespetuosamente a la comunidad LGBT.		.63
45. Generalmente, las personas LGBT no son aceptadas socialmente.		.57
49. En donde vivo, las personas LGBT son vistas como pecadores.		.57
30. Las leyes de mi país marginan a la comunidad LGBT.		.55
28. En mi país, la comunidad LGBT es objeto de burlas.		.53

Nota. Factor 1 = Discriminación individual; Factor 2 = Discriminación grupal. KMO = .939.

**Figura 1**

Modelo final de la Escala de Discriminación Percibida en la Comunidad LGBT.

($M = 35.13$), $t_{(304)} = -23.600$, $p < .001$, $d = 1.38$. La Tabla 4 muestra los estadísticos descriptivos de las subescalas, los coeficientes de confiabilidad y las correlaciones entre las subescalas del instrumento.

Discusión

En Puerto Rico, así como en muchos países del mundo, la comunidad LGBT es víctima de discriminación, prejuicio y rechazo social. Sin embargo, la comunidad científica del país no cuenta con un instrumento diseñado para medir la discriminación percibida por los miembros de la comuni-

dad LGBT en escenarios clínicos, sociales o académicos. Es por ello que el presente estudio tuvo como propósito desarrollar, validar y examinar las propiedades psicométricas de la Escala de Discriminación Percibida en la Comunidad LGBT. Los resultados confirman que el instrumento posee las propiedades psicométricas adecuadas para medir discriminación percibida desde dos dimensiones claramente distinguibles: discriminación individual y discriminación grupal. A su vez, los índices de confiabilidad alcanzados respaldan empíricamente la consistencia interna de las dos subescalas del instrumento.

En términos teóricos, el análisis factorial exploratorio reveló la existencia de dos factores

Tabla 3

Cargas factoriales, índices de discriminación y coeficientes de regresión de los ítems.

Ítem	1	2	r_{bis}	β
2. Me tratan diferente porque no soy heterosexual.	.76		.69	.75
15. He recibido insultos de personas conocidas por ser LGBT.	.71		.67	.71
3. En ciertos ambientes siento que las personas me rechazan porque soy LGBT.	.71		.66	.71
6. He sido juzgado por no ser heterosexual.	.70		.69	.75
13. Me han puesto sobrenombres despectivos por mi orientación sexual.	.68		.68	.67
1. La gente generalmente piensa que soy inmoral porque soy LGBT.	.67		.63	.70
12. He sido tratado injustamente en mi trabajo o lugar de estudios por ser...	.66		.62	.66
8. He sido acosado físicamente por ser LGBT.	.61		.55	.56
22. He sido víctima de bullying por mi orientación sexual.	.61		.60	.58
16. He sido tratado injustamente en restaurantes o tiendas por mi orientación...	.59		.55	.59
46. Las personas LGBT son generalmente excluidas de grupos religiosos...		.75	.69	.74
48. El sistema educativo del país no se ajusta a las necesidades de la...		.75	.64	.66
43. En público, las parejas del mismo sexo no son tratadas de la misma...		.74	.65	.69
50. La comunidad LGBT carece de servicios especializados.		.72	.64	.66
47. La sociedad no apoyaría a un candidato LGBT que aspire a un puesto...		.72	.66	.71
44. Las personas suelen tratar irrespetuosamente a la comunidad LGBT.		.64	.68	.70
45. Generalmente, las personas LGBT no son aceptadas socialmente.		.64	.66	.69
49. En donde vivo, las personas LGBT son vistas como pecadores.		.58	.61	.65
31. Los políticos de mi país minimizan las necesidades de la comunidad LGBT.		.53	.54	.58
28. En mi país, la comunidad LGBT es objeto de burlas.		.51	.57	.62

Nota. Factor 1 = Discriminación individual (análisis factorial exploratorio); Factor 2 = Discriminación grupal (análisis factorial exploratorio); r_{bis} = índice de discriminación del ítem en su respectivo factor; β = coeficientes de regresión del ítem en su respectivo factor (análisis factorial confirmatorio).

Tabla 4

Medias, desviaciones estándar, alfas y correlaciones entre las subescalas.

Factor	M	DE	α	Spearman-Brown	1	2
Discriminación Individual	35.13	12.69	.89	.86	-	.56
Discriminación Grupal	50.45	9.31	.89	.86	.51	-

Nota. M = media; DE = desviación estándar; α = alfa de Cronbach. La correlación sobre la diagonal representa la correlación entre los factores latentes, mientras que la correlación bajo la diagonal representa la correlación de las puntuaciones directas. Todas las correlaciones fueron significativas a $p < .001$. (N = 305).

latentes en los ítems del instrumento, que fueron certificados posteriormente por el análisis factorial confirmatorio. Este hallazgo reproduce la lógica teórica utilizada por los autores en la redacción de los ítems del instrumento: discriminación individual y discriminación grupal. Estos dos factores deben considerarse escalas independientes que examinan dimensiones distintas de la discriminación percibida. De hecho, la diferencia estadísticamente significativa entre las medias de las subescalas y la correlación moderada entre los factores sugieren dos variables claramente diferenciables. La primera subescala, discriminación individual, evalúa las experiencias personales de discriminación percibidas por el individuo. Es decir, mide conductas discriminatorias concretas que el individuo experimenta en su vida, como, por ejemplo, trato diferente, insultos, rechazo, prejuicio, injusticias, acoso físico y bullying. La literatura científica ha asociado consistentemente estas experiencias personales con deterioros significativos en la salud mental de la comunidad LGBT (Borges et al., 2007; Sandfort et al., 2003; Singh & Dickey, 2016; Woodford et al., 2015).

Por su parte, la segunda subescala, discriminación grupal, evalúa la percepción que tiene el individuo sobre las acciones y conductas discriminatorias dirigidas al colectivo LGBT en su conjunto, tales como exclusión religiosa, poca visibilidad en la política pública, desigualdad educativa, carencia de servicios especializados, rechazo social generalizado, sobregeneralizaciones morales y burla colectiva. Como otra importante aportación teórica respecto a otros estudios, nuestros resultados confirmaron lo que investigaciones previas han encontrado en otros grupos minoritarios (Lahoz-Ubach & Forns-Santacana, 2016), que los miembros de la comunidad LGBT perciben un mayor nivel de discriminación dirigida al grupo como un colectivo, en comparación con la discriminación que perciben hacia su per-

sona en particular. Este dato puede interpretarse como una disidencia poco creíble, aunque cobra sentido cuando se entiende como una protección del yo frente a la dolorosa aceptación de las desigualdades sociales (Moreno-Salas, 2011). Estos hallazgos robustecen la teoría bifactorial de discriminación percibida que sustenta los supuestos teóricos del instrumento.

En cuanto a la confiabilidad de la escala, se obtuvieron índices superiores al mínimo recomendado por la literatura científica en ambas subescalas (DeVellis, 2017), lo cual sugiere que la versión final de la escala es un instrumento estable, reproducible y consistente para la medición de discriminación percibida en la comunidad LGBT. Asimismo, las correlaciones de cada ítem con la puntuación total manifiestan una consistencia interna notable. Esto sugiere que los ítems de la versión final discriminan adecuadamente y son capaces de diferenciar personas con distintos niveles de discriminación percibida.

En términos prácticos, se demostró que la versión final de la Escala de Discriminación Percibida en la Comunidad LGBT puede ser utilizada para el desarrollo de nuevas investigaciones en el campo de la psicología caribeña. Este es un gran avance dado que, en Puerto Rico y el Caribe, no existía un instrumento que examinara este fenómeno. Además, puede facilitar a los psicoterapeutas la realización de diagnósticos y evaluaciones para entender cómo la discriminación percibida por el individuo LGBT afecta perniciosamente su salud mental y su bienestar integral. Investigaciones que datan de la década de 1950 han demostrado que la percepción de discriminación y la internalización del prejuicio impactan directamente en el bienestar psicológico, la insatisfacción personal, el rechazo a sí mismo y exacerban los niveles de estrés, ansiedad y depresión (Allport, 1954; Banks, Kohn-Wood, & Spencer, 2006; Lahoz-Ubach & Forns-Santacana, 2016; Lewin, 1952).

Por esta razón, junto con la evidencia empírica de las experiencias discriminatorias hacia la comunidad LGBT de Puerto Rico (González-Guarrama & Toro-Alfonso, 2012), este instrumento se constituye como una herramienta práctica y efectiva en el quehacer investigativo de los profesionales de la conducta.

La versión final del instrumento consta de 20 ítems distribuidos en dos subescalas (10 ítems en cada una) fundamentadas en el marco teórico bifactorial de discriminación percibida (individual y grupal) desarrollado en otras investigaciones (Armenta & Hunt, 2009; González-Rivera et al., 2017). Las puntuaciones deben ser calculadas mediante la sumatoria de los 10 ítems de cada subescala por separado para obtener una puntuación específica por tipo de discriminación percibida, individual o grupal. Considerando la independencia de los constructos y las diferencias significativas entre las medias de las subescalas, no debe generarse una medida con la sumatoria de ambas subescalas. El orden de los ítems en la versión final fue determinado por categorías: los primeros 10 ítems corresponden a la subescala de discriminación individual, y los últimos 10, a subescala de discriminación grupal. Las puntuaciones posibles en ambas subescalas fluctúan de 10 a 60. Se entiende que, a mayor puntuación obtenida en cada subescala, mayor discriminación percibe la persona.

Limitaciones y Fortalezas

Al igual que toda investigación, nuestro estudio no está exento de limitaciones. Primero, la muestra fue recopilada de forma accidental y no fue aleatoria; sin embargo, fue amplia y heterogénea. Segundo, no se pudo establecer la confiabilidad del instrumento a través del tiempo, solo se pudo hacer a través de sus elementos. No obstan-

te, las avanzadas técnicas utilizadas en el estudio brindan robustez empírica a nuestros resultados. Tercero, el procedimiento para recoger los datos no fue estandarizado, esto puede afectar las medias del estudio y aumentar el error estándar de medición. Por último, los dos análisis factoriales fueron realizados con la misma muestra, lo cual no es aconsejado.

A pesar de sus limitaciones, la presente investigación tiene varias fortalezas que vale la pena enumerar. En primer lugar, es el primer instrumento desarrollado y validado en Puerto Rico para medir discriminación percibida en la comunidad LGBT. Segundo, nuestro estudio robustece la teoría bifactorial de discriminación percibida, lo que provee evidencia teórica y empírica sobre la estructura factorial del instrumento. Por último, ofrece a la comunidad científica hispanoparlante un instrumento confiable y válido que enriquecerá las investigaciones dirigidas a comprender las formas en que los miembros de la comunidad LGBT perciben el prejuicio, el rechazo y la exclusión.

Futuras Investigaciones

Para futuras investigaciones se recomienda aplicar la escala a otra muestra de participantes para realizar el proceso de validación cruzada. También sería un valor añadido examinar la confiabilidad temporal a través de la técnica de prueba-reprueba y realizar un nuevo análisis factorial confirmatorio. Se recomienda que la Escala de Discriminación Percibida en la Comunidad LGBT se valide en otras poblaciones latinoamericanas para auscultar sus propiedades psicométricas en distintos contextos nacionales e internacionales. Esto permitirá comparar el comportamiento de la escala en distintos contextos internacionales y facilitará estudiar el fenómeno de la discriminación hacia esta comunidad desde una perspectiva

multicultural.

En conclusión, el presente estudio demostró que la Escala de Discriminación Percibida en la Comunidad LGBT cuenta con propiedades psicométricas apropiadas, lo que implica una alta confiabilidad y una sólida estructura interna de dos factores latentes. Ante esto, se concluye que el instrumento es útil para investigar el fenómeno de la discriminación percibido en la comunidad LGBT. Se espera que el instrumento desarrollado sea de beneficio para su uso en ámbitos de aplicación y de investigación.

Referencias

- Allport, G. W. (1954). *The nature of prejudice*. Cambridge, MA: Addison-Wesley.
- Armenta, B. E., & Hunt, J. S. (2009). Responding to societal devaluation: Effects of perceived personal and group discrimination on the group identification and self-esteem of Latinos/as. *Group Processes & Intergroup Relations*, 12(1), 23-39. doi: [10.1177/1368430208098775](https://doi.org/10.1177/1368430208098775)
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. Recuperado de <http://revistas.um.es/analesps>
- Banks, K. H., Kohn-Wood, L. P., & Spencer, M. (2006). An examination of the African American experience of everyday discrimination and symptoms of psychological distress. *Community Mental Health Journal*, 42(6), 555-570. doi: [10.1007/s10597-006-9052-9](https://doi.org/10.1007/s10597-006-9052-9)
- Bostwick, W. B., Boyd, C. J., Hughes, T. L., West, B. T., & McCabe, S. E. (2014). Discrimination and mental health among lesbian, gay, and bisexual adults in the United States. *American Journal of Orthopsychiatry*, 84(1), 35-45. doi: [10.1037/h0098851](https://doi.org/10.1037/h0098851)
- Burges, D., Lee, R., Tran, A., & Van Ryn, M. (2007). Effects of perceived discrimination on mental health and mental health services utilization among gay, lesbian, bisexual and transgender persons. *Journal of LGBT Health Research*, 3(4), 1-14. doi: [10.1080/15574090802226626](https://doi.org/10.1080/15574090802226626)
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2ª ed.). New York, NY: Taylor & Francis Group.
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: La consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. doi: [10.1590/s0124-00642008000500015](https://doi.org/10.1590/s0124-00642008000500015)
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications* (4ª Ed). California: Sage Publications.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299. doi: [10.1037/1082-989x.4.3.272](https://doi.org/10.1037/1082-989x.4.3.272)
- Fernández-Rodríguez, M. del C., & Calderón-Squiabro, J. (2014). Prejuicio y distancia social hacia personas homosexuales por parte de jóvenes universitarios. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 25(1), 52-60. Recuperado de <http://www.ojs.repsasppr.net/index.php/reps/index>
- Field, A. P. (2013). *Discovering statistics using SPSS*. London, England: SAGE.
- Fingerhut, A. W., Peplau, L. A., & Gable, S. L. (2010). Identity, minority stress and psychological well-being among gay men and lesbians. *Psychology & Sexuality*, 1(2), 101-114. doi: [10.1080/19419899.2010.484592](https://doi.org/10.1080/19419899.2010.484592)
- Francia-Martínez, M., Esteban, C., & Lespier, Z. (2017). Actitudes, conocimiento y distancia social de psicoterapeutas con la comunidad transgénero y transexual. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 28(1), 98-113. Recuperado de <http://www.ojs.repsasppr.net/index.php/reps/index>
- González-Guardarrama, J., & Toro-Alfonso, J. (2012). El significado de la experiencia de la aceptación de la orientación sexual homosexual desde la memoria de un grupo de hombres adultos puertorriqueños. *Eureka*, 9(2), 158-170. Recuperado de

<http://psicoeureka.com.py>

- González-Rivera, J. A., Pabellón-Lebrón, S., & Rosario-Rodríguez, A. (2017). El rol mediador de la identificación ateísta en la relación entre discriminación y bienestar psicológico: Un estudio preliminar. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 28(2), 406-421. Recuperado de <http://www.ojs.repsasppr.net/index.php/reps/index>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate Data Analysis* (6ª ed.). New Jersey, NJ: Prentice-Hall International.
- Hatcher, L. (1994). *A step-by-step approach to using the SAS system for factor analysis and structural equation modeling*. Cary, NC: SAS Institute.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- IBM Corporation (2016). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 24.0 [Software de computación]. Armonk, NY: IBM.
- Lahoz-Ubach, S., & Forns-Santacana, M. (2016). Discriminación percibida, afrontamiento y salud mental en migrantes peruanos en Santiago de Chile. *Psicoperspectivas*, 15(1), 157-168. doi: 10.5027/psicoperspectivas-vol15-issue1-fulltext-613
- Lewin, K. (1952). *Field theory in social science*. New York, NY: Haper and Row.
- Luiggi-Hernández, J. G., Laborde-Torres, G. E., González-Domínguez, J., Carrasquillo-Sánchez, G. M., Piñero-Meléndez, M., Castro-Medina, D. M., & González-Rentas, C. D. (2015). Outing the discrimination towards LGBT people during the hiring process: What about their well-being? *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 26(2), 194-213. Recuperado de <http://www.ojs.repsasppr.net/index.php/reps/index>
- Marchueta-Perez, A. (2014). Consecuencias del bullying homofóbico retrospectivo y los factores psicosociales en el bienestar psicológico de sujetos LGBT. *Revista de Investigación Educativa*, 32(1), 255-271. doi: 10.6018/rie.32.1.168461
- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862. Recuperado de <http://www.aepc.es/ijchp>
- Moreno-Salas, M. (2011). Percepción de discriminación social en un grupo indígena costarricense: Los huetares de Quitirrisí. *Actualidades en Psicología*, 25(112), 117-134. Recuperado de <https://revistas.ucr.ac.cr/index.php/actualidades>
- Nazario-Serrano, J. (2016). Desde la demonización a la aceptación: La religión y la espiritualidad como factores protectores o factores de riesgo en la población LGBT. En M. Vázquez-Rivera, A. Martínez-Taboas, M. Francia-Martínez y J. Toro-Alfonso (Eds.), *LGBT 101: Una mirada introductoria al colectivo* (pp. 247-266). Hato Rey, Puerto Rico: Publicaciones Puertorriqueñas.
- Nieves-Rosa, L. E. (2012). Homofobia al estilo universitario. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 23(2), 62-76. Recuperado de <http://www.ojs.repsasppr.net/index.php/reps/index>
- Rivera-Quiñones, C., Toro-Alfonso, J., & Meléndez, L. (2013). Minorías frente al alza en la criminalidad: Percepción de seguridad de la comunidad lesbiana, gay, bisexual y transgénero (LGBT) en Puerto Rico. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 24(2), 1-14. Recuperado de <http://www.ojs.repsasppr.net/index.php/reps/index>
- Rodríguez-Díaz, C. E., Jovet-Toledo, G. G., Vélez-Vega, C. M., Ortiz-Sánchez, E. J., Santiago-Rodríguez, E. I, Vargas-Molina, R. L. ... Mulinelli-Rodríguez, J. J. (2016). Discrimination and health among lesbian, gay, bisexual and trans people in Puerto Rico. *Puerto Rico Health Science Journal*, 35(3), 154-159. Recuperado de <http://prhsj.rcm.upr.edu/index.html>
- Rodríguez-Díaz, C. E., Martínez-Vélez, J. J., Jovet-Toledo, G. G., Vélez-Vega, C. M., Hernández-Otero, N., Escotto-Morales, B., & Mulinelli-Rodríguez, J. J. (2016). Challenges for the well-being of and health

- equity for lesbian, gay, and bisexual people in Puerto Rico. *International Journal of Sexual Health*, 28(4), 286-295. doi: [10.1080/19317611.2016.1223252](https://doi.org/10.1080/19317611.2016.1223252)
- Rodríguez-Madera, S., Ramos-Pibernus, A., Padilla, M., & Varas-Díaz, N. (2016). Radiografías de las comunidades trans en Puerto Rico: Visibilizando feminidades y masculinidades alternas. En M. Vázquez-Rivera, A. Martínez-Taboas, M. Francia-Martínez y J. Toro-Alfonso (Eds.), *LGBT 101: Una mirada introductoria al colectivo* (pp. 315-342). Hato Rey, Puerto Rico: Publicaciones Puertorriqueñas.
- Rosario-Hernández, E., Rovira-Millán, L. V., Luna-Cruz, C. F., Neris, M., & Acevedo, G. (2009). Saliendo del clóset en el trabajo: La relación entre el manejo de la identidad sexual, heterosexismo organizacional percibido, actitudes de trabajo y bienestar psicológico. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 20(1), 103-143. Recuperado de <http://www.ojs.repsasppr.net/index.php/reps/index>
- Sandfort, T. G. M., De Graaf, R., & Bijl, R. V. (2003). Same-sex sexuality and quality of life: Findings from the Netherlands Mental Health Survey and incidence study. *Archives of Sexual Behavior*, 32(1), 15-22. doi: [10.1023/A:1021885127560](https://doi.org/10.1023/A:1021885127560)
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514. doi: [10.1007/BF02296192](https://doi.org/10.1007/BF02296192)
- Schmitt, T. A. (2011). Current methodological considerations in exploratory and confirmatory factor analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 304-321. doi: [10.1177/0734282911406653](https://doi.org/10.1177/0734282911406653)
- Singh, A. A., & Dickey, L. M. (2016). Implementing the APA guidelines on psychological practice with transgender and gender nonconforming people: A call to action to the field of psychology. *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity*, 3(2), 195-200. doi: [10.1037/sgd0000179](https://doi.org/10.1037/sgd0000179)
- StataCorp. (2017). Stata: Release 15 [Software de computación]. College Station, TX: StataCorp LLC.
- Stevens, J. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (4^a ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Taylor, R. (1990). Interpretation of the correlation coefficient: A basic review. *Journal of Diagnostic Medical Sonography*, 6(1), 35-39. doi: [10.1177/875647939000600106](https://doi.org/10.1177/875647939000600106)
- Woodford, M. R., Pacey, M. S., Kulick, A., & Hung, J. S. (2015). The LGBT social climate matters: Policies, protests, and placards and psychological well-being among LGBT emerging adults. *Journal of Gay & Lesbian Social Services*, 27(1), 116-141. doi: [10.1080/10538720.2015.990334](https://doi.org/10.1080/10538720.2015.990334)

Propiedades psicométricas del Inventario de Rahim en una muestra de adolescentes estudiantes de bachillerato

Psychometric properties of the Rahim's Inventory in a sample of teenager high school students

Alejandro César Antonio Luna-Bernal *¹, Ana Cecilia Valencia-Aguirre¹, José María Nava-Preciado¹

1 - Universidad de Guadalajara, Departamento de Filosofía, México.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 27/02/2018 **Revisado:** 18/05/2018 **Aceptado:** 28/05/2018

Resumen

El presente estudio analiza las propiedades psicométricas del Inventario de Rahim sobre Estilos de Manejo de Conflictos (ROCI-II, forma C; Rahim, 1983) en una versión adaptada al contexto de los conflictos entre adolescentes compañeros de aula en el bachillerato. La muestra estuvo compuesta por 663 estudiantes mexicanos con rango de edad de 15 a 19 años. Además del ROCI-II los participantes respondieron el Cuestionario sobre Estilos de Mensajes en el Manejo de Conflictos (CMMS) de Ross y DeWine (1988). Un análisis factorial confirmatorio (AFC) dio como resultado un moderado ajuste para un modelo tetrafactorial. Este estudio analiza posibles diferencias por sexo, edad y grado escolar. Se discuten estos y otros resultados en el marco de la literatura sobre estilos de manejo de conflictos en adolescentes.

Palabras clave: *Conflictos escolares, estilos de manejo de conflictos, resolución de conflictos, modelo de doble preocupación, adolescentes*

Abstract

This study analyzes the psychometric properties of an adapted version of the Rahim's Inventory on Conflict Management Styles (ROCI-II, Form C; Rahim, 1983), which evaluates conflict-handling styles in the context of conflicts among adolescent high school classmates. The sample was composed of 663 Mexican high school students from 15 to 19 years old. Participants answered the ROCI-II as well as the Ross-DeWine Conflict Management Message Style Instrument (CMMS; Ross & DeWine, 1988). A confirmatory factor analysis (CFA) was performed, finding a moderate fit for a four-factor model. Possible differences by sex, age and school grade were analyzed. All these findings are discussed within the framework of the literature on conflict management styles in adolescents.

Key words: *School conflict, conflict management styles, conflict resolution, dual concern model, adolescents*

* **Correspondencia a:** Dirección Postal: Calle Guanajuato No. 1045, Col. Alcalde Barranquitas, C. P. 44260, Guadalajara, Jalisco, México. Teléfono: (5233) 38193377. e-mail: aluna642@hotmail.com

Cómo citar este artículo: Luna-Bernal, A. C. A., Valencia-Aguirre, A. C., & Nava-Preciado, J. M. (2018). Propiedades psicométricas del Inventario de Rahim en una muestra de adolescentes estudiantes de bachillerato. *Revista Evaluar*, 18(2), 75-90. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

Los estilos de manejo de conflictos pueden definirse como las diversas orientaciones actitudinales y comportamentales que los individuos asumen frente a los conflictos interpersonales que se les presentan. [Abas \(2010\)](#) los entiende como “la manera en que nos aproximamos a la otra parte en una situación de conflicto” (p. 13). En la literatura académica, se han formulado diversos modelos para conceptualizar y evaluar estos estilos ([Blake & Mouton, 1970](#); [Kimsey & Fuller, 2003](#); [Rahim, 1983](#); [Ross & DeWine, 1988](#); [Thomas & Kilmann, 1974](#)).

En España y Latinoamérica, los instrumentos más empleados para evaluar estilos de manejo de conflictos en muestras de adolescentes en el contexto escolar han sido las versiones traducidas y adaptadas del Conflict Management Message Style Instrument (CMMS) de [Ross y DeWine \(1988\)](#); [Luna & Laca, 2014](#); [Luna-Bernal & De Gante-Casas, 2017](#); [Luna-Bernal, Mejía-Ceballos & Laca-Arocena, 2017](#)) y del cuestionario Conflictalk de [Kimsey y Fuller \(2003\)](#); [Garaigordobil & Maganto, 2011](#); [Garaigordobil, Machimbarrena, & Maganto, 2016](#); [Laca, Alzate, Sánchez, Verdugo, & Guzmán, 2006](#)).

Cabe mencionar que tanto el CMMS como el Conflictalk son instrumentos que están basados en un modelo que contempla tres estilos de manejo de conflictos: a) centrarse en la otra persona, el cual corresponde al estilo de ceder o complacer a la contraparte, b) centrarse en uno mismo, el cual corresponde a un estilo orientado a la dominación sobre la otra persona y c) centrarse en el problema, el cual corresponde a un estilo de cooperar o colaborar con la otra parte ([Ross & DeWine, 1988](#); [Kimsey & Fuller, 2003](#)).

En este marco, el presente estudio se propuso realizar una adaptación del Inventario de Rahim sobre estilos de manejo de conflictos

(Rahim Conflict Organizational Inventory II, RO-CI-II Form C; [Rahim, 1983, 2001](#)) al contexto de los conflictos entre pares adolescentes compañeros de aula en el bachillerato analizando las propiedades psicométricas de esta versión adaptada.

El interés por incorporar el modelo de [Rahim \(1983, 2001\)](#) al estudio de los conflictos entre pares adolescentes en el contexto escolar deriva de la necesidad de explorar otras posibles formas de configuración de los estilos de manejo de conflictos en adolescentes ([Luna-Bernal, 2017](#)). A su vez, este modelo contempla, en principio, cinco estilos de manejo de conflictos en lugar de solo tres como los anteriormente usados en este ámbito.

A pesar de que el ROCI-II fue diseñado originalmente para evaluar estilos de manejo de conflictos en el ámbito organizacional, también ha sido empleado en distintos contextos relacionales como los conflictos de pareja, con padres y con amigos ([Castellano, Velotti, Crowell, & Zavattini, 2014](#); [Lin, Lin, Huang, & Chen, 2016](#); [Ricco & Sierra, 2017](#); [Zwahr-Castro & Dicke-Bohmann, 2014](#)), entre otros.

Así mismo, el modelo de Rahim y su cuestionario ROCI-II ya han sido utilizados anteriormente para evaluar estilos de manejo de conflictos entre adolescentes en el contexto escolar. Tal es el caso de los estudios realizados por [Chang y Zelihic \(2013\)](#) en Taiwán, [Colsman y Wulfert \(2002\)](#) en Estados Unidos y [De Conti \(2014\)](#) en Italia.

Estilos de manejo de conflictos en el modelo de Rahim

[Rahim \(1983, 2001\)](#) estableció los estilos de manejo de conflictos a partir de la interacción de dos dimensiones: la preocupación por sí mismo (concern for self) y la preocupación por otros

(*concern for others*). Estas dimensiones representan las orientaciones motivacionales que se le presentan a un sujeto concreto en el curso de un conflicto y su combinación tiene por resultado cinco estilos de manejo de conflictos: a) integrativo (*integrating*), que indica una alta preocupación tanto por uno mismo como por la otra parte involucrada en el conflicto, el individuo busca una solución en la que se integren las necesidades de ambas partes; b) complaciente o servicial (*obliging*), que indica una baja preocupación por uno mismo y una alta preocupación por el otro, el sujeto busca complacer a la contraparte; c) dominante (*dominating*), que indica una alta preocupación por uno mismo y una baja preocupación por la otra parte involucrada en el conflicto, el individuo intenta satisfacer sus propios intereses aun a costa de los demás; d) evitativo (*avoiding*), que indica una baja preocupación tanto por uno mismo como por la otra parte, el sujeto evita o evade la situación de conflicto; y e) comprometido o transigente (*compromising*), que indica una preocupación moderada tanto por sí mismo como por la otra parte, el individuo busca llegar a una solución acordada mediante concesiones mutuas.

Para evaluar estos cinco estilos de manejo de conflictos, [Rahim \(1983\)](#) desarrolló el cuestionario ROCI-II. Este instrumento tiene tres versiones (A, B y C), que evalúan la manera en que un miembro de una organización maneja sus conflictos con superiores, subordinados y pares, respectivamente. Trabajando con grupos de estudiantes universitarios de pregrado y posgrado, así como con profesores y directivos, [Rahim \(1983, 2001\)](#) y sus colaboradores desarrollaron, corrigieron y seleccionaron un conjunto de reactivos para incluirlos en el instrumento. Dichos reactivos fueron sometidos a seis estudios sucesivos de análisis factorial a fin de seleccionar aquellos que tuvieran cargas factoriales más altas (arriba de .40) y una interpretación congruente con el mode-

lo teórico. Así fueron considerados 105 reactivos. Los 28 reactivos, que pasaron a formar parte de la versión final del ROCI II, fueron seleccionados de un conjunto de 35 a partir de un análisis factorial realizado con una muestra nacional de 1.219 directivos en Estados Unidos ([Rahim, 1983, 2001; Rahim & Magner, 1995](#)).

Entre los estudios que han adaptado y validado el ROCI-II en diferentes idiomas y contextos socio-culturales, cabe mencionar los de [Dixit y Mallik \(2008\)](#), [Bowles \(2009\)](#), [Munduate, Ganaza y Alcaide \(1993\)](#) y [Ramírez-Landaeta y Borges-Grün \(2011\)](#), quienes realizaron estudios de validación para India, Australia, España y Brasil, respectivamente. Cabe mencionar que, hasta el momento, los autores no hemos encontrado ningún estudio de validación realizado en población mexicana.

En los estudios señalados se ha replicado la estructura factorial original de cinco factores del ROCI-II, correspondientes a los cinco estilos de manejo de conflictos del modelo teórico de [Rahim \(1983, 2001\)](#). Sin embargo, en otros estudios se ha encontrado un menor número de factores. Al respecto, cabe mencionar el estudio de [Hammock, Richardson, Pilkington y Utley \(1990\)](#), en el que los autores sugieren que la solución de cuatro factores (en lugar de la de cinco) sería más apropiada para el ámbito de los conflictos en las relaciones sociales (padres, amigos y hermanos) que la solución de cinco factores planteada originalmente por [Rahim \(1983\)](#) para los conflictos en las organizaciones. Así mismo, cabe mencionar el estudio de [DeBates \(1999\)](#), que trabajó con una adaptación del ROCI-II para evaluar los estilos de manejo de conflictos que los adolescentes manifiestan cuando tienen conflictos con sus mejores amigos del mismo sexo. El estudio se llevó a cabo con una muestra de 393 adolescentes de 13 a 15 años en Dakota, Estados Unidos. Una vez realizado un análisis factorial exploratorio, la au-

tora encontró una composición de cuatro factores (*compromising/collaborating*, *accommodating*, *avoiding*, y *dominating*), y concluyó en la posible presencia de un factor común subyacente a los reactivos correspondientes a los estilos comprometido (*compromising*) e integrativo (*collaborating*).

A partir de estos antecedentes, se puede apreciar que, es necesario proseguir con la realización de estudios que analicen la estructura factorial del ROCI-II en diversos contextos. En ese marco, se planteó realizar el presente estudio en una muestra de adolescentes mexicanos estudiantes de bachillerato, considerando el creciente interés que existe actualmente por generar más conocimiento acerca de las maneras en que los adolescentes manejan sus conflictos interpersonales cotidianos (Fahimi & Tarkhan, 2016; Luna-Bernal & De Gante-Casas, 2017; Pérez-Archundia & Gutiérrez-Méndez, 2016).

Estudios que emplean el ROCI-II en muestras de adolescentes

Los estudios que han empleado el modelo de Rahim (1983, 2001) para evaluar los estilos de manejo de conflictos de los adolescentes en el contexto escolar son escasos (Chang & Zelihic, 2013; Colman & Wulfer, 2002; De Conti, 2014; Luna-Bernal, 2017), y ninguno presenta un análisis de la estructura factorial del instrumento. No obstante, a continuación se hará referencia a dichos trabajos con el fin de ilustrar la manera en que se ha adaptado el ROCI-II a este contexto en particular.

El objetivo del estudio de Chang y Zelihic (2013) fue analizar los estilos de manejo de conflictos que los adolescentes emplean en los conflictos que se les presentan con sus compañeros de clase, así como el impacto de dichos estilos

sobre la atmósfera de grupo. Para ello, los autores adaptaron los reactivos del ROCI-II para que en el contenido de estos se hiciera referencia a los compañeros de grupo. Por ejemplo, el reactivo N° 2 del cuestionario original de Rahim dice *I generally try to satisfy the needs of my peers*; pero en la adaptación de Chang y Zelihic (2013) quedó como sigue: *I generally try to satisfy the needs of my classmates or friends* (p. 1240), y así sucesivamente. Con este cuestionario adaptado, los autores evaluaron los cinco estilos de manejo de conflicto del modelo de Rahim. La muestra del estudio estuvo conformada por 843 adolescentes, con edades de entre 15 y 17 años, los cuales pertenecían a 16 bachilleratos (*high schools*) distribuidos en el norte, centro, sur y este de Taiwán.

Por su parte, De Conti (2014) en Italia se planteó evaluar el impacto que pueden tener los programas de entrenamiento en debate competitivo sobre los estilos de manejo de conflictos de los adolescentes. Para ello, conformó un grupo experimental con 42 estudiantes de bachillerato con edades de entre 16 y 19 años que participaban en un programa de entrenamiento en debate competitivo en la Universidad de Padua y un grupo de control compuesto por 87 estudiantes que no participaban en dicho programa. De acuerdo con De Conti (2014), si bien el ROCI-II ha sido diseñado originalmente considerando el contexto organizacional, es posible contextualizar cada reactivo de acuerdo con los tipos de relaciones experimentadas por los sujetos, incluyendo sus relaciones con compañeros de escuela, profesores o padres. De acuerdo con los intereses de estudio, “la elección estuvo orientada a los conflictos con compañeros de aula (*classmates*)” (p. 127).

Por otro lado, Colman y Wulfer (2002) realizaron un estudio con 61 estudiantes de una preparatoria pública ubicada en el estado de Nueva York, Estados Unidos, con una media de edad de 15.9 años. El objetivo de su estudio fue ana-

lizar la posible función de los estilos de manejo de conflictos como indicadores de problemas de conducta en adolescentes (particularmente, del consumo de sustancias psicoactivas). Según informan los autores, con base en estudios previos, el cuestionario ROCI-II fue adaptado para los adolescentes considerando cuatro estilos de manejo de conflictos (en vez de cinco): a) evitar (*avoidance*), b) contender (*contentiousness*), c) ceder (*accomodation*) y d) cooperar (*cooperation*). Este último estilo combinaba, en un mismo factor, las escalas de integración (*integration*) y compromiso (*compromise*) del inventario original. Los autores también indican que en un estudio previo Weider-Hatfield (1988) reportó una confiabilidad alfa de Cronbach de .95 para esta escala combinada.

Por su parte, en México, Luna-Bernal (2017) realizó un estudio con una muestra de 194 estudiantes de bachillerato con edades de entre 15 y 18 años, el cual tenía por objetivo evaluar la relación entre los estilos de manejo de conflictos y la empatía multidimensional. El autor utilizó el ROCI-II en una versión adaptada a los conflictos entre pares adolescentes en el aula. Para realizar la adaptación se utilizó un procedimiento semejante al usado por Chang y Zelihic (2013), es decir, se adecuó la redacción de cada uno de los reactivos al contexto de las relaciones de los adolescentes con sus compañeros de aula. Por ejemplo, el reactivo N° 2 originalmente era *Ante un problema de trabajo, generalmente trato de satisfacer los deseos de mi compañero*, mientras que el reactivo adaptado quedó como *Ante un problema, generalmente trato de satisfacer los deseos de mi compañero(a)*.

Como se puede observar, en los estudios mencionados se ha contemplado una composición factorial distinta del ROCI-II. Mientras que Chang y Zelihic (2013), De Conti (2014) y Luna-Bernal (2017) emplearon un modelo de cinco

estilos; Colman y Wulfert (2002) consideraron solo cuatro. De manera similar, como ya se ha señalado, estudios realizados en otros contextos han identificado una estructura penta factorial del ROCI-II (Bowles, 2009; Dixit & Mallik, 2008; Munduate et al., 1993; Ramírez-Landaeta & Borges-Grün, 2011), mientras que otros han hallado elementos a favor de una estructura de cuatro factores (DeBates, 1999; Hammock et al., 1990). A raíz de lo mencionado, uno de los objetivos que se planteó el presente estudio fue analizar la estructura factorial del ROCI-II en una muestra de adolescentes mexicanos de bachillerato, con el fin de contribuir a esta discusión sobre la estructura factorial del instrumento.

El modelo de Ross y DeWine

En diversos estudios anteriores, el Cuestionario sobre Estilos de Mensajes en el Manejo de Conflictos (Ross-DeWine Conflict Management Message Style Instrument, CMMS) de Ross y DeWine (1988) ha mostrado ser consistente y útil para conceptualizar y evaluar estilos de manejo de conflictos en muestras de adolescentes mexicanos, tanto en el contexto de los conflictos parento-filiales (Luna-Bernal, 2014; Luna-Bernal, Laca-Arocena, & Cedillo-Navarro, 2012), como en los conflictos entre adolescentes en el contexto escolar (Luna & Laca, 2014; Luna-Bernal & De Gante-Casas, 2017). En este trabajo se analizan las posibles relaciones entre los estilos del modelo de Rahim (1983, 2001) y los de Ross y DeWine (1988) con el fin de añadir al presente análisis un criterio de validez convergente.

Ross y DeWine (1988) propusieron tres estilos de manejo de conflictos evaluados con el CMMS: a) el estilo enfocado en uno mismo (*concern for self*), en el que el individuo se concentra en su propio interés personal, sin considerar el

interés de la otra persona, adoptando actitudes y comportamientos dominantes; b) el estilo enfocado en la otra parte (*concern for other*), en el que el individuo deja de lado los intereses propios y se centra en complacer a la otra persona; por último, c) el estilo enfocado en el problema (*concern for issue*), en el que el sujeto decide invitar a la otra parte a concentrarse en el problema que es materia de discusión, así como a colaborar o a convenir en alguna solución que satisfaga, al menos parcialmente, los intereses de ambos.

Objetivos

En el marco de todo lo anteriormente expuesto, el presente trabajo se planteó como objetivos específicos los siguientes: a) analizar la estructura factorial del Inventario de Rahim (ROCI-II forma C) en su versión adaptada al contexto de los conflictos entre pares en el aula en una muestra de adolescentes estudiantes de bachillerato con el fin de obtener y ponderar información relativa a su posible estructura penta factorial o tetra factorial, así como de identificar sus características de validez y confiabilidad; b) analizar posibles diferencias significativas por sexo, edad y grado escolar en la muestra de estudio en relación con los estilos de manejo de conflictos del modelo de Rahim; y c) analizar las posibles relaciones entre las escalas del Inventario de Rahim y las del CMMS, con el fin de obtener información sobre la validez convergente.

Método

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 663 estudiantes de bachillerato con rango de edad de entre 15 y 19 años ($M = 16.67$; $DE = 1.01$). Los

participantes pertenecían a una escuela preparatoria pública ubicada en la Zona Metropolitana de Guadalajara, Jalisco, México, y se encontraban distribuidos en los seis grados (semestres) que comprende el bachillerato (Educación Media Superior) en México.

Para los fines del análisis de la variable de edad se formaron dos grupos: a) 15 y 16 años y b) 17 a 19 años. Así mismo, para facilitar una comparación más clara de los grupos, se procedió a evaluar la variable de grado escolar por anualidades, considerando tres niveles: primer año (semestres 1 y 2), segundo año (semestres 3 y 4) y tercer año (semestres 5 y 6). En la Tabla 1 se puede observar la distribución por sexo según edad y grado escolar.

Tabla 1. Distribución de la muestra en edad y grado, en función del sexo ($N = 663$).

	Mujeres	Hombres	Total
15 y 16 años	165 (24.9%)	142 (21.4%)	307 (46.3%)
17 a 19 años	182 (27.5%)	174 (26.2%)	356 (53.7%)
Primer año	153 (23.1%)	146 (22.0%)	299 (45.1%)
Segundo año	112 (16.9%)	102 (15.4%)	214 (32.3%)
Tercer año	82 (12.4%)	68 (10.3%)	150 (22.6%)
Total	347 (52.3%)	316 (47.7%)	663 (100%)

Nota. Los porcentajes son en relación con el total de la muestra.

Instrumentos

Inventario de Rahim sobre Estilos de Manejo de Conflictos (Rahim Organizational Conflict Inventory II, form C; ROCI-II forma C; Rahim, 1983). Este instrumento informa sobre la frecuencia con que los participantes perciben utilizar los estilos de manejo de conflictos, según el modelo de Rahim (1983, 2001). En el presente estudio se tomó como punto de partida la versión C en la traducción castellana del instrumento realizada por Munduate et al. (1993). Para realizar

la adaptación se utilizó un procedimiento similar al empleado por Chang y Zelihic (2013) y Luna-Bernal (2017), que consistió en la adecuación de cada uno de los 28 reactivos originales al contexto de las relaciones de los adolescentes con sus compañeros de aula. Por ejemplo, *Ante una dificultad con mi compañero(a), intento analizar la situación con él o ella para encontrar una solución aceptable para ambos* (reactivo N° 1), *Ante un problema, generalmente trato de satisfacer los deseos de mi compañero(a)* (reactivo N° 2). El formato de respuesta es una escala Likert de cinco puntos que va desde 1 = *Nunca* hasta 5 = *Siempre*. Los índices de confiabilidad alfa de Cronbach reportados por Munduate et al. (1993) fueron de .77, .76, .75, .70 y .62 para los estilos integrativo, complaciente, dominante, evitativo y comprometido, respectivamente.

Cuestionario sobre Estilos de Mensajes en el Manejo de Conflictos (Ross-DeWine Conflict Management Message Style Instrument; CMMS). Se trata de un cuestionario de autoinforme que evalúa los estilos de manejo de conflictos de acuerdo con el modelo de Ross y DeWine (1988). Cada reactivo representa un mensaje dado por un sujeto a su contraparte en una situación de conflicto, por ejemplo: *¿Cómo puedo hacerte sentir bien otra vez?* (reactivo N° 2), *Estoy muy molesto por algunas cosas que están pasando; ¿podemos hablar sobre ellas?* (reactivo N° 3). El formato de respuesta es una escala Likert que va desde 1 = *Nunca digo cosas como esto* hasta 5 = *Generalmente digo cosas como esto*.

El CMMS fue elaborado originalmente por Ross y DeWine (1988). Mejía-Ceballos y Laca-Arocena (2006), y Laca, Mejía y Mayoral (2011) llevaron a cabo la traducción y validación a la lengua castellana. Luna y Laca (2014), por su parte, realizaron un nuevo estudio de validación

con una muestra (N = 1074) de estudiantes mexicanos de secundaria, bachillerato y licenciatura con un rango de edad de entre 11 y 25 años. En dicho estudio, el instrumento constó de 13 reactivos divididos en tres escalas: a) estilo enfocado en uno mismo, b) estilo enfocado en la otra parte y c) estilo enfocado en el problema, con índices de confiabilidad alfa de Cronbach de .68, .72 y .83, respectivamente.

En el presente estudio, los participantes respondieron a los 18 reactivos del CMMS original; no obstante, para la calificación se consideraron solamente los 13 reactivos resultantes en la composición factorial revelada por el estudio de Luna y Laca (2014), debido a que éste constituye el estudio de validación de referencia para muestras del grupo etario al que se orienta la presente investigación.

Procedimiento

Se obtuvo la colaboración en el proyecto de las autoridades escolares y se acordó un horario para la aplicación de los instrumentos. Los investigadores, acompañados de tres auxiliares previamente capacitados, acudieron a las aulas de los grupos seleccionados y solicitaron a los estudiantes su participación voluntaria y anónima, para lo cual se les informó sobre los objetivos de la investigación. Por su parte, aquellos alumnos que no desearan intervenir fueron invitados a retirarse del aula. A los participantes se les explicó que las respuestas a este tipo de instrumentos no son correctas ni incorrectas y se los invitó a contestar con sinceridad. Así mismo, se les garantizó el manejo estrictamente confidencial y estadístico de la información y su uso para fines exclusivamente científicos.

Consideraciones éticas

La presente investigación es considerada de bajo riesgo conforme a la Ley General de Salud vigente en los Estados Unidos Mexicanos (H. Congreso de la Unión, 1984); y se llevó a cabo en adhesión a las especificaciones del Código Ético del Psicólogo de la [Sociedad Mexicana de Psicología \(2010\)](#), así como a los principios éticos y código de conducta de la [American Psychological Association \(2017\)](#).

Análisis estadístico

Se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio empleando el método de mínimos cuadrados generalizados (GLS). Con base en la literatura y el marco teórico, se especificó inicialmente un modelo de cinco factores (variables latentes). Se tomó como base la distribución de los 28 reactivos del inventario original de [Rahim \(1983, 2001\)](#), los cuales figuraron como indicadores (variables observadas). Siguiendo la recomendación de diversos autores ([Byrne, 2010](#); [Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010](#); [Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1999](#)) relativa a utilizar varias medidas para evaluar la bondad del ajuste, en el presente trabajo se utilizaron las siguientes: el cociente entre Chi cuadrada y sus grados de libertad (χ^2/gl), el residuo cuadrático medio de aproximación (RMSEA), el índice de bondad de ajuste (GFI), el índice de bondad de ajuste en su modalidad corregida (AGFI) y el índice de bondad de ajuste de parsimonia (PGFI).

Generalmente, se considera un ajuste adecuado cuando χ^2/gl es menor a 3 ([Bentler & Bonett, 1980](#); [Ruiz, Pardo, & San Martín, 2010](#)). Valores RMSEA menores a .05 se consideran excelentes, pero entre .05 y .08 indicarían un ajuste admisible ([Ferrando & Anguiano-Carrasco,](#)

[2010](#)). Los índices GFI y AGFI cercanos a 1 indican excelente ajuste ([Byrne, 2010](#)). Por su parte, las magnitudes de PGFI situadas entre .05 y .07 se consideran aceptables ([Escobedo-Portillo, Hernández-Gómez, Estebané-Ortega, & Martínez-Moreno, 2016](#)).

Con el fin de identificar posibles efectos del sexo, edad o grado escolar en las variables de estudio, se llevó a cabo un análisis multivariado de la varianza (MANOVA) trifactorial con diseño de 2 x 2 x 3 (dos niveles de sexo por dos de edad, por tres de grado escolar).

Finalmente, con el objetivo de explorar las relaciones entre los estilos de gestión de conflictos del modelo de [Rahim \(1983, 2001\)](#) y los del modelo de [Ross y DeWine \(1988\)](#), se realizó un análisis de correlación de Pearson entre las escalas de ambos instrumentos. De acuerdo con Cohen (como se citó en [Coolican, 2005](#)), los valores de r cercanos a .1, .3 y .5 se consideran correlaciones débiles, moderadas y fuertes, respectivamente.

Todos los cálculos se llevaron a cabo utilizando los programas estadísticos SPSS 21 ([IBM Corporation, 2012](#)) y AMOS 21 ([Arbuckle, 2012](#)).

Resultados

Se llevó a cabo un primer análisis factorial confirmatorio (AFC) en el que se consideraba el modelo original de cinco factores del Inventario de Rahim. Todas las cargas factoriales oscilaron entre .50 y .75. Por su parte, los coeficientes de determinación estandarizados (varianza explicada) fueron aceptables, oscilando entre .25 y .56. Por su parte, algunos de los índices de bondad de ajuste considerados resultaron adecuados, pudiendo mantenerse la hipótesis de bondad de ajuste ($\chi^2/gl = 2.697$, $p < .001$; RMSEA = .051),

mientras que otros solo indicaron un ajuste moderado (GFI = .901; AGFI = .882; PGFI = .755). Cabe destacar que, no obstante lo anterior, se observó una alta correlación entre los factores comprometido e integrativo ($r = .92$), al revisar las correlaciones entre los factores del modelo.

Dada la fuerte correlación hallada entre los factores integrativo y comprometido del modelo original, se decidió llevar a cabo un segundo AFC con un modelo revisado, en atención a los estudios previos que han considerado una posible estructura de cuatro factores del Inventario de Rahim (Colsman & Wulfert, 2002; DeBates, 1999; Hammock et al., 1990). Dichos estudios han considerado las escalas de los estilos integrativo y comprometido como integradas en un solo factor.

Como puede observarse en la Figura 1, para la especificación de este modelo revisado, se integraron los factores integrativo y comprometido del modelo original en un solo factor denominado estilo cooperativo, al cual se asociaron como indicadores los mismos reactivos de aquellos dos factores.

Los resultados de este segundo AFC se presentan en la Figura 1. Como puede observarse, todas las cargas factoriales fueron de moderadas a altas, oscilando entre .48 y .74. Los coeficientes de determinación estandarizados (r^2) fueron aceptables (superiores al 20% de la varianza), oscilando entre .23 y .56. Por su parte, algunos de los índices de bondad de ajuste considerados resultaron adecuados, lo que sostiene la hipótesis de bondad de ajuste ($\chi^2/gl = 2.697, p < .001$; RMSEA = .051); mientras que otros indicaron un ajuste moderado (GFI = .900; AGFI = .882; PGFI = .762).

Considerando esta solución factorial, se calcularon para cada participante cuatro puntuaciones: a) estilo dominante, b) estilo complaciente, c) estilo evitativo y d) estilo cooperativo. Los índices de confiabilidad alfa de Cronbach co-

respondientes a cada una de estas cuatro escalas fueron de .70, .79, .72 y .88, respectivamente. Las puntuaciones medias obtenidas por los participantes en cada una de las escalas mencionada fueron de 2.83 (DE = .81), 2.28 (DE = .77), 3.02 (DE = .81) y 3.21 (DE = .79), respectivamente.

A continuación se llevó a cabo el análisis MANOVA para evaluar posibles diferencias por sexo, edad y grado escolar. No resultaron significativos los efectos de interacción, grado ni edad. Únicamente resultaron estadísticamente significativos los efectos principales de la variable de sexo (Lambda de Wilks (4/650) = .943, $p < .001$). En la Tabla 2 se presentan las medias, las desviaciones estándar y los valores de F y p correspondientes. Como se puede observar, en el estilo dominante los varones puntuaron, de manera estadísticamente significativa, más alto que las mujeres, mientras que estas puntuaron más alto en el estilo cooperativo.

Tabla 2. Diferencias en función del sexo en estilos de manejo de conflictos (N = 663).

	Mujeres (n = 347) M (DE)	Hombres (n = 316) M (DE)	F(1/661)
Dominante	2.72 (.79)	2.96 (.81)	14.771***
Complaciente	2.25 (.78)	2.31 (.75)	.969
Evitativo	3.06 (.81)	2.97 (.80)	1.863
Cooperativo	3.27 (.78)	3.14 (.81)	4.833*

Nota. * $p < .05$, *** $p < .001$

Finalmente, con el objetivo de explorar las relaciones entre los estilos de gestión de conflictos del modelo de Rahim (1983, 2001) y los del modelo de Ross y DeWine (1988), se llevó a cabo un análisis de correlación de Pearson entre las escalas de ambos instrumentos. A raíz del mencionado efecto del sexo sobre las variables de estudio, se decidió emplear el análisis de cor-

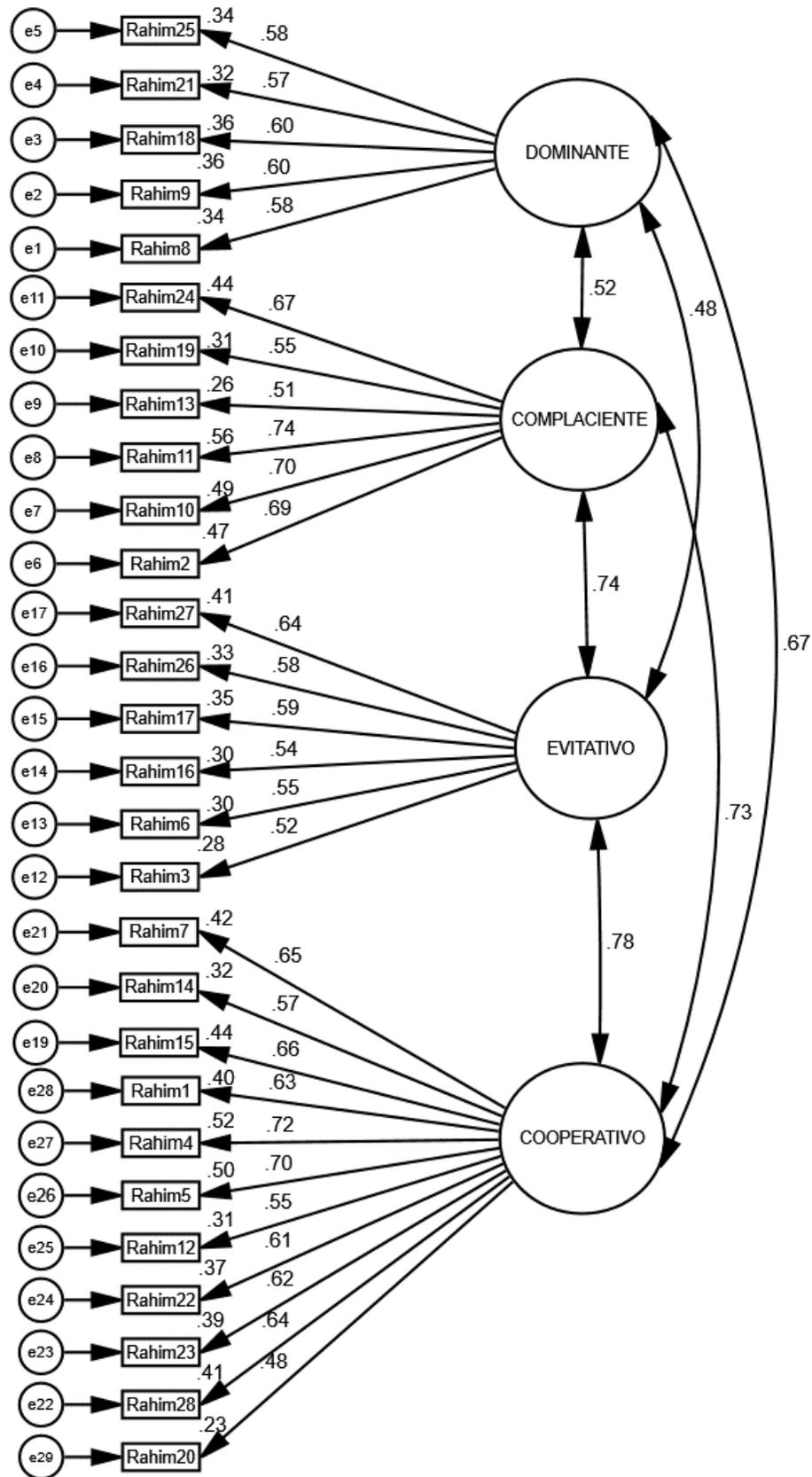


Figura 1

Análisis factorial confirmatorio del Inventario de Rahim adaptado. Modelo revisado.

relación parcial para controlar estas variables. Los resultados se muestran en la Tabla 3. Como se puede observar, tanto el estilo dominante como el complaciente correlacionaron positivamente con todos los estilos del modelo de Ross y DeWine (1988), de manera estadísticamente significativa. Por su parte, los estilos evitativo y cooperativo correlacionaron positivamente con los estilos centrado en la otra parte y centrado en el problema, de manera estadísticamente significativa.

Tabla 3. Coeficientes de correlación parcial entre estilos de manejo de conflictos con control de la variable sexo (N = 660).

	Centrado en uno mismo	Centrado en la otra parte	Centrado en el problema
Dominante	.19***	.30***	.33***
Complaciente	.23***	.40***	.34***
Evitativo	-.04	.28***	.31***
Cooperativo	-.05	.34***	.52***

Nota. *** $p < .001$.

Discusión

El presente trabajo planteó como objetivos específicos los siguientes: a) analizar la estructura factorial de la versión adaptada del Inventario de Rahim (ROCI-II forma C) en una muestra de adolescentes bachilleres, identificando sus propiedades psicométricas de validez y confiabilidad; b) analizar posibles diferencias significativas de acuerdo al sexo, edad y grado escolar en la muestra de estudio, con relación a los estilos de manejo de conflictos del modelo de Rahim; y c) analizar las posibles relaciones entre las escalas del Inventario de Rahim y las del CMMS de Ross y DeWine (1988) a fin de obtener mayor información sobre la validez convergente, ya que este último instrumento ha sido, hasta el momento, el

más empleado con muestras de adolescentes mexicanos.

Con respecto al primer objetivo, los resultados sugieren, en ambos modelos, un grado de ajuste similar al encontrado por Rahim en sus estudios de validación del ROCI-II, en los que los valores de GFI y AGFI oscilaron de .82 a .89 y de .78 a .87, respectivamente (Rahim, 2001; Rahim & Magner, 1995). Este resultado fue calificado como “un moderado ajuste a los datos” por el propio autor (Rahim & Magner, 1995, p. 125).

No obstante, el presente estudio el modelo penta factorial evidenció la dificultad de una alta correlación entre los factores integrativo y comprometido, lo cual es un argumento a favor de la estructura tetra factorial del instrumento. Como se señaló, este hallazgo es congruente con estudios previos que han considerado una posible estructura de cuatro factores del Inventario de Rahim en el contexto de las relaciones sociales (DeBates, 1999; Hammock et al., 1990; Colman & Wulfert, 2002). Por lo dicho, es posible concluir que la presente investigación aporta información relevante para sustentar que el Inventario de Rahim adaptado para evaluar estilos de manejo de conflictos entre pares adolescentes en el contexto escolar del bachillerato, probablemente, descansa sobre una estructura conformada por cuatro factores: a) estilo dominante, b) estilo complaciente, c) estilo evitativo y d) estilo cooperativo. Los índices de confiabilidad alfa de Cronbach resultaron aceptables para los primeros tres estilos, ya que fueron superiores a .70; y resultó un índice bueno para el estilo cooperativo, ya que se ubicó arriba de .80 (Frías-Navarro, 2014).

Con relación al segundo objetivo, como se pudo observar, no se encontraron diferencias significativas por edad ni grado escolar en ninguno de los estilos de manejo de conflictos. A este respecto, Luna y Laca (2014) han hecho notar que las diferencias evolutivas en estas variables son

más visibles en investigaciones que toman rangos de edad más amplios (desde la preadolescencia a la juventud o adultez, por ejemplo). Por esto, en estudios como el presente, que toma un rango relativamente corto, de 15 a 19 años, no es inusual que las pruebas no logren identificar una diferencia significativa por grupos de edad. Un razonamiento similar podría aplicarse al grado escolar, tomando en cuenta la evidencia proporcionada por estudios que han encontrado diferencias significativas pero solo al comparar grupos de participantes de diferentes niveles educativos, por ejemplo, entre secundaria, bachillerato y licenciatura (Markovits & St-Onge, 2009; Saville & Swoap, 2006).

En relación con las diferencias de sexo, en el presente estudio los hombres puntuaron más alto que las mujeres en el estilo dominante, mientras que ellas puntuaron más alto en el estilo cooperativo. Este hallazgo es congruente con la literatura, en la que se ha encontrado de manera consistente una inclinación de las mujeres hacia los estilos cooperativos y constructivos, y de los varones hacia los estilos competitivos y agresivos (Alexander, 2000; Garaigordobil, 2009, 2012; Garaigordobil & Maganto, 2011; Garaigordobil et al., 2016; Laca et al., 2006; Luna & Laca, 2014). La explicación más aceptada de estos resultados sostiene que esto podría deberse a que los hombres y las mujeres adolescentes son sujetos de procesos de socialización diferencial, en el sentido de los roles de género tradicionales, de modo que en ellas se habrían conformado características de corte más expresivo y relacional y en ellos, características más de tipo agresivo e instrumental (Rebollo-Catalán, Ruiz-Pinto, & García-Pérez, 2017; Rocha-Sánchez, 2008).

Con respecto al tercer objetivo, tanto el estilo dominante como el complaciente correlacionaron positivamente con todos los estilos del modelo de Ross y DeWine (1988), mientras que

los estilos evitativo y cooperativo correlacionaron positivamente con los estilos centrado en la otra parte y centrado en el problema. Las correlaciones tendieron a ser de grado moderado (Cohen, 1988; Coolican, 2005), lo que podría indicar que ambos instrumentos evalúan constructos distintos aunque relacionados. En relación con esto, es interesante subrayar que el propio Rahim (2001) señalaba que la principal evidencia para los modelos de tres estilos proviene de la literatura sobre comunicación; mientras que la construcción del instrumento de Ross y DeWine (1988) se basa, precisamente, en un enfoque comunicativo. Sin embargo, las correlaciones encontradas entre ambos instrumentos proporcionan datos a favor de la validez convergente del Inventario de Rahim adaptado, que se ha empleado en el presente estudio.

En conclusión, los hallazgos del presente estudio aportan información relevante acerca de la validez y confiabilidad del Inventario de Rahim adaptado al contexto de los conflictos que se les presentan a los adolescentes con sus compañeros de aula en el bachillerato. Como se señaló, los estudios desarrollados anteriormente en el ámbito iberoamericano sobre estilos de manejo de conflictos en adolescentes en contexto escolar han estado basados en el modelo de tres estilos (colaborar, competir y ceder). La incorporación del modelo de Rahim en esta área de investigación permitirá ampliar los análisis para explorar otras posibles formas de configuración de los estilos de manejo de conflictos en los adolescentes.

Dentro de las limitaciones del presente estudio, se puede mencionar que el rango de edad estuvo circunscrito a la adolescencia media y tardía (de 15 a 19 años), por lo que se aconseja emplear en estudios posteriores muestras con un rango de edad más amplio, a efectos de posibilitar comparaciones entre diversos grupos etarios. También se recomienda la incorporación de otras

variables de relevancia teórica y práctica, tales como las relativas a competencias y habilidades (p. ej., toma de decisiones, autorregulación emocional, toma de perspectiva, comunicación interpersonal, argumentación, entre otras) a fin de evaluar su relación con los estilos de manejo de conflictos del modelo de Rahim.

Referencias

- Abas, N. A. H. (2010). *Emotional intelligence and conflict management styles* (Tesis de maestría). Recuperado de <http://www2.uwstout.edu/content/lib/thesis/2010/2010abasn.pdf>
- Alexander, K. L. (2000). *Prosocial behaviors of adolescents in work and family life: Empathy and conflict resolution strategies with parents and peers* (Tesis doctoral). Recuperado de https://etd.ohiolink.edu/pg_1?5612014979328
- American Psychological Association (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct* (2002, as amended 2010, 2016). Recuperado de <http://www.apa.org/ethics/code/index.aspx>
- Arbuckle, J. L. (2012). AMOS (versión 21.0) [Software de computación]. Chicago: IBM SPSS.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606. doi: 10.1037/0033-2909.88.3.588
- Blake, R. R., & Mouton, J. S. (1970). The fifth achievement. *Journal of Applied Behavioral Science*, 6(4), 413-426. doi: 10.1177/002188637000600403
- Bowles, T. (2009). A comparison of two measures of communication and the communication style of university students. *Electronic Journal of Applied Psychology: General Articles*, 5(1), 53-66. Recuperado de <http://pandora.nla.gov.au/tep/51365>
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS. Basic concepts, applications, and programming* (2ª ed.). New York: Taylor and Francis.
- Castellano, R., Velotti, P., Crowell, J. A., & Zavattini, G. C. (2014). The role of parents' attachment configurations at childbirth on marital satisfaction and conflict strategies. *Journal of Child and Family Studies*, 23(6), 1011-1026. doi: 10.1007/s10826-013-9757-7
- Chang, L. C., & Zelihic, M. (2013). The study of conflict management among Taiwanese adolescents. *Life Science Journal*, 10(3), 1231-1241. Recuperado de <http://www.lifesciencesite.com/ljsj>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Colsmán, M., & Wulfert, E. (2002). Conflict resolution style as an indicator of adolescents' substance use and other problem behaviors. *Addictive Behaviors*, 27(4), 633-648. doi: 10.1016/S0306-4603(01)00198-8
- Coolican, H. (2005). *Métodos de investigación y estadística en psicología* (3ª ed.; Trad. G. Padilla-Sierra, S. M. Olivares-Bari, & J. L. Núñez-Herrejón). México: Manual Moderno.
- DeBates, D. A. (1999). *Adolescents and conflict with peers: Relationships between personality factors and conflict resolution strategies* (Tesis doctoral). Recuperado de <http://lib.dr.iastate.edu/rtd/12448>
- De Conti, M. (2014). The impact of competitive debate on managing the conflict communication strategies of Italian students. *Argumentation and Advocacy*, 51(2), 123-131. doi: 10.1080/00028533.2014.11821843
- Dixit, M., & Mallik, D. (2008). Assessing suitability of Rahim Organizational Conflict Inventory-II in Indian family-owned-and-managed businesses. *International Journal of Business Insights & Transformation*, 2(1), 28-38.
- Escobedo-Portillo, M. T., Hernández-Gómez, J. A., Estebané-Ortega, V., & Martínez-Moreno, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia y Trabajo*, 18(55), 16-22. doi: 10.4067/S0718-

24492016000100004

- Fahimi, N., & Tarkhan, M. (2016). The relationship between conflict resolution strategies and adolescent mental health among female high school students. *Journal of Psychology and Behavioral Studies*, 4(6), 209-217. Recuperado de <http://www.jpbsjournal.com/wp-content/uploads/paper132.pdf>
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. Recuperado de <http://www.papelesdelpsicologo.es>
- Frías-Navarro, D. (2014). *Apuntes de SPSS*. Universidad de Valencia. Recuperado de <https://www.uv.es>
- Garaigordobil, M. (2009). *Evaluación del programa Dando pasos hacia la paz. Informe de investigación*. Vitoria-Gasteiz, España: Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco. Recuperado de <http://www.argia.eus>
- Garaigordobil, M. (2012). Cooperative conflict-solving during adolescence: Relationships with cognitive-behavioural and predictor variables. *Infancia y Aprendizaje*, 35(2), 151-165. doi: 10.1174/021037012800217998
- Garaigordobil, M., Machimbarrena, J. M., & Maganto, C. (2016). Adaptación española de un instrumento para evaluar la resolución de conflictos (Conflictalk): Datos psicométricos de fiabilidad y validez. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 3(2), 59-67. Recuperado desde <http://www.revistapcna.com>
- Garaigordobil, M., & Maganto, C. (2011). Empatía y resolución de conflictos durante la infancia y la adolescencia. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 43(2), 255-266. Recuperado de <http://www.redalyc.org/revista.oa?id=805>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (1999). *Análisis multivariante* (Trad. E. Prentice & D. Cano). Madrid: Prentice Hall Iberia.
- Hammock, G. S., Richardson, D. R., Pilkington, C. J., & Utley, M. E. (1990). Measurement of conflict in close interpersonal relationships. *Personality and Individual Differences*, 11(6), 577-583. doi: 10.1016/0191-8869(90)90040-X
- H. Congreso de la Unión (1984). *Ley General de Salud*. México: Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión. Recuperado de http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/pdf/142_110518.pdf
- IBM Corporation (2012). IBM SPSS Statistics for Windows (Versión 21.0) [Software de computación]. Armonk, NY: IBM.
- Kimsey, W. D., & Fuller, R. M. (2003). Conflictalk: An instrument for measuring youth and adolescent management message styles. *Conflict Resolution Quarterly*, 21(1), 69-78. doi: 10.1002/crq.49
- Laca, F., Alzate, R., Sánchez, M., Verdugo, J., & Guzmán, J. (2006). Communication and conflict in young Mexican students: Messages and attitudes. *Conflict Resolution Quarterly*, 24(1), 31-54. doi: 10.1002/crq.156
- Laca, F. A., Mejía, J. C., & Mayoral, E. G. (2011). Conflict communication, decision-making, and individualism in Mexican and Spanish university students. *Psychology Journal*, 8(1), 121-135. Recuperado de <https://www.researchgate.net/publication/233259883>
- Lin, W. F., Lin, Y. C., Huang, C. L., & Chen, L. H. (2016). We can make it better: "We" moderates the relationship between a compromising style in interpersonal conflict and well-being. *Journal of Happiness Studies*, 17(1), 41-57. doi: 10.1007/s10902-014-9582-8
- Luna, A. C. A., & Laca, F. A. (2014). Estilos de mensajes en el manejo de conflictos en adolescentes y jóvenes mexicanos. *Boletín de Psicología*, 110, 37-51. Recuperado de <https://www.uv.es/seoane/boletin/boletin.html>
- Luna-Bernal, A. C. A. (2014). Efecto de la comunicación parento-filial sobre los estilos personales de manejo de conflictos en adolescentes bachilleres. *Uaricha, Revista de Psicología*, 11(24), 118-133. Recuperado de http://www.revistauaricha.umich.mx/ojs_uaricha/index.php/urp/issue/view/16
- Luna-Bernal, A. C. A. (2017). Relación entre estilos de

- manejo de conflictos y empatía multidimensional en adolescentes bachilleres. *Revista Iberoamericana de las Ciencias Sociales y Humanísticas*, 6(12), 80-106. doi: [10.23913/ricsh.v6i12.126](https://doi.org/10.23913/ricsh.v6i12.126)
- Luna-Bernal, A. C. A., & De Gante-Casas, A. (2017). Empatía y gestión de conflictos en estudiantes de secundaria y bachillerato. *Revista de Educación y Desarrollo*, 40, 27-37. Recuperado de http://www.cucs.udg.mx/revistas/edu_desarrollo
- Luna-Bernal, A. C. A., Laca-Arocena, F. A., & Cedillo-Navarro, L. I. (2012). Toma de decisiones, estilos de comunicación en el conflicto y comunicación familiar en adolescentes bachilleres. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 17(2), 295-311. Recuperado de <http://www.redalyc.org/revista.oa?id=292>
- Luna-Bernal, A. C. A., Mejía-Ceballos, J. C., & Laca-Arocena, F. A. (2017). Conflictos entre pares en el aula y estilos de manejo de conflictos en estudiantes de bachillerato. *Revista Evaluar*, 17(1), 50-64. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Markovits, H., & St-Onge, M. J. (2009). Adolescents' and adults' internal models of conditional strategies for object conflict. *The Journal of Genetic Psychology*, 170(2), 135-150. doi: [10.3200/GNTP.170.2.135-150](https://doi.org/10.3200/GNTP.170.2.135-150)
- Mejía-Ceballos, J. C., & Laca-Arocena, F. A. (2006). Estilos de comunicación en el conflicto y confianza en las propias decisiones. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 11(2), 347-358. Recuperado de <http://www.redalyc.org/revista.oa?id=292>
- Munduate, L., Ganaza, J., & Alcaide, M. (1993). Estilos de gestión del conflicto interpersonal en las organizaciones. *Revista de Psicología Social*, 8(1), 47-68. doi: [10.1080/02134748.1993.10821669](https://doi.org/10.1080/02134748.1993.10821669)
- Pérez-Archundia, E., & Gutiérrez-Méndez, D. (2016). El conflicto en las instituciones escolares. *Ra Ximhai*, 12(3), 163-180. Recuperado de <http://www.raximhai.com.mx/Portal/index.php>
- Rahim, M. A. (1983). A measure of styles of handling interpersonal conflict. *Academy of Management Journal*, 26(2), 368-376. doi: [10.5465/255985](https://doi.org/10.5465/255985)
- Rahim, M. A. (2001). *Managing conflict in organizations* (3a ed.). Westport, Connecticut: Quorum Books.
- Rahim, M. A., & Magner, N. R. (1995). Confirmatory factor analysis of the styles of handling interpersonal conflict: First-order factor model and its invariance across groups. *Journal of Applied Psychology*, 80(1), 122-132. doi: [10.1037/0021-9010.80.1.122](https://doi.org/10.1037/0021-9010.80.1.122)
- Ramírez-Landaeta, J. J., & Borges-Grün, T. (2011). Adaptación y validación de un cuestionario de estilos de manejo de conflicto organizacional en una muestra de trabajadores brasileños. *Revista Psicologia: Organizações e Trabalho*, 11(1), 66-74. Recuperado de <https://periodicos.ufsc.br/index.php/rpot>
- Rebollo-Catalán, A., Ruiz-Pinto, E., & García-Pérez, R. (2017). Preferencias relacionales en la adolescencia según el género. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 19(1), 58-72. doi: [10.24320/revdie.2017.19.1.1022](https://doi.org/10.24320/revdie.2017.19.1.1022)
- Ricco, R. B., & Sierra, A. (2017). Argument beliefs mediate relations between attachment style and conflict tactics. *Journal of Counseling & Development*, 95(2), 156-167. doi: [10.1002/jcad.12128](https://doi.org/10.1002/jcad.12128)
- Rocha-Sánchez, T. E. (2008). La adolescencia: Período crítico en la construcción del sexo. En P. Andrade-Palos, J. L. Cañas-Martínez & D. Betancourt-Ocampo (Comps.), *Investigaciones psicosociales en adolescentes* (pp. 15-44). Tuxtla Gutiérrez, México: Universidad de Ciencias y Artes de Chiapas y Universidad Nacional Autónoma de México.
- Ross, R. G., & DeWine, S. (1988). Assessing the Ross-DeWine Conflict Management Message Style (CMMS). *Management Communication Quarterly*, 1(3), 389-413. doi: [10.1177/0893318988001003007](https://doi.org/10.1177/0893318988001003007)
- Ruiz, M. A., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45. Recuperado de <http://www.papeles-delpsicologo.es>
- Saville, S. M., & Swoap, R. A. (2006). *Locus of control and conflict resolution: A comparison of early adolescents versus young adults*. Asheville, North Carolina: Warren Wilson College. Recuperado de <http://>

www.warren-wilson.edu/~psychology/saville.php

Sociedad Mexicana de Psicología (2010). *Código Ético del Psicólogo* (5a ed.). México: Editorial Trillas.

Thomas, K., & Kilmann, R. (1974). *Thomas-Kilmann Conflict Mode Instrument*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.

Weider-Hatfield, D. (1988). Assessing the Rahim Organizational Conflict Inventory-II (ROCI-II). *Management Communication Quarterly*, 1(3), 350-366. doi: [10.1177/0893318988001003005](https://doi.org/10.1177/0893318988001003005)

Zwahr-Castro, J., & Dicke-Bohmann, A. K. (2014). Who can be friends? Characteristics of those who remain friends after dissolution of a romantic relationship. *Individual Differences Research*, 12(4-A), 142-152.