



Revista Evaluar

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

2019
VOL 19 - Nº3
ISSN 1667-4545

Evaluación psicométrica de la Escala de Resiliencia para niños mexicanos (GA-RE14)

Psychometric Evaluation of the Resilience Scale for Mexican Children (GA-RE14)

Norma Ivonne González-Arratia-López-Fuentes ^{1*},
Alejandra del Carmen Domínguez-Espinosa ², Martha Adelina Torres-Muñoz ¹

1 - Universidad Autónoma del Estado de México.

2 - Universidad Iberoamericana.

Introducción
Estudio 1
Método
Estudio 2
Método
Discusión
Referencias

Recibido: 21/06/2019 Revisado: 20/08/2019 Aceptado: 29/09/2019

Resumen

Se examinan las propiedades psicométricas de la versión breve de la Escala de Resiliencia para niños de González-Arratia (GA-RE14) con dos estudios. Primero se verifica la estructura tridimensional y consistencia interna con una muestra de 217 escolares (122 niños, 95 niñas) y una Media de edad de 11.14 años (DE = .78). El Estudio 2 aporta evidencias de convergencia teórica con autoestima y satisfacción con la vida, con 121 participantes (59 niños, 62 niñas) con promedio de edad de 10.60 años (DE = .67). La configuración se comprobó con análisis factorial confirmatorio (GFI = .94, AGFI = .91, RMSEA = .046; NFI = .79, TLI = .90, CFI = .92). Hay asociación positiva y significativa entre las variables evaluadas, y puntajes más altos en las niñas que en los niños. Esta escala es útil para medición de la resiliencia infantil en contextos académicos y con fines de investigación.

Palabras clave: *resiliencia, análisis factorial confirmatorio, consistencia interna, autoestima, satisfacción con la vida*

Abstract

The psychometric properties of the short version of González-Arratia's Resilience Scale for children (GA-RE14) are examined through two studies. The first one analyzes the three-dimensional structure and internal reliability of a 217 children sample with both genders (122 boys, 95 girls) with an average age of 11.14 (SD = .78). Study 2 presents evidence of theoretical convergence with self-esteem and satisfaction with life, with 121 participants (59 boys, 62 girls) aged 9 to 12 years old (M = 10.60, SD = .67). The configuration is verified by using confirmatory factorial analysis (GFI = .94, AGFI = .91, RMSEA = .046; NFI = .79, TLI = .90, CFI = .92). A significant positive association between the evaluated variables, and higher scores in girls than in boys are reported. This scale is useful for the measurement of resilience in children, for academic contexts and for research purposes.

Keywords: *resilience, confirmatory factorial analysis, internal reliability, self-esteem, satisfaction with life*

*Correspondencia a: Norma Ivonne González-Arratia-López-Fuentes. Mariano Matamoros sur 706 Col. Francisco Murguía, Toluca, Estado de México, C.P. 50130. Tel (722) 2721518 Ext 157. E-mail: nigalf@yahoo.com.mx

Cómo citar este artículo: González-Arratia-López-Fuentes, Domínguez-Espinosa & Torres-Muñoz, Evaluar, 2019, 19(3), 1-19. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

La *resiliencia* es un concepto dinámico que se refiere a la capacidad de los individuos de afrontar y adaptarse con éxito a una situación adversa. Si bien aún no existe un consenso respecto a su definición (Becoña-Iglesias, 2006; Kalawski & Haz, 2003), la mayoría de los autores coinciden en referir que implica: 1) la exposición significativa al riesgo y 2) la evidencia de adaptación a pesar de serias amenazas para el desarrollo (Masten, 2007).

Uno de los aspectos más controversiales del estudio de la resiliencia, es su medición. Autores como Pourtois (2014) indican que no es medible y otros señalan que “se puede medir a través del riesgo y adaptación positiva” (Luthar & Bidwell-Zelazo, 2007, p. 514). Pero cuando existen múltiples definiciones e intervienen distintos factores, se dificulta su operacionalización, lo cual tiene importantes implicaciones para su investigación.

La necesidad de contar con instrumentos que ayuden a la comprensión de este constructo ha dado lugar al desarrollo de múltiples instrumentos. Según Ospina-Muñoz (2007, p. 63) “un instrumento con capacidad para abordar el fenómeno resiliente en sus diferentes dimensiones, podría constituir una oportunidad de desarrollo teórico importante en el tema y avanzar en las propuestas de intervención que involucran la promoción de la resiliencia”.

El interés creciente por la medición de la resiliencia ha permitido el desarrollo de diversos instrumentos, entre los más utilizados se encuentran: la escala de Connor y Davidson (2003), la escala de Wagnild y Young (1993), la escala de resiliencia para jóvenes de Hurtes y Allen (2001), la escala de autoinforme de resiliencia de Jew, Green y Kroger (1999) y la escala de resiliencia para adolescentes de Oshio, Kaneko, Nagamine y

Nakaya (2003).

Estos instrumentos consideran en su mayoría que la resiliencia es un constructo multidimensional, un ejemplo de ello es la escala de resiliencia de Connor y Davidson (2003), la cual es una de las escalas más utilizadas especialmente en el caso de adultos. Sin embargo, pocos estudios apoyan el modelo factorial de cinco dimensiones de la escala original, pues hay evidencias que indican que se trata más de una estructura de tres factores (tenacidad y autoeficacia, control personal y competencia social; Serrano-Parra et al., 2012). Campbell-Sills y Stein (2007) señalan que dada la inestabilidad de la escala en cuanto a su estructura factorial, se necesitan más estudios que permitan confirmar dicha estructura (Serrano-Parra et al., 2012). La escala de Connor y Davidson (2003) también cuenta con una versión breve de 10 ítems aplicable a muestras de adultos, con adecuada consistencia interna (alfa de Cronbach = .95). Sin embargo, Shin et al. (2018) refieren que aún son necesarios análisis confirmatorios para verificar la validez de la misma.

Lo mismo sucede con la escala de resiliencia de Wagnild y Young (1993) en su versión de 25 ítems, la cual “ha presentado estructuras factoriales inestables y poco claras, según diferentes idiomas y poblaciones” (Sánchez-Teruel & Robles-Bello, 2015, p. 104) lo que ha llevado a la necesidad de mayor investigación, ahora en su versión de 14 ítems (RS-14; Sánchez-Teruel & Robles-Bello, 2015).

Si bien existen varios instrumentos para la medición de la resiliencia con adecuadas propiedades psicométricas, también es importante tomar en cuenta que estos no consideran el entorno social, lo que hace necesario que el instrumento de medida esté diseñado y adaptado a las características específicas de cada cultura (Jowkar, Friberg, & Hjemdal, 2010). En consecuencia, resulta indispensable construir instrumentos que sean capa-

ces de evaluar el constructo resiliencia (Salgado-Levano, 2005) tomando en cuenta la población específica a la que está dirigida y el contexto en el cual será utilizado.

La tendencia actual es evaluar constructos a través de técnicas breves o bien con escalas que cuenten con versiones cortas, con la finalidad de indagar de manera rápida el constructo en cuestión, lo que facilita la aplicación en poblaciones infanto-juveniles (Gosling, Rentfrow, & Swann, 2003; Torreblanca-Murillo, 2017). En el caso de la escala de resiliencia de González-Arratia-López-Fuentes y Valdez-Medina (2012), se tiene por objetivo la medición de la *resiliencia individual*, la cual se conceptualiza como la capacidad que le permite al individuo adaptarse y sobreponerse a las condiciones adversas a las que está expuesto, así como al estrés de la vida cotidiana para enfrentar los retos de manera saludable (Moskovitz, 1983).

Al considerar los antecedentes de la escala de resiliencia, es importante señalar que esta se construyó con base en dos propuestas: 1) los postulados teóricos de Henderson-Grotberg (2006) y 2) el modelo ecológico-transaccional de resiliencia, basado en el modelo ecológico de Bonfenbrenner (1979). Respecto a la primera propuesta, la autora define la resiliencia como “una capacidad humana universal para hacer frente a las adversidades de la vida, superarlas e incluso ser transformado por ellas, e indica que la interacción de factores resilientes proviene de cuatro categorías que son: *yo tengo* (apoyo externo/soporte social) *yo soy* y *yo estoy* (se refiere al desarrollo de la fortaleza psíquica o fuerza interior) y *yo puedo* (comprende las capacidades interpersonales y de resolución de conflictos)” (González-Arratia-López-Fuentes, 2018, p. 20). En cuanto al modelo ecológico, se retomó debido a que se concibe que la resiliencia no depende exclusivamente del individuo, sino también de características del

entorno inmediato (como la familia), del grupo social, así como del contexto, los cuales están en constante interacción y relación recíproca, lo que permite a la persona adaptarse a pesar de la adversidad (Rutter, 1999). Así, ambos sirvieron de base para la elaboración de los ítems de la escala que aquí se presenta.

Con la escala original en su versión de 32 ítems se han realizado múltiples estudios con análisis factorial exploratorio y confirmatorio, en los que se han informado tres dimensiones. La primera dimensión es el *factor protector interno* (FPI), el cual mide habilidades para la solución de problemas. La segunda dimensión corresponde al *factor protector externo* (FPE), el cual evalúa la percepción que tiene el individuo sobre la posibilidad de contar con apoyo de la familia que promueve la resiliencia. La tercera dimensión es el *factor empatía* (FE) que mide el comportamiento altruista y prosocial. También se han identificado estudios en los que ha sido aplicada la escala de González-Arratia-López-Fuentes y Valdez-Medina (2012) en población normal en diferentes etapas del desarrollo, desde niños hasta adultos mayores. Por ejemplo en México, Plata (2013) en su estudio con niños confirma que se trata de una escala tridimensional, al igual que el estudio de Toribio-Perez (2017) con muestras de adolescentes, e incluso se ha informado del uso de la escala con adultos (Castro, 2016; Rocha-Romero, 2017) y adultos mayores (Díaz, 2019). Este grupo de estudios ha reportado adecuadas propiedades psicométricas para la escala, lo que lleva a considerar que es uno de los instrumentos más utilizados en México para la medición de la resiliencia.

En cuanto a la utilidad de la escala de González-Arratia-López-Fuentes y Valdez-Medina (2012), esta ha sido aplicada en muestras de niños en contextos de vulnerabilidad psicosocial con adecuados resultados psicométricos (González-Arratia-López-Fuentes, Morelato,

González-Escobar, & Ruíz-Martínez, 2018). A la fecha también existen datos sobre su validez en relación con otras escalas de resiliencia para niños: González-Arratia-López-Fuentes y Valdez-Medina (2012, p. 680) obtuvieron “valores de correlación positivos significativos con la escala de Hurtes y Allen (2001) y con la de Jew et al. (1999; $r_{(405)} = .55, p < .001$; $r_{(405)} = .58, p < .001$ respectivamente) lo que proporciona evidencia de que están midiendo el mismo constructo”.

En el estudio más reciente de González-Arratia-López-Fuentes (2018), se obtuvo un instrumento con tres dimensiones y 13 ítems. Si bien se obtuvo un buen ajuste con este modelo, hay que tener en cuenta cierta limitación, dado que el *factor empatía* (FE) quedó conformado solo por dos ítems. Por ese motivo en el presente estudio se prefirió comprobar la versión, ahora con 14 ítems, ya que existe un amplio acuerdo en cuanto a un mínimo deseable de 3 indicadores por factor para que el factor sea admisible. De ahí que se aplicó la condición de que cada factor tenga asociadas por lo menos tres variables observadas (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 2004). Además de este criterio estadístico para la inclusión de un indicador, específicamente el ítem R7FE (*Yo soy acomedido y cooperador*) está teóricamente asociado al factor que le corresponde, por lo que se lo incluye siguiendo la recomendación de Orgaz-Baz (2008, p. 26): “si el interés teórico es suficiente debería mantenerse en el modelo”.

A pesar de que se cuenta con una escala viable para la medición de la resiliencia con propiedades psicométricas satisfactorias, para facilitar su uso, sobre todo en casos en donde se requiere la exploración de otras escalas, se considera importante contar con una versión breve de la misma, que sea más sencilla de utilizar. Adicionalmente, resulta relevante tomar en cuenta que en general, las pruebas psicológicas requieren de una constante revisión conceptual de los ítems, debido a

“la posible pérdida de vigencia de alguno de estos” (Hernández-Contreras & Rivera-Ottenberger, 2018, p. 145), y sobre todo porque “el proceso de validación no termina, es permanente y exige comprobaciones empíricas continuas” (Montero-Rojas, 2013, p. 118).

Debido a que es aconsejable revisar el contenido de los instrumentos ya existentes (Perpiñá-Galvañ, Richart-Martínez, Cabañero-Martínez, & Martínez-Durá, 2011), y a que las formas cortas de una escala se pueden utilizar con tanto éxito como la versión original (Loo & Thorpe, 2000; Sârbescu, Rusu, & Costea, 2012), en esta investigación se emplea la versión breve conformada por 14 ítems, la cual se ha denominado GA-RE14. Estos ítems corresponden al estudio más reciente del instrumento (González-Arratia-López-Fuentes, 2018) más la incorporación del ítem R7FE que, como se mencionó anteriormente, sirve al propósito de confirmar el ajuste del modelo tridimensional sin perder su interpretabilidad para su uso en otras muestras.

En lo concerniente a las diferencias entre hombres y mujeres, la información al respecto es contradictoria, ya que se han informado evidencias de que las mujeres son más resilientes (González-Arratia-López-Fuentes & Valdez-Medina, 2012) mientras que otros autores han informado que los hombres son más resilientes (Stratta et al., 2013), e incluso que no hay diferencia alguna (Kenneally-Nicholas, 1993; Prado-Álvarez & del Águila-Chávez, 2003). Esto lleva a la necesidad de continuar analizando las posibles diferencias y/o similitudes entre niños y niñas.

Adicionalmente, es importante tomar en cuenta otras cuestiones relativas a la validez. Dado que se recomienda sumar evidencias de validez de la escala en distintas muestras, estudiamos la relación de la escala con dos importantes variables. Una de ellas es la *autoestima*, debido a que las personas con una evaluación favorable de

sí mismas muestran un afrontamiento positivo de los problemas, e incluso se ha demostrado que es una importante variable que predice la resiliencia (Balgiu, 2017; Benetti & Kambouropoulos, 2006). Del mismo modo, se estudia la relación con la variable *satisfacción con la vida*, que refiere a la evaluación global que realizan las personas acerca de su propia vida, debido a los beneficios que ha mostrado sobre el funcionamiento y ajuste psicológico de los individuos (Ruíz-González, Medina-Mesa, Zayas, & Gómez-Molinero, 2018). Con respecto a esta variable, se ha demostrado que los jóvenes que puntúan como satisfechos y ligeramente satisfechos sobre sus condiciones de vida muestran mayor capacidad resiliente (Bernal-Romero, Daza-Pinzón, & Jaramillo-Acosta, 2015; Casazola-Larota & Vargas-Mamani, 2018). Además, numerosos estudios indican que tanto la autoestima como la satisfacción con la vida son importantes variables que permiten un resultado positivo frente al estrés (Rodríguez-Naranjo & Caño-González, 2012), en este caso, el hecho de vivir en situación de pobreza (Palomar-Lever, 2015).

Así, en la presente investigación se llevan a cabo dos estudios. El primero de ellos tiene como objetivos: 1) verificar la estructura tridimensional de la escala breve (GA-RE14) con análisis factorial confirmatorio (AFC) y 2) evaluar la fiabilidad de la escala. El segundo estudio en una segunda muestra tiene como objetivos: 1) examinar la validez de constructo a partir de fuentes externas de la escala, al evaluar su relación con las variables autoestima y satisfacción con la vida; 2) comparar el nivel de resiliencia, autoestima y satisfacción con la vida entre niños y niñas.

De acuerdo con los objetivos, se espera que: la versión breve (GA-RE14) de 14 ítems, conste de tres dimensiones consistentes y que exista una fiabilidad aceptable según el criterio de Oviedo y Campo-Arias (2005). Asimismo, se tiene como

expectativa encontrar correlaciones positivas con autoestima y con satisfacción con la vida, y se espera, según el criterio de Lévy-Mangin y Varela-Mallou (2006), una correlación entre los constructos no mayor a .5. Del mismo modo, se tiene como expectativa que existan diferencias entre niños y niñas en los tres constructos evaluados.

A la fecha, en México no se cuenta con escalas para la medición de la resiliencia infantil, por lo que el hecho de contar con un instrumento breve para la evaluación de este importante constructo resulta relevante sobre todo en el contexto educativo, lo que justifica su estudio con el sentido de facilitar su medición y así obtener evidencia empírica que sirva de base para el diseño de programas de intervención en niños de países hispanoparlantes.

Estudio 1. Comprobar la estructura tridimensional de la escala de resiliencia (GA-RE14) con 14 ítems

Método

Participantes

Se realizó un estudio transversal con un diseño de tipo instrumental (Montero & León, 2002). Con un muestreo no probabilístico de tipo intencional, la Muestra 1 quedó constituida por 217 participantes, de los cuales el 56.2% son niños ($n = 122$) y el 43.8% niñas ($n = 95$) con un rango de edad de 9 a 13 años ($M = 11.14$, $DE = .78$). Los participantes de este estudio pertenecen a tres escuelas públicas consideradas de alta vulnerabilidad. Los criterios de inclusión fueron: ser alumnos de educación básica de 4°, 5° y 6° grado, inscritos en escuelas públicas pertenecientes a San Pablo Autopan, que es una localidad que pertenece al Municipio de Toluca, Estado de México. Dicha localidad es considerada el municipio en el cual se concentra el mayor número de personas en

situación de pobreza, según el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL, 2013) que es la institución gubernamental que evalúa los índices de pobreza en México. Es importante señalar que el CONEVAL (2013) define como persona en situación de pobreza a aquella que presenta al menos una carencia social (de los seis indicadores de pobreza) y no tiene un ingreso suficiente para satisfacer sus necesidades alimentarias y no alimentarias. Los indicadores que se consideran corresponden a carencias por: 1) rezago educativo, 2) acceso a los servicios de salud, 3) acceso a la seguridad social, 4) calidad y espacios de vivienda, 5) servicios básicos de vivienda y 6) acceso a la alimentación (que representa el 41.8% de personas pobres). Específicamente en esta localidad donde se realizó el estudio, se ha reportado que el 6.86% de la población está en situación de pobreza extrema (CONEVAL, 2008-2018).

Instrumentos

Se elaboró una ficha de datos sociodemográficos que incluye información sobre: edad, sexo, promedio de calificaciones y escuela de procedencia. La evaluación de la resiliencia se hizo con la Escala de Resiliencia GA-RE14, la cual tiene el objetivo de evaluar la capacidad de la persona de adaptarse y ajustarse “después de haber estado sometida a situaciones de adversidad” (López-Fuentes & Calvete, 2016, p. 111). Se trata de una escala tipo Likert en su versión breve de 14 ítems, en la que se le solicita al participante que al momento de responder tenga presente una situación que considere de crisis o en la que haya tenido algún problema, pensando en qué medida cree que se sintió o se comportó en esa situación, con cinco opciones de respuesta, que son: 1 (*Nunca*) 2 (*Pocas veces*) 3 (*Algunas veces*) 4 (*Muchas ve-*

ces) y 5 (*Siempre*).

En el estudio previo de González-Arratia-López-Fuentes (2018) se obtuvieron 3 factores: el *factor protector interno* (FPI) con 8 ítems (R17, R18, R20 R21, R25, R26, R27, R30), *factor protector externo* (FPE) con 3 ítems (R14, R15, R16) y el *factor empatía* (FE) con 3 ítems (R7, R8, R9) con una varianza total explicada de 44.63% y una confiabilidad de alfa de Cronbach total de $\alpha = .860$.

Procedimiento

Se contó con la autorización de la institución, así como con el consentimiento informado de los padres, y el consentimiento de los participantes; las aplicaciones de la escala se llevaron a cabo de manera voluntaria y anónima en las respectivas aulas y horarios académicos. Se explicó el objetivo de la investigación y las investigadoras atendieron las dudas que surgieron en el momento de la aplicación. Todos los participantes completaron la escala en un tiempo aproximado de 20 minutos. El protocolo del presente estudio forma parte del proyecto de investigación con clave 4645/2019SF y ha sido avalado por el Comité de Ética de la U. A. E. Mex. (Clave: 2019/05), el estudio se realizó bajo los estándares éticos que indica la Asociación Americana de Psicología (2010).

Análisis de Datos

Se realizó un análisis descriptivo y se evaluó el supuesto de normalidad univariante con el contraste de Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilk, así como el de normalidad multivariante que propone Mardia (1970, como se citó en González-Álvarez, Abad-González, & Lévy-Mangin, 2006)

para contrastar “si la asimetría y la curtosis multivariantes del conjunto de variables observables permiten asumir o no la hipótesis de normalidad” (González-Álvarez et al., 2006, p. 34). Se utilizó un análisis de correlación para verificar la discriminación de los ítems.

El AFC se llevó a cabo con el método de estimación de máxima verosimilitud (ML) para probar la estructura hipotetizada (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014). De acuerdo con las recomendaciones de Hu y Bentler (1998) se consideraron los índices de ajuste absoluto (Chi-cuadrado y χ^2/gl , GFI, AGFI $\geq .90$ y RMSEA y PCLOSE), así como los índices de ajuste incremental (CFI y NFI) e índices de ajuste de parsimonia (PNFI, PGFI $\geq .90$; Verdugo, Crespo, Badía, & Arias, 2008). En general, se recomienda que los valores del CFI y NNFI sean $\geq .90$, lo que indica un buen ajuste para modelos confirmatorios, en el caso de los valores del RMSEA, valores $\leq .06$ indican un excelente ajuste y valores que van de .06 a .08 indican un ajuste moderado del modelo. Se realizó el cálculo de confiabilidad alfa de Cronbach (α), y según el criterio de Oviedo y Campo-Arias (2005) se consideraron los valores de alfa entre .80 y .90 como los más recomendables. Los datos se analizaron con el programa IBM SPSS (IBM Corporation, 2011) y Amos versión 20 (Arbuckle, 2011).

Resultados

En la Tabla 1 se muestran los datos descriptivos de la primera muestra, en la que se observa que todos los ítems presentan puntuaciones promedio por arriba del valor medio que es 3. El ítem R19FPI (*Soy firme en mis decisiones*) presentó la media más baja, mientras que el ítem R15FPE (*Tengo deseos de triunfar*) obtuvo la media más alta. Respecto a la normalidad univariada, se ob-

tuvo que los ítems en general tienden a una distribución leptocúrtica, y la prueba Kolmogorov-Smirnov indica una distribución no normal de los ítems. De acuerdo con Ferrando y Anguiano-Carrasco (2010), se observa que tanto la asimetría como curtosis están por sobre ± 1.5 en los ítems: R14FPE, R15FPE, R16FPE y R30PFI. También fue necesario evaluar la hipótesis de normalidad multivariada de Mardia (1970, en González-Álvarez et al., 2006), la cual resultó de 58.45, lo cual permite asumir que de manera conjunta los ítems presentan “una curtosis significativamente distinta de la de una norma multivariante” (González-Álvarez et al., 2006, p. 42).

Adicionalmente, se llevó a cabo el cálculo de discriminación con las puntuaciones de cada uno de los ítems y el puntaje total de la escala, mediante el coeficiente de correlación *Rho* de Spearman, el que mostró que los valores de la correlación son positivos y fluctúan entre .25 a .54. Según el criterio de Mondragón-Barrera (2014), estos valores indican que existe una asociación de media a considerable, por lo que se conservan todos los ítems (ver Tabla 1).

Análisis factorial confirmatorio

Se comenzó por especificar el modelo definido por tres variables latentes y 14 indicadores; la estimación se realizó mediante el método de ML. No se obtuvo normalidad multivariante como ya se mencionó. No obstante, se continuó con el análisis y se tomaron en cuenta las recomendaciones de Hair et al. (2004) con respecto al tamaño muestral, que indican que para el método ML se use un rango de entre 100 y 200 observaciones. En este caso, la muestra es superior a este criterio, por lo que se procedió al análisis. Respecto a la bondad de ajuste del modelo, se obtuvieron los siguientes índices: $X^2_{(74)} = 1.62, p < .001$. Sin em-

Tabla 1

Datos descriptivos Escala de Resiliencia 14 ítems.

Nº de Ítem versión original	Nº de ítem nueva versión		Min-Max	M	DE	Asimetría	Curtosis	<i>rho</i>
R7FE	R1FE	Yo soy acomedido y cooperador	1-5	3.8	0.93	-0.83	0.34	.46
R8FE	R2FE	Yo soy amable	2-5	3.9	0.93	-0.88	0.04	.51
R9FE	R3FE	Soy compartido	1-5	4.0	0.86	-0.90	0.60	.42
R14FPE	R4FPE	Tengo personas que me quieren a pesar de lo que sea o haga	1-5	4.4	0.84	-1.86	3.34	.28
R15FPE	R5FPE	Tengo deseos de triunfar	2-5	4.7	0.52	-2.48	7.22	.25
R16FPE	R6FPE	Tengo metas a futuro	1-5	4.6	0.75	-2.20	4.82	.39
R17FPI	R7FPI	Estoy dispuesto a responsabilizarme de mis actos	2-5	4.2	0.79	-1.15	1.18	.40
R18FPI	R8FPI	Estoy siempre pensando la forma de solucionar mis problemas	1-5	4.0	0.87	-1.05	0.92	.42
R19FPI	R9FPI	Soy firme en mis decisiones	1-5	3.6	0.99	-0.44	-0.61	.54
R21FPI	R10FPI	Me siento preparado para resolver mis problemas	1-5	3.8	0.93	-0.57	-0.31	.53
R25FPI	R11FPI	Puedo buscar la manera de resolver mis problemas	1-5	3.9	0.99	-0.93	0.12	.48
R26FPI	R12FPI	Puedo imaginar las consecuencias de mis actos	1-5	4.1	0.98	-1.11	0.36	.46
R27FPI	R13FPI	Puedo reconocer lo bueno y lo malo para mi vida	1-5	4.1	0.96	-1.18	0.79	.41
R30FPI	R14FPI	Puedo aprender de mis errores	1-5	4.3	0.92	-1.70	2.55	.46
	Puntaje Total		33-67	58.32	6.28	-1.5	2.60	1

bargo, y en virtud de que chi-cuadrado es sensible al tamaño de la muestra, también se consideraron otros índices de ajuste absolutos (GFI = .93, AGFI = .90, RMSEA = .05) comparativos (NFI = .76, TLI = .86, CFI = .89) e índices de ajuste de parsimonia (PNFI = .62, PGFI = .65, PCFI = .72). Debido a que los valores de los índices obtenidos (absolutos, comparativos, de parsimonia) resultaron inferiores a lo esperado, indicando un ajuste inadecuado a los datos, se consideraron los índices de modificación (IM). Para este propósi-

to se comprobó un modelo reespecificado. Dada la relación entre los ítems R21FPI y R25FPI, se observó que requerían ser reespecificados, lo que permitió tener un modelo adecuado en el que se obtuvo que $X^2_{(73)} = 1.45$, $p < .006$. Los índices de ajuste absolutos fueron superiores a .90 (GFI = .939, AGFI = .912). El índice RMSEA mostró un excelente ajuste (.046). Respecto a los índices de ajuste incremental, uno de tres índices mostró valores por debajo a .85 (NFI = .79, TLI = .903, CFI = .92). Cinco de estos seis índices in-

dican un buen ajuste del modelo, lo cual indica una ligera mejora, y que el modelo se adapta a los criterios señalados por [Abad, Garrido, Olea y Ponsoda \(2006\)](#), de modo que se decidió adoptar este modelo.

Debido a que los datos no cumplen con el supuesto de normalidad multivariada, la estimación de máxima verosimilitud se llevó a cabo con el procedimiento *bootstrapping* propuesto por [Bollen y Stine \(1990\)](#). En el caso de este estudio, la estimación se realizó con 200 remuestreos para obtener un mejor ajuste (IC al 90%). Los resultados para la escala en cuanto a errores estándar oscilaron entre .003 y .013 ($p = .132$; [Abad, Olea,](#)

[Ponsoda, & García, 2011](#); [Byrne, 2010](#); [Hancock & Nevitt, 1999](#); [Fouladi, 1998](#)).

También se consideró pertinente verificar la consistencia interna en la medición del constructo. Se recomienda que este índice sea superior a .70. En el caso del FPI, la confiabilidad compuesta resultó ser adecuada ($CR = .719$; [Hair et al., 2004](#)) y, respecto a los factores FPE y FE, si bien exceden el umbral de .50, no alcanzaron el criterio recomendado ([Rial, Varela-Mallou, Abalo, & Lévy-Mangin, 2006](#)). En la Figura 1, se muestra la solución final estandarizada del modelo de tres factores de la escala breve de resiliencia.

Confiabilidad de la escala

La consistencia interna de la escala fue evaluada por medio del cálculo alfa de Cronbach, el cual fue $\alpha = .775$ para la escala total. Por dimensión, los resultados mostraron que, en el caso del factor FPI, fue $\alpha = .726$, para el factor FPE $\alpha = .419$ y para el factor FE $\alpha = .546$.

Estudio 2. Evidencias de Convergencia teórica de la Escala de Resiliencia con las variables autoestima y satisfacción con la vida y diferencias según la variable atributiva sexo

Método

Participantes

Se evaluó a 121 participantes, quienes conformaron la segunda muestra, de los cuales 59 son niños (48.8%) y 62 niñas (51.2%) de 9 a 12 años ($M = 10.6$, $DE = .67$). Todos son estudiantes que pertenecen a dos instituciones de educación básica, ubicadas en la localidad de San Felipe del Progreso del Municipio de Toluca, que es considerada como uno de los municipios con mayor porcentaje de población en situación de pobreza

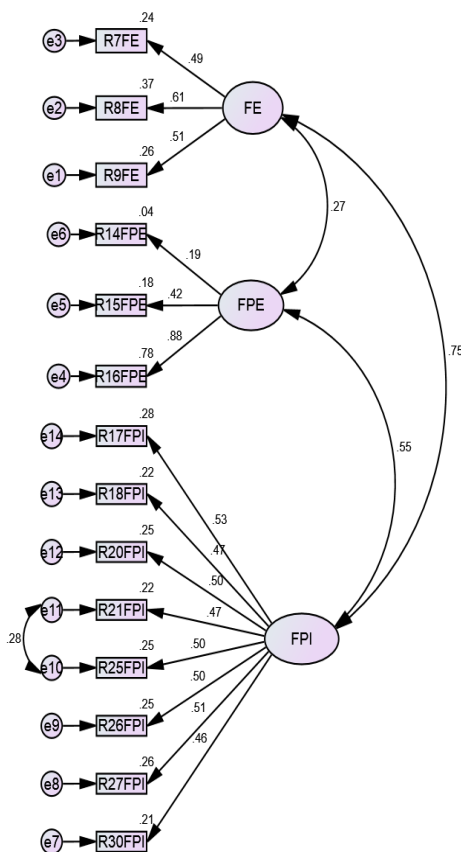


Figura 1

Modelo final estandarizado para la Escala de Resiliencia.

extrema (43.4%) y carencia por acceso a la alimentación (CONEVAL, 2013) de acuerdo con el informe de situación de pobreza y rezago social descrito anteriormente.

Instrumentos

Se aplicó una ficha de datos sociodemográficos como la que se indicó en el Estudio 1. La resiliencia fue evaluada con la escala GA-RE14 como se explicó anteriormente. En este segundo estudio, se obtuvo un coeficiente alfa de Cronbach total de $\alpha = .845$. Adicionalmente, se incluyeron las escalas de autoestima y satisfacción con la vida. Respecto a la escala de autoestima, consta de 25 ítems y 4 opciones de respuesta (4 = *Siempre*; 3 = *Muchas veces*; 2 = *Pocas veces*; 1 = *Nunca*). Está dividida en seis dimensiones: *yo, familia, fracaso, trabajo intelectual, éxito y afectivo-emocional*. En el estudio previo de González-Arratia-López-Fuentes (2018), se indica que en conjunto explican el 44.08% de la varianza total, con un alfa de Cronbach de .724 y una confiabilidad compuesta de .703.

La variable satisfacción con la vida fue evaluada con la escala de Diener, Emmons, Larsen y Griffin (1985), que consta de 5 ítems y 7 opciones de respuesta que van de 1 (*Estoy muy en desacuerdo*) hasta 7 (*Estoy muy de acuerdo*) y que mide el juicio global que hacen las personas sobre su vida. Ha sido validada en México por Padrós-Blázquez, Gutiérrez-Hernández y Medina-Calvillo (2015), quienes informaron un modelo unifactorial con una confiabilidad alfa de Cronbach de .832.

Procedimiento

Se solicitó la autorización a la institución

educativa, así como el consentimiento a los padres y/o tutores y el consentimiento informado a los participantes. Todos fueron informados del objetivo de la investigación, y la participación fue voluntaria y anónima. La aplicación de las 3 escalas se realizó de manera colectiva en las respectivas aulas y en horarios académicos en un tiempo aproximado de 30 minutos.

Análisis de datos

Debido a que no se cumple el supuesto de normalidad, se utilizó el cálculo de *Rho* de Spearman, para determinar la validez convergente del constructo resiliencia con las variables *autoestima* y *satisfacción con la vida*. La prueba *t* de Student se utilizó para analizar las posibles diferencias entre niños y niñas. Los análisis se hicieron con el programa SPSS versión 20 (IBM Corporation, 2011).

Resultados

Mediante el análisis de correlación *Rho* de Spearman se encontró que las correlaciones obtenidas entre el puntaje total de la escala de *resiliencia* y el de la variable *autoestima* indican una asociación positiva y significativa, tal como se esperaba ($r = .36, p < .001$). De igual forma, el puntaje total de *resiliencia* correlacionó de manera positiva y significativa con las puntuaciones de la variable *satisfacción con la vida* ($r = .35, p < .001$). De manera específica, los resultados mostraron que FE tenía una baja pero significativa correlación con el puntaje total de autoestima ($r = .29, p < .001$), y FPI obtuvo un valor de correlación bajo con *satisfacción con la vida* ($r = .31, p < .001$). Respecto a FPE, no se encontró asociación significativa con *satisfacción con la*

vida (ver Tabla 2).

Tabla 2

Medias, desviaciones estándar y correlaciones de las escalas de resiliencia, autoestima y satisfacción con la vida.

	Resiliencia	FPI	FPE	FE	Min-Max	M	DE
Autoestima	.36**	.29**	.33**	.29**	45-72	61.38	7.72
Satisfacción con la Vida	.35**	.31**	.03	.34**	15-35	27.88	5.21

Nota. (FPI) Factor protector interno, (FPE) Factor protector externo, (FE) Factor empatía. (**) las correlaciones son significativas a $p < .001$ (bilateral).

Respecto al sexo, hubo diferencias entre niños y niñas únicamente en FPE, en el que se observó que las niñas obtuvieron promedios ligeramente más altos que los niños. En el resto de las variables no se hallaron diferencias significativas entre niños y niñas (ver Tabla 3).

Tabla 3

Diferencias de resiliencia, autoestima y satisfacción con la vida entre niños y niñas.

	Niños n = 59		Niñas n = 62		<i>t</i> <i>t</i> ₍₁₁₉₎
	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>	
1. FPI	4.34	0.47	4.39	0.54	-0.53
2. FPE	4.71	0.31	4.83	0.30	-2.13**
3. FE	4.16	0.48	4.31	0.66	-1.41
4. Puntaje total Resiliencia	61.42	5.17	62.63	6.53	1-12
5. Autoestima	60.05	7.90	62.66	7.37	-1.87
6. Satisfacción con la Vida	27.93	5.45	27.83	5.02	0.09

Nota. ** $p < .05$.

Discusión

El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la versión breve de la escala de resiliencia denominada GA-RE14.

Para ello, se llevaron a cabo dos estudios. El primero de ellos permitió comprobar empíricamente la dimensionalidad de la escala en su versión breve. El modelo se sometió a prueba, considerando diferentes índices.

Los resultados mostraron que el modelo tridimensional hipotetizado presentaba un índice χ^2 significativo para el modelo propuesto. El resto de los índices obtenidos (de ajuste absoluto, incremental, y de parsimonia) resultaron adecuados en su mayoría, lo que sugiere que el modelo teórico se ajusta parcialmente a los datos empíricos. Esta evidencia indica que esta nueva versión de la escala de resiliencia es apropiada para la medición del constructo, lo que adicionalmente brinda soporte a la noción de la multidimensionalidad de la resiliencia (Hurtes & Allen, 2001). Sin embargo, es importante señalar que en este estudio se dio el caso de que algunos índices ajustan mejor a los datos que otros (Verdugo et al., 2008), y que, en términos estadísticos, puede deberse a que los datos obtenidos dependen de la muestra analizada (Byrne, 2010). Si bien fue necesario hacer una reespecificación del modelo, esto ayudó a mejorar el ajuste, sin perder de vista su base conceptual. Esta es una estrategia que suele utilizarse con la finalidad de asegurar ciertas garantías de aceptabilidad (Lévy-Mangin, Martín-Fuentes, & Román-González, 2006).

Por otro lado, es importante señalar que el hecho de que los ítems resultaron ser variables no normales no impide el uso de métodos de es-

timación tradicionales tales como la estimación de máxima verosimilitud (Lévy-Mangin et al., 2006). Por lo tanto, se optó por las técnicas como *bootstrapping*, la cual permitió subsanar esta situación, y evitar afectar el análisis por la falta de normalidad, tal y como lo sugiere Byrne (2010). Es decir, se utilizó un método de estimación más robusto para obtener estimaciones apropiadas, atendiendo al hecho de que en ciencias sociales no siempre es posible obtener observaciones que cumplan con el supuesto de normalidad (Ordaz-Baz, 2008). Así, sobre la base de estos hallazgos, se puede considerar que el modelo propuesto se ajusta de manera aceptable a los datos, lo que representa una aproximación y una posibilidad para la medición del constructo *resiliencia*.

De esta forma, en el presente estudio, se puso a prueba la estructura tridimensional de la escala GA-RE14, con resultados que aportan evidencia de la adecuación de este modelo y confirman sus dimensiones, así como la correspondencia de los ítems con cada factor. Es decir, los 14 ítems son congruentes con el factor que les corresponde al igual que en estudios previos (González-Arratia-López-Fuentes, 2018).

Del mismo modo, la reespecificación del modelo se llevó a cabo bajo los criterios de Rial et al. (2006), y este modelo permitió obtener mejores indicadores de ajuste sin afectar la propuesta teórica, permitiendo simultáneamente una primera aproximación a la representación del constructo *resiliencia* y la obtención de evidencia de validez de constructo. Tras optar por este modelo, se evidencia también que los ítems RFPI21 y RFPI25 están interrelacionados y denotan la importancia que tiene la solución de problemas para favorecer la resiliencia (González-Arratia-López-Fuentes, 2018). Si bien el modelo final, con dos errores correlacionados, permite que el modelo alcance un mejor ajuste, es indispensable considerar dos aspectos: 1) se requiere hacer una

revisión de los ítems, ya que es posible que los participantes tuvieran cierta dificultad en su comprensión y 2) es conveniente replicar el modelo con diferentes muestras y contrastarlo para verificar su idoneidad.

Respecto a la confiabilidad de la prueba completa, esta es ligeramente menor a lo recomendado por Oviedo y Campo-Arias (2005) y De Vellis (2003). En especial, el Factor 2 (FPE) mostró una confiabilidad baja. Sin embargo, autores como Tristán (2008) sugieren que la confiabilidad puede ser baja de manera inicial, ya que es necesario satisfacer primero criterios de validez y objetividad para después contar con la confiabilidad pertinente. Lo mismo ocurre con el hecho de determinar qué coeficiente de confiabilidad resulta aceptable, sin embargo, se requiere de continuar con una revisión de los ítems para que la confiabilidad sea aceptable, e incluso se incrementa, pero sin perder de vista lo que indican Hair et al. (2004, p. 613): “desde la perspectiva práctica como teórica no podemos medir perfectamente un concepto y (...) siempre hay algún grado de error de medida”. Así, es imprescindible hacer una reevaluación de los ítems para minimizar el error sistemático, lo cual representa un importante desafío en la medición de la resiliencia.

No obstante, estos resultados ponen de manifiesto la necesidad de continuar con un análisis sobre modelos alternativos, dado que este estudio sólo confirma que este es uno de los varios modelos posibles (Hair et al., 2004). Desde esta línea, se reconoce que el proceso de validación requiere de continuar documentando (Arce-Ferrer & Corral-Verdugo, 2003).

Si bien esta escala es una medida general de la resiliencia que posee relativa consistencia y validez, es deseable que el instrumento permita la mayor representatividad del constructo bajo estudio. Al mismo tiempo, se debe de tomar en cuenta la naturaleza de la resiliencia, ya que es común

que las escalas que intentan medirla muestren una aparente inestabilidad, lo cual podría deberse a la variabilidad del constructo resiliencia según el contexto, la edad, el género y el origen cultural (Bonanno, 2004; Mejía, 2003). Sobre todo porque “los estadísticos de fiabilidad varían entre poblaciones y están afectados por otras condiciones como la longitud de la prueba y la variabilidad de las muestras de personas” (Prieto & Delgado, 2010, p. 70). De ahí que se considere que es indispensable la acumulación de evidencia empírica respecto a su uso con fines de investigación.

Desde el marco ecológico, la medición de la resiliencia requiere de tomar en cuenta la compleja relación individuo-ambiente considerando: 1) la gama amplia de situaciones de crisis o estrés consideradas amenazantes, 2) el momento en que se hizo la medición, si se ha realizado durante el momento de crisis o posterior a la situación, y 3) cuáles son “los indicadores que contribuyan a identificar aquellas instancias en que el retorno a un estado anterior es deseable y aquellas en que no lo es” (Food Security Information Network [FSIN], 2014, p. 10).

Adicionalmente es importante hacer una reflexión sobre la estabilidad de una escala de medida, en la que se debe considerar cuál es el punto de referencia del cual se parte ya que “cada sujeto puede tomar un referente distinto dentro de los que se les presenta y por otra parte cada sujeto le puede dar una puntuación inicial distinta” (Blasco-López & Martínez-Tercero, 2001, p. 30) de ahí que se recomiende la replicación de la escala en idénticas circunstancias para contar con mayor evidencia empírica.

En el caso del Estudio 2, respecto a la validez de constructo externa, se esperaba que la escala de resiliencia se asociara con las escalas de autoestima y satisfacción con la vida, y efectivamente los resultados indicaron que existe una relación positiva significativa entre las variables.

Esto es coherente con la investigación de Balgiu (2017) y de Gutiérrez y Romero (2014) en el sentido de que la autoestima tiene un efecto positivo sobre la resiliencia e, incluso, sobre la satisfacción con la vida en adolescentes. Lo mismo ocurre con estudios de tipo correlacional, en los que se ha informado que la satisfacción con la vida se asocia con la resiliencia de manera moderada (Casazola-Larota & Vargas-Mamani, 2018; Guevara-Amasifuen, 2017). Sobre esta línea, los hallazgos aquí obtenidos también coinciden con Bernal-Romero et al. (2015), Pinheiro y Matos (2013) y con Morales-Rodríguez, Díaz-Barajas y Ortiz-Maldonado (2017) quienes, con la misma escala de resiliencia de González-Arratia-López-Fuentes (2018), informaron que los universitarios que cuentan con habilidades resilientes son los que se sienten más satisfechos con su vida. Así, la asociación de la escala de resiliencia con autoestima y satisfacción con la vida, tal como había sido planteada desde la teoría, resulta en evidencia que apoya la validez de constructo del instrumento.

Respecto a las diferencias obtenidas en resiliencia entre niños y niñas, se confirma parcialmente la hipótesis (Abiola & Udofia, 2011; Sánchez-Teruel y Robles-Bello, 2015) dado que sólo FPE mostró diferencias según el sexo, tal como había sucedido en estudios previos (González-Arratia-López-Fuentes & Valdez-Medina, 2013) en donde también se halló que las niñas mostraron puntajes más altos en este factor, lo que sugiere que ellas tienden a contar con más habilidades interpersonales y fortaleza interna, en tanto que los niños tienden a ser más pragmáticos. Sin embargo, se requiere continuar analizando la variable sexo, ya que aún no se cuenta con suficiente información que explique estos hallazgos.

De manera general, las ventajas de esta versión son que se requiere de un breve tiempo de respuesta y es de fácil aplicación, por lo que resulta ser una opción útil y práctica para indagar

las características individuales acerca de la capacidad de las personas para enfrentar una situación de crisis y sobreponerse a la adversidad. Estos hallazgos llevan a recomendar su aplicación en su versión breve (14 ítems) en diferentes grupos de edad, así como su uso en muestras hispanohablantes, para posteriormente traducirlo a distintos idiomas con la finalidad de realizar estudios transculturales.

En cuanto a las limitaciones del presente estudio, el hecho de que las muestras no fueron al azar puede ser una importante fuente de sesgo, por lo que se recomienda replicar ambos estudios en una muestra ampliada y diversificada con la finalidad de verificar la consistencia de los datos y su utilidad en diversos contextos. El modelo re-especificado logró índices aceptables, sin embargo, se hace necesario continuar con una validación cruzada, e incluso transformar los datos, lo que significa que no sólo se requiere de utilidad estadística, sino también de utilidad práctica para analizar en mejor medida las relaciones entre las variables y lograr un refinamiento de la medición.

Otro punto importante es que se requiere de mayor investigación para analizar si la escala es una opción para la medición de la resiliencia posterior a un tratamiento, por lo que es indispensable verificar su uso en contextos clínicos. Bajo esta consideración, la escala es un indicador que bien puede complementarse con una entrevista para obtener mayor información respecto a la capacidad resiliente de los individuos. En virtud de que se trata de un estudio transversal, se recomienda dar seguimiento a los individuos, por lo que el estudio longitudinal sería la estrategia fundamental para conocer aún más sobre el modo de recuperación de los niños frente a la precariedad económica.

Así y sin perder de vista la limitación sobre la representatividad de la prueba, estos hallazgos aportan evidencias de su validez, así como de su

utilidad en contextos educativos con fines de investigación, a los fines de evaluar procesos o el efecto de programas de intervención en niños en situación de vulnerabilidad.

Finalmente, hay que tener presente que la complejidad del constructo *resiliencia* se debe a que es multidimensional, por lo que es necesario incluir otros indicadores. Por este motivo se plantea para futuros estudios la necesidad de que en la medición de la resiliencia también se analicen la situación de crisis inicial, así como las diferentes formas de recuperación y su aplicación en muestras clínicas, pues se requiere aún detectar los posibles cambios tras una intervención.

Conclusiones

Con base en los resultados obtenidos, se considera que la escala de resiliencia GA-RE14 en su versión breve tiene adecuadas propiedades psicométricas para su uso en escolares. Así, esta versión puede ser utilizada para la medición de características resilientes desde la perspectiva de [Henderson-Grotberg \(2006\)](#) y representa una opción práctica para la medición de la resiliencia en niños en una situación de vulnerabilidad psicosocial como lo es la pobreza. Sus propiedades psicométricas resultaron ser en general, satisfactorias, sin embargo, es indispensable continuar con análisis rigurosos sobre su uso en otros contextos.

Referencias

- Abad, F., Garrido, J., Olea, J., & Ponsoda, V. (2006). *Introducción a la Psicometría. Teoría Clásica de los Tests y Teoría de la Respuesta al Ítem*. Madrid, España: Universidad Autónoma de Madrid.
- Abad, F., Olea, J., Ponsoda, V., & García, C. (2011). *Medición en Ciencias Sociales y de la Salud*. Madrid,

- España: Síntesis.
- Abiola, T., & Udofia, O. (2011). Psychometric assessment of the Wagnild and Young's resilience scale in Kano, Nigeria. *BMC Research Notes*, 4(1), 509. doi: [10.1186/1756-0500-4-509](https://doi.org/10.1186/1756-0500-4-509)
- Arbuckle, J. L. (2011). *Amos (Version 20.0)*. Chicago: IBM SPSS.
- Arce-Ferrer, A. J., & Corral-Verdugo, V. (2003). La medición de la aptitud académica general: Estudio de un caso en el ingreso a la licenciatura. En D. González (Ed.), *Modelamiento Estructural en las Ciencias Sociales* (pp. 85-109). México: Universidad de Sonora.
- Asociación Americana de Psicología. (2010). *Manual de Publicaciones de la American Psychological Association*. D. F., México: Manual Moderno.
- Balgiu, B. A. (2017). Self-esteem, personality and resilience. Study of a students emerging adults group. *Journal of Educational Sciences & Psychology*, 7(69), 93-99. Recuperado de <http://jesp.upg-ploiesti.ro>
- Becoña-Iglesias, E. (2006). Resiliencia: Definición, características y utilidad del concepto. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 11(3), 125-146. doi: [10.5944/rppc.vol.11.num.3.2006.4024](https://doi.org/10.5944/rppc.vol.11.num.3.2006.4024)
- Benetti, C., & Kambouropoulos, N. (2006). Affect-regulated indirect effects of trait anxiety and trait resilience on self-esteem. *Personality and Individual Differences*, 41(2), 341-352. doi: [10.1016/j.paid.2006.01.015](https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.01.015)
- Bernal-Romero, T., Daza-Pinzón, C., & Jaramillo-Acosta, P. (2015). Satisfacción con la vida y resiliencia en jóvenes en extraedad escolar. *Revista Iberoamericana de Psicología: Ciencia y Tecnología*, 8(2), 43-53. Recuperado de <https://reviberopsicologia.ibero.edu.co/index>
- Blasco-López, M. F., & Martínez-Tercero, M. (2001). La estabilidad de las escalas psicológicas de intervalo: Una aplicación sobre la medida de la actitud. *Esic Market*, 110, 24-42.
- Bollen, K. A., & Stine, R. (1990). Direct and indirect effects: Classical and bootstrap estimates of variability. *Sociological Methodology*, 20, 115-140. doi: [10.2307/271084](https://doi.org/10.2307/271084)
- Bonanno, G. A. (2004). Loss, trauma and human resilience: Have we underestimated the human capacity to thrive after extremely aversive events? *American Psychologist*, 59(1), 20-28. doi: [10.1037/0003-066X.59.1.20](https://doi.org/10.1037/0003-066X.59.1.20)
- Bronfenbrenner, U. (1979). *The ecology of human development: Experiments by nature and design*. Cambridge, MA: Harvard University.
- Byrne, M. B. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS. Basic concepts, applications and programming* (2ª ed.). New York, NY: Routledge. doi: [10.4324/9780203805534](https://doi.org/10.4324/9780203805534)
- Campbell-Sills, L., & Stein, M. B. (2007). Psychometric analysis and refinement of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC): Validation of a 10-Item measure of resilience. *Journal of Traumatic Stress*, 20(6), 1019-1028. doi: [10.1002/jts.20271](https://doi.org/10.1002/jts.20271)
- Casazola-Larota, B., & Vargas-Mamani, L. M. (2018). *Relación entre resiliencia y satisfacción con la vida en adolescentes de 15 a 18 años del Distrito de Sachaca*. (Tesis de grado). Facultad de Psicología. Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa, Perú. Recuperado de <http://repositorio.unsa.edu.pe/handle/UNSA/6606>
- Castro, C. V. A. (2016). *Variables Psicológicas (resiliencia, optimismo y estrategias de afrontamiento) que inciden en el Bienestar Psicológico de pacientes diagnosticados con DM2*. (Disertación doctoral inédita). Facultad de Enfermería y Obstetricia. Universidad Autónoma del Estado de México.
- Connor, K. M., & Davidson, J. R. T. (2003). Development of a new resilience scale: The Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC). *Depression and Anxiety*, 18(2), 76-82. doi: [10.1002/da.10113](https://doi.org/10.1002/da.10113)
- Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. (2008-2018). *Informe Anual Sobre la Situación de Pobreza y Rezago Social*. México: Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. Recuperado de <https://www.gob.mx>

- [mx/cms/uploads/attachment/file/42741/Mexico_106.pdf](https://www.coneval.org.mx/cms/uploads/attachment/file/42741/Mexico_106.pdf)
- Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. (2013). *Informe de pobreza y evaluación Estado de México 2012-2013*. Recuperado de https://www.coneval.org.mx/coordinacion/entidades/Documents/Informes%20de%20pobreza%20y%20evaluaci%C3%B3n%202012-2013_Documentos/IPE%20MEXICO.pdf
- De Vellis, R. F. (2003). *Scale Development. Theory and applications* (2ª ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Díaz, C. R. (2019). *Espiritualidad como factor de protección para la resiliencia ante situaciones estresantes en adultos mayores*. (Disertación doctoral inédita). Facultad de Enfermería y Obstetricia. Universidad Autónoma del Estado de México.
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. doi: [10.1207/s15327752jpa4901_13](https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13)
- 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/home>
- Food Security Information Network. (2014). *Principios sobre la medición de la resiliencia. Serie Técnica I*. Recuperado de <http://www.fsincop.net/topics/es>
- Fouladi, R. T. (Abril, 1998). Covariance structure analysis techniques under conditions of multivariate normality and nonnormality-modified and bootstrap test statistics. Trabajo presentado en la *American Educational Research Association Annual Meeting*. San Diego, CA. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED420717.pdf>
- González-Álvarez, N., Abad-González, J. I., & Lévy-Mangin, J. P. (2006). Normalidad y otros supuestos en análisis de covarianzas. En J. P. Lévy-Mangin, & J. Varela-Mallou (Eds.). *Modelización con estructuras de covarianzas en Ciencias Sociales. Temas esenciales, avanzados y aportaciones especiales* (pp. 31-57). España: Netbiblo.
- González-Arratia-López-Fuentes, N. I. (2018). Autoestima, optimismo y resiliencia en niños en situación de pobreza. *Revista Internacional de Psicología*, 16(1), 1-119. doi: [10.33670/18181023.v16i01.261](https://doi.org/10.33670/18181023.v16i01.261)
- González-Arratia-López-Fuentes, N. I., Morelato, G., González-Escobar, S., & Ruíz-Martínez, A. O. (2018). Factores de riesgo y protección para la resiliencia en niños mexicanos y argentinos. En R. Díaz-Loving, I. Reyes-Lagunes & R. F. López (Eds.), *Aportaciones actuales de la Psicología Social. Vol IV*, (pp. 2523-2539). México: Asociación Mexicana de Psicología Social.
- González-Arratia-López-Fuentes, N. I., & Valdez-Medina, J. L. (2012). Análisis factorial confirmatorio del Cuestionario de Resiliencia en una muestra de niños. En R. Díaz-Loving, S. Rivera & I. Reyes-Lagunes (Eds.), *La Psicología Social en México. Vol. XIV*, (pp. 676-681). México: Asociación Mexicana de Psicología Social.
- González-Arratia-López-Fuentes, N. I., & Valdez-Medina, J. L. (2013). Resiliencia: Diferencias por edad en hombres y mujeres mexicanos. *Acta de Investigación Psicológica*, 3(1), 941-955. doi: [10.1016/s2007-4719\(13\)70944-x](https://doi.org/10.1016/s2007-4719(13)70944-x)
- Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., & Swann Jr., W. B. (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. *Journal of Research in Personality*, 37(6), 504-528. doi: [10.1016/S0092-6566\(03\)00046-1](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(03)00046-1)
- Guevara-Amasifuen, S. (2017). *Resiliencia y satisfacción con la vida en estudiantes de la Universidad Nacional de Educación "Enrique Guzmán y Valle"*. (Disertación de maestría) Universidad Nacional de Educación Enrique Guzmán y Valle, Lima, Perú. Recuperado de <http://repositorio.une.edu.pe>
- Gutiérrez, M., & Romero, I. (2014). Resiliencia, bienestar subjetivo y actitudes de los adolescentes hacia el consumo de drogas en Angola. *Anales de Psicología*, 30(2), 608-619. doi: [10.6018/analesps.30.2.148131](https://doi.org/10.6018/analesps.30.2.148131)
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (2004). *Análisis Multivariante* (5ª ed.). México: Prentice-Hall.

- Hancock, G. R., & Nevitt, J. (1999). Bootstrapping and the identification of exogenous latent variables within structural equation models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(4), 394-399. doi: [10.1080/10705519909540142](https://doi.org/10.1080/10705519909540142)
- Henderson-Grotberg, E. (2006). *La resiliencia en el mundo de hoy. Cómo superar las adversidades*. Barcelona, España: Gedisa.
- Hernández-Contreras, C., & Rivera-Ottenberger, O. D. (2018). Adaptación transcultural y evaluación de las estructuras factoriales del Test de Adicción a Internet en Chile: Desarrollo de una versión abreviada. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación*, 49(4), 143-155. doi: [10.21865/RIDEP49.4.12](https://doi.org/10.21865/RIDEP49.4.12)
- Hu, L. T., & 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](https://doi.org/10.1037//1082-989x.3.4.424)
- Hurtes, K. P., & Allen, L. R. (2001). Measuring resiliency in youth: The resiliency attitudes and skills profile. *Therapeutic Recreation Journal*, 35(4), 333-347. Recuperado de <https://js.sagamorepub.com/trj>
- IBM Corporation. (2011). IBM SPSS Statistics 20.0. [software de cómputo]. Armonk, NY: IBM.
- Jew, C. L., Green, K. E., & Kroger, J. (1999). Development and validation of a measure of resiliency. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 32(2), 75-89. doi: [10.1080/07481756.1999.12068973](https://doi.org/10.1080/07481756.1999.12068973)
- Jowkar, B., Friborg, O., & Hjemdal, O. (2010). Cross-cultural validation of the Resilience Scale for Adults (RSA) in Iran. *Scandinavian Journal of Psychology*, 51(5), 418-425. doi: [10.1111/j.1467-9450.2009.00794.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-9450.2009.00794.x)
- Kalawski, J. P., & Haz, A. M. (2003). Y... ¿dónde está la resiliencia? Una reflexión conceptual. *Interamerican Journal of Psychology*, 37(2), 365-372. Recuperado de <https://journal.sipsych.org/index.php/IJP>
- Kenneally-Nicholas, P. (1993). Hardiness, self-care practices and perceived health status in older adults. *Journal of Advances Nursing*, 18(7), 1085-1094. doi: [10.1046/j.1365-2648.1993.18071085.x](https://doi.org/10.1046/j.1365-2648.1993.18071085.x)
- Lévy-Mangin, J. P., Martín-Fuentes, M. T., & Román-González, M. V. (2006). Optimización según estructuras de covarianzas. En J. P. Lévy-Mangin & J. Varela-Mallou (Eds.), *Modelización con estructuras de covarianzas en Ciencias Sociales* (pp. 11-30). España: Netbiblo.
- Lévy-Mangin, J. P., & Varela-Mallou, J. (2006). *Modelización con estructuras de covarianzas en Ciencias Sociales*. España: Netbiblo. doi: [10.4272/84-9745-136-8](https://doi.org/10.4272/84-9745-136-8)
- 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)
- Loo, R., & Thorpe, K. (2000). Confirmatory factor analyses of the full and short versions of the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale. *The Journal of Social Psychology*, 140(5), 628-635. doi: [10.1080/00224540009600503](https://doi.org/10.1080/00224540009600503)
- López-Fuentes, I., & Calvete, E. (2016). Desarrollo del inventario de factores de resiliencia ante la adversidad. *Ansiedad y Estrés*, 22(2-3), 110-117. doi: [10.1016/j.anyes.2016.10.003](https://doi.org/10.1016/j.anyes.2016.10.003)
- Luthar, S. S., & Bidwell-Zelazo, L. (2007). Research on resilience. An integrative review. En S. Luthar (Ed.), *Resilience and vulnerability. Adaptation in the context of childhood adversities* (pp. 510-549). Estados Unidos: University Cambridge. doi: [10.1017/cbo9780511615788.023](https://doi.org/10.1017/cbo9780511615788.023)
- Masten, A. S. (2007). Resilience in developing systems: Progress and promise as the fourth wave rises. *Development and Psychopathology*, 19(3), 921-930. doi: [10.1017/S0954579407000442](https://doi.org/10.1017/S0954579407000442)
- Mejía, R. (2003). Resiliencia: Ilusión o realidad? *Revista CES Medicina*, 17(1), 57-62. Recuperado de <http://revistas.ces.edu.co/index.php/medicina/index>
- Mondragón-Barrera, M. A. (2014). Uso de la correlación de Spearman en un estudio de intervención en fisioterapia. *Movimiento Científico*, 8(1), 98-104. doi: [10.33881/2011-7191.mct.08111](https://doi.org/10.33881/2011-7191.mct.08111)
- Montero, I., & León, O. G. (2002). Clasificación y des-

- cripción de las metodologías de investigación en Psicología. *Revista Internacional de Psicología Clínica y Salud*, 2(3), 503-508. Recuperado de <https://www.redalyc.org>
- Montero-Rojas, E. (2013). Referentes conceptuales y metodológicos sobre la noción moderna de validez de instrumentos de medición: Implicaciones para el caso de personas con necesidades educativas especiales. *Actualidades en Psicología*, 27(114), 113-128. doi: [10.15517/ap.v27i114.7900](https://doi.org/10.15517/ap.v27i114.7900)
- Morales-Rodríguez, M., Díaz-Barajas, D., & Ortiz-Maldonado, D. (2017). Autoeficacia, resiliencia y satisfacción con la vida en universitarios de escuelas públicas y privadas: Abordaje desde el modelo de desarrollo positivo. Memoria in extenso presentada en el *XIV Congreso Nacional de Investigación Educativa, COMIE*. San Luis, Potosí. Recuperado de <http://www.comie.org.mx/v5/sitio>
- Moskovitz, S. (1983). *Love despite hate. Child survivors of the Holocaust and their adult lives*. New York, NY: Schocken.
- Ordaz-Baz, M. B. (2008). Introducción a la Metodología SEM: Concepto y propósitos fundamentales. En M. A. Verdugo, M. Crespo, M. Badía & B. Arias (Coords.), *Metodología en la Investigación sobre discapacidad. Introducción al uso de las ecuaciones estructurales. VI Seminario Científico, SAID* (pp. 13-28). Salamanca, España: INICO . Recuperado de <https://sid.usal.es>
- Oshio, A., Kaneko, H., Nagamine, S., & Nakaya, M. (2003). Construct validity of the Adolescent Resilience Scale. *Psychological Reports*, 93(3), 1217-1222. doi: [10.2466/pr0.2003.93.3f.1217](https://doi.org/10.2466/pr0.2003.93.3f.1217)
- Ospina-Muñoz, D. E. (2007). La medición de la resiliencia. *Investigación y Educación en Enfermería*, 25(1), 58-65. Recuperado de <https://aprendeenlinea.udea.edu.co/revistas/index.php/iee/index>
- Oviedo, H. C., & Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580. Recuperado de <https://website.psiquiatria.org.co>
- Padrós-Blázquez, F., Gutiérrez-Hernández, C. Y., & Medina-Calvillo, M. A. (2015). Propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS) de Diener en población de Michoacán (México). *Avances en Psicología Latinoamericana*, 33(2), 223-232. doi: [10.12804/apl33.02.2015.04](https://doi.org/10.12804/apl33.02.2015.04)
- Palomar-Lever, J. (2015). *Resiliencia, educación y movilidad social en adultos beneficiarios del Programa de Desarrollo Humano Oportunidades*. D. F., México: Universidad Iberoamericana.
- Perpiñá-Galvañ, J., Richart-Martínez, M., Cabañero-Martínez, M. J., & Martínez-Durá, I. (2011). Validez de contenido de versión corta de la subescala del Cuestionario State-Trait Anxiety Inventory (STAI). *Revista Latino-Americana de Enfermagem*, 19(4), 1-6. doi: [10.1590/s0104-11692011000400005](https://doi.org/10.1590/s0104-11692011000400005)
- Pinheiro, M. R., & Matos, A. P. (2013). Exploring the construct validity of the two versions of the Resilience Scale in an Portuguese adolescent sample. *The European Journal of Social & Behavioural Sciences*, 2(2), 178-189. doi: [10.15405/futureacademy/ejsbs\(2301-2218\).2012.2.5](https://doi.org/10.15405/futureacademy/ejsbs(2301-2218).2012.2.5)
- Plata, Z. L. D. (2013). *Resiliencia, autoestima y autoeficacia como predictores del rendimiento escolar en educación básica*. (Disertación de maestría inédita). Facultad de Ciencias de la Conducta. Universidad Autónoma del Estado de México.
- Pourtois, J. P. (2014). Los recursos de la resiliencia. En J. M. Madariaga (Coord.), *Nuevas miradas sobre la resiliencia. Ampliando ámbitos y prácticas* (pp. 69-110). Barcelona, España: Gedisa.
- Prado-Álvarez, R., & del Águila-Chávez, M. (2003). Diferencia en la resiliencia según género y nivel socioeconómico en adolescentes. *Persona*, 6, 179-196. doi: [10.26439/persona2003.n006.885](https://doi.org/10.26439/persona2003.n006.885)
- Prieto, G., & Delgado, A. R. (2010). Fiabilidad y Validez. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 67-74. Recuperado de <http://www.papelesdelpsicologo.es/home>
- Rial, A., Varela-Mallou, J., Abalo, J., & Lévy-Mangin, J. P. (2006). El análisis factorial confirmatorio. En J. P. Lévy-Mangin, & J. Varela-Mallou (Eds.),

Modelización con estructuras de covarianzas en Ciencias Sociales (pp. 119-154). España: Netbiblo.

- Rocha-Romero, L. A. (2017). *Ansiedad, depresión y resiliencia en personas con IRC*. (Disertación). Facultad de Ciencias de la Conducta. Universidad Autónoma del Estado de México. Recuperado de <http://ri.uaemex.mx>
- Rodríguez-Naranjo, C., & Caño-González, A. (2012). Autoestima en la adolescencia: Análisis y estrategias de intervención. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 12(3), 389-403. Recuperado de <https://www.ijpsy.com>
- Ruíz-González, P., Medina-Mesa, Y., Zayas, A., & Gómez-Molinero, R. (2018). Relación entre la autoestima y la satisfacción con la vida en una muestra de estudiantes universitarios. *International Journal of Developmental and Educational Psychology. Revista INFAD de Psicología*, 2(1), 67-76. doi: [10.17060/ijodaep.2018.n1.v2.1170](https://doi.org/10.17060/ijodaep.2018.n1.v2.1170)
- Rutter, M. (1999). Resilience concepts and findings: Implications for family therapy. *Journal of Family Therapy*, 21(2), 119-144. doi: [10.1111/1467-6427.00108](https://doi.org/10.1111/1467-6427.00108)
- Salgado-Levano, A. C. (2005). Métodos e instrumentos para medir la resiliencia: Una alternativa peruana. *Liberabit. Revista Peruana de Psicología*, 11(11), 41-48. Recuperado de <http://revistaliberabit.com/es>
- Sánchez-Teruel, D., & Robles-Bello, M. A. (2015). Escala de Resiliencia 14 ítems (RS-14): Propiedades psicométricas de la versión en español. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación*, 2(40), 103-113. Recuperado de <https://www.aidep.org/es>
- Sârbescu, P., Rusu, S., & Costea, I. (2012). The Marlowe-Crowne Social Desirability Scale in Romania: The development of a 13-item short form. *Romanian Journal of Experimental Applied Psychology*, 3(2), 37-44. Recuperado de <http://www.rjeap.ro>
- Serrano-Parra, M. D., Garrido-Abejar, M., Notario-Pacheco, B., Bartolomé-Gutierrez, R., Solera-Martínez, M., & Martínez-Vizcaino, V. (2012). Validez de la escala de Resiliencia de Connor-Davidson (CD-RISC) en una población de mayores entre 60 y 75 años. *International Journal of Psychological Research*, 5(2), 49-57. doi: [10.21500/20112084.736](https://doi.org/10.21500/20112084.736)
- Shin, G. S., Choi, K. S., Jeong, K. S., Min, Y. S., Ahn, Y. S., & Kim, M. G. (2018). Psychometric properties of the 10-item Conner-Davinson Resilience Scale on toxic chemical-exposed workers in South Korea. *Annals of Occupational Environmental Medicine*, 30(1), 52-59. doi: [10.1186/s40557-018-0265-5](https://doi.org/10.1186/s40557-018-0265-5)
- Stratta, P., Capanna, C., Patriarca, S., de Cataldo, S., Bonanni, R. L., Riccardi, I. & Rossi, A. (2013). Resilience in adolescence: Gender differences two years after the earthquake of L'Aquila. *Personality and Individual Differences*, 54(3), 327-331. doi: [10.1016/j.paid.2012.09.016](https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.09.016)
- Toribio-Perez, L. (2017). *Factores protectores de la salud mental positiva en adolescentes*. (Disertación doctoral). Facultad de Enfermería y Obstetricia. Universidad Autónoma del Estado de México. Recuperado de <http://ri.uaemex.mx>
- Torreblanca-Murillo, L. (2017). *Desarrollo de un nuevo instrumento de evaluación: El Cuestionario Breve de Personalidad (CBP)*. (Disertación doctoral). Facultad de Psicología. Universidad de Málaga, España. Recuperada de <https://riuma.uma.es/xmlui>
- Tristán, L. A. (2008). *Elementos de diseño y análisis de instrumentos objetivos*. Bogotá, Colombia: Universidad Nacional de Colombia. Instituto de Evaluación e Ingeniería Avanzada.
- Verdugo, M. A., Crespo, M., Badía, M., & Arias, B. (2008). *Metodología en la investigación sobre discapacidad. Introducción al uso de las ecuaciones estructurales. VI Seminario Científico, SAID*. Salamanca, España: INICO.
- Wagnild, G. M., & Young, H. M. (1993). Development and psychometric evaluation of the Resilience Scale. *Journal of Nursing Measurement*, 1(2), 165-178.

El factor p . ¿La estructura subyacente a la psicopatología?

The p factor. The structure underlying psychopathology?

Silvana Andrea Montes *^{1,2}, Roberto Oscar Sanchez^{2,3}

1 - CONICET (Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas), Argentina.

2 - Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Mar del Plata, Buenos Aires, Argentina.

3 - Centro de Asistencia Psicológica Mar del Plata (CAPSi), Argentina.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 21/06/2019 Revisado: 20/08/2019 Aceptado: 10/09/2019

Resumen

La psicopatología se encuentra en un momento de crisis. Los sistemas clasificatorios categoriales han recibido diversas críticas por parte de investigadores y de clínicos. Nuevas propuestas intentan presentar un modelo superior, dimensional y jerárquico. Entre ellas se destacan las que postulan la existencia de un factor general de psicopatología. En este trabajo se buscó analizar la estructura subyacente a los rasgos de personalidad patológicos del modelo dimensional alternativo del DSM-5, buscando aportar evidencia a tales propuestas. Para esto, se examinó la estructura interna de una versión en castellano del Inventario de Personalidad para el DSM-5 [PID-5], mediante análisis factorial confirmatorio. Se compararon cuatro modelos alternativos: el modelo original de cinco factores, de un factor de orden superior, modelo bifactor y unidimensional. El modelo bifactor presentó un mejor ajuste a los datos. Esto sugiere que las variables observadas reflejan cinco rasgos patológicos específicos pero también una propensión general a la psicopatología.

Palabras clave: *rasgos patológicos de personalidad, factor general de psicopatología, modelos dimensionales, PID-5, análisis factorial confirmatorio, modelo bifactor*

Summary

Psychopathology is in a moment of crisis. The categorical classification systems have received several criticisms from researchers and clinicians. New proposals try to present a superior, dimensional and hierarchical model. Among them are those that propose a single dimension of general psychopathology. In this study, we sought to analyze the underlying structure of pathological personality traits, looking to provide evidence for such proposals. In doing so, the internal structure of the Spanish version of the Personality Inventory for the DSM-5 [PID-5] was examined by a confirmatory factor analysis. Four alternative models were compared: the five-factor model, a second-ordered factor model, bifactor, and one-factor. The bifactor model presented a better fit to the data. This suggests that the observed variables reflect five specific pathological traits but also a general propensity for psychopathology.

Keywords: *personality maladaptive traits, general factor of psychopathology, dimensional models, PID-5, confirmatory factor analysis, bifactor model*

*Correspondencia a: Silvana A. Montes, Matheu 212 - 3° B / 7600 - Mar del Plata. Te.: +54 223 4475696. E-mail: smontes@conicet.gov.ar

Cómo citar este artículo: Montes, S. A., & Sanchez, R. O. (2019). El factor p . ¿La estructura subyacente a la psicopatología? *Revista Evaluar*, 19(3), 20-41.

Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introducción

La psicopatología tradicional, basada en categorías diagnósticas, está en una etapa de crisis. El modelo categorial estuvo presente ya desde la primera versión del Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales (DSM-I; [American Psychiatric Association \[APA\], 1952](#)), si bien alcanzó su mayor esplendor con la publicación de su tercera edición, el DSM-III ([APA, 1980](#)). Este fue considerado una verdadera revolución, un cambio de paradigma en el entendimiento de los trastornos mentales ([Blashfield, Flanagan, & Raley, 2010](#); [Coolidge & Segal, 1998](#); [Mayes & Horwitz, 2005](#); [Millon, 1983](#)). El acercamiento categorial a la psicopatología implica la existencia de múltiples trastornos individuales, separados, episódicos, distintos y en cantidad creciente. Así, se pasó de 128 trastornos en el DSM-I ([APA, 1952](#)) a 347 en el DSM-IV ([APA, 1994](#)). Pese a las modificaciones aportadas por las siguientes revisiones del Manual, el modelo no ha resistido el paso del tiempo, y las críticas a su estructura ya son un lugar común ([Batstra & Thoutenhoofd, 2012](#); [Frances, 2010, 2014](#); [Livesley, 2012](#); [Paris, 2012](#); [Verheul, 2012](#); [Widiger, 2013](#)). En un metanálisis realizado con base en 177 artículos, que incluían a más de 530.000 participantes, [Haslam, Holland y Kuppens \(2012\)](#) encontraron que, una vez controlados estadísticamente, solo el 14% de los hallazgos podían relacionarse con categorías, quedando excluidos los dominios de la personalidad normal, los trastornos del estado de ánimo, los trastornos de ansiedad, los trastornos de la alimentación, los trastornos de externalización y los trastornos de la personalidad (salvo el esquizotípico). La evidencia de categorías psicopatológicas se limitó a la esquizotipia, los trastornos por uso de sustancias y el autismo. Los autores concluyen en que la mayoría de las variables latentes de interés para los psiquiatras, los psicólogos de

la personalidad y los clínicos, son dimensionales, y que es probable que muchos hallazgos taxonómicos de influencia en la investigación temprana sean falsos. En los albores de la construcción del DSM-5 ([Kupfer, First, & Regier, 2002](#)) ya se reconocía que el actual sistema quizá nunca pudiera dar cuenta de la etiología subyacente a los trastornos mentales, por lo que resultaría necesario un cambio de paradigma. La alta comorbilidad, los límites arbitrarios entre normalidad y patología, o la pobre cobertura, son ejemplos de las falencias que la comunidad científica viene señalando ya desde hace años ([Forbes, Baillie, & Schniering, 2016](#); [Kessler, Chiu, Demler, & Walters, 2005](#); [Kupfer et al., 2002](#); [Waszczuk, Kotov, Ruggero, Gamez, & Watson, 2017](#)), al punto de encontrarse el Manual de la APA (2013) totalmente desacreditado y prácticamente sin uso dentro de la disciplina. La evidencia sugiere que la probabilidad de identificar empíricamente grupos discretos de psicopatología mediante taxonometría no es alta ([Krueger et al., 2018](#)), y según [Conway et al. \(2019\)](#) ya existe abundante evidencia de que los enfoques categóricos de los trastornos mentales están obstaculizando el progreso científico. Ha llegado el tiempo de contar con una nueva clasificación de la psicopatología.

La clasificación histórica de los trastornos mentales ha seguido una línea de trabajo que podría considerarse como basada en la autoridad ([Krueger et al., 2018](#)). Esto es así ya que en las distintas versiones del DSM han sido grupos de trabajo o paneles de expertos los que han determinado la existencia de las diferentes categorías diagnósticas. Y, si bien luego se buscaba validar empíricamente dichas categorías, esa validación aparecía con posterioridad. Esta metodología puede considerarse como de los conceptos (las categorías) hacia los datos, o de arriba hacia abajo. Por el contrario, las nuevas propuestas intentan ir de los datos hacia los conceptos, o de abajo

hacia arriba: a partir de resultados empíricos se construye luego el andamiaje teórico que da sentido a esos datos. Sin embargo, no hay que dejar de considerar las advertencias de [Muthukrishna y Henrich \(2019\)](#) cuando sostienen que muchos campos de la Psicología carecen de un marco teórico general que canalice los hallazgos empíricos y que permita derivar predicciones específicas de premisas más generales. La ausencia de tal marco lleva a no saber cuándo esperar que los resultados de una investigación puedan ser replicados y cuándo no. En similar sentido, [Caspi y Moffitt \(2018\)](#) sostienen que, si bien los modelos estadísticos permiten extraer supuestas variables latentes de la relación entre síntomas y trastornos, esto nada nos dice respecto a la estructura teórica subyacente de la psicopatología. Vale decir que sus resultados bien podrían ser un artificio estadístico y no necesariamente representar a una estructura que dé cuenta de la psicopatología. Por tanto, cualquier nueva propuesta, si bien debe partir de datos empíricos concretos, debe poder sostenerse con aportes de otras áreas del conocimiento, en particular genética, neurociencia y psicopatología del desarrollo, que den un marco más amplio a los hallazgos empíricos.

En los últimos años han ido surgiendo nuevas propuestas teóricas, de corte jerárquico y dimensional, y la evidencia parece indicar que tal acercamiento resultaría más apropiado para entender la psicopatología ([Lahey et al., 2012](#); [Lahey, Krueger, Rathouz, Waldman, & Zald, 2017](#); [Caspi et al., 2014](#); [Caspi & Moffitt, 2018](#)). Dos enfoques alternativos cuentan con evidencia favorable: los modelos de varios niveles (como la Taxonomía Jerárquica de la Patología [HiTOP]; [Conway et al., 2019](#); [Krueger et al., 2018](#); [Kotov et al., 2017](#); [Sánchez & Montes, 2019](#)) y los modelos de un factor general de gravedad y factores específicos que reflejan el estilo (o modelos bifactor; [Caspi et al., 2014](#); [Lahey et al., 2012, 2017](#); [Sharp et al.,](#)

[2015](#)). Ambas propuestas buscan la mejor manera de conceptualizar la patología. Estadísticamente, ambas resultan adecuadas; las correlaciones entre los factores y las medidas de funcionamiento revelaron asociaciones fácilmente interpretables, lo que respalda la validez de constructo para los dos modelos ([Ringwald, Beeney, Pilkonis, & Wright, 2019](#)). Estas propuestas buscan brindar una estructura más parsimoniosa de la psicopatología que la de los numerosos trastornos categoriales, los cuales no reflejan la estructura natural de los fenómenos psicopatológicos.

Ambos modelos incluyen una dimensión general de psicopatología, denominada “Factor General de Psicopatología” o, sencillamente, “Factor *p*” ([Caspi et al., 2014](#)). Tal denominación alude claramente al factor *g* de inteligencia general, y así como *g* refleja distintos grados de inteligencia, de baja a alta, el factor *p* da cuenta de la severidad de la psicopatología, de baja a alta. Así una única dimensión, *p*, podría medir el riesgo de una mayor propensión a los trastornos mentales, en lo que respecta a la recurrencia de la patología, a la cronicidad, a la comorbilidad y a la gravedad ([Caspi et al., 2014](#)). Los modelos, además, están compuestos por una serie de factores de segundo orden (internalización, externalización, trastornos del pensamiento, etc.) que agrupan trastornos con aspectos similares, y que suelen presentar comorbilidad al diagnosticarlos desde la perspectiva tradicional categorial.

En lo que respecta a los trastornos de personalidad (TP), [Tyrer \(2005\)](#) fue el primero en advertir la importancia crucial para la práctica clínica de la gravedad de estos trastornos, aspecto ausente en las distintas versiones del DSM. Cualquier propuesta que pretenda superar al modelo categorial debería incluir una dimensión de gravedad. El autor proponía distinguir la severidad del rasgo del *cluster* donde el trastorno se expresara.

Existen diferentes caminos potenciales para alcanzar un modelo psicopatológico basado en la evidencia científica y que sea clínicamente útil. En lo que respecta a los TP, dicha evidencia no permite sostener la idea de que se trate de entidades categóricas ni que se reduzcan a un número discreto de elementos. Sin embargo, como se dijo, la articulación de un modelo superador es un trabajo teórico, además de empírico. Así, los ingentes esfuerzos estadísticos deben ser acompañados por hipótesis teóricas con lazos con otras disciplinas, que refuercen tales hipótesis. Esto es, el logro de una nueva estructura psicopatológica superadora es una tarea que debe ser realizada desde diferentes campos, y no solo desde el acercamiento empírico.

Caspi y Moffitt (2018) revisan la evidencia existente en tal sentido. Por un lado, se cuenta con información que muestra que factores genéticos generales influyen en todas las formas de psicopatología, no solo en lo que respecta a la etiología de trastornos particulares, sino que también podrían explicar la coexistencia de dichos trastornos en la población. Además, diversos estudios han encontrado una tendencia a la activación en ciertas partes del cerebro (por ejemplo amígdala o hipocampo) en personas que cumplían con los criterios para diferentes trastornos psiquiátricos, en comparación con participantes de control sin trastornos (sin embargo, se han registrado pocas diferencias entre los diferentes trastornos). De similar modo, diversos estudios de diferencias volumétricas en personas con diferentes patologías (esquizofrenia, trastorno bipolar, trastorno obsesivo compulsivo, depresión, ansiedad y adicción) encontraron un volumen reducido de materia gris en los diagnósticos en tres regiones cerebrales (corteza cingulada anterior dorsal y corteza insular anterior izquierda y derecha). Para los autores, estos resultados deben estimular futuros esfuerzos para investigar las bases neuronales de la psicopa-

tología. Finalmente, la evidencia parece favorecer la hipótesis de la progresión del desarrollo de la psicopatología, donde la comorbilidad secuencial en los mismos individuos sería la norma, al igual que el agravamiento de la patología, respondiendo, en ambos casos, a la hipótesis de un p elevado. Por lo anterior puede sostenerse que, más allá de los aportes de los modelos estadísticos, la evidencia genética, como la neuropsicológica, como la historia psicopatológica individual, son compatibles con la idea de un factor general de psicopatología.

Los trastornos de personalidad son un claro ejemplo de la utilidad de un acercamiento dimensional a la psicopatología, en particular dentro del modelo de los “cinco grandes”, donde la idea de un enfoque dimensional de los trastornos de la personalidad viene manejándose desde comienzos de los años 90 (Costa & Widiger, 1994). En la misma línea, la APA también ha ido avanzando en un modelo dimensional alternativo para los trastornos de la personalidad, tal como aparece en la Sección III (Modelos y medidas emergentes) de la última versión del Manual (APA, 2013). Si bien la propuesta ha recibido duras críticas de diversos sectores de la comunidad científica (Livesley, 2012; Paris, 2012; Verheul, 2012; Sanchez, en prensa; Shedler et al., 2010; Widiger, 2011, 2013), lo cierto es que ha dejado planteada una estructura de cinco dominios para entender la patología de la personalidad: *afectividad negativa*, *desapego*, *antagonismo*, *desinhibición* y *psicoticismo*. Fácil es advertir en esas dimensiones los equivalentes patológicos de los “cinco grandes factores de personalidad” (Costa & Widiger, 1994; John & Srivastava, 1999; Sanchez & Ledesma, 2007): *neuroticismo*, *extraversión*, *amabilidad*, *responsabilidad* y *apertura a la experiencia* (si bien en este caso la relación con *psicoticismo* es menos clara). En un trabajo anterior (Sanchez, Montes, & Somerstein, en prensa) se encontró evidencia

sobre la estructura dimensional del modelo, al ser analizado con un instrumento desarrollado para su evaluación, en una adaptación para población local. Mediante un análisis factorial exploratorio (AFE) se encontró evidencia de los cinco factores del modelo dimensional de la APA (2013).

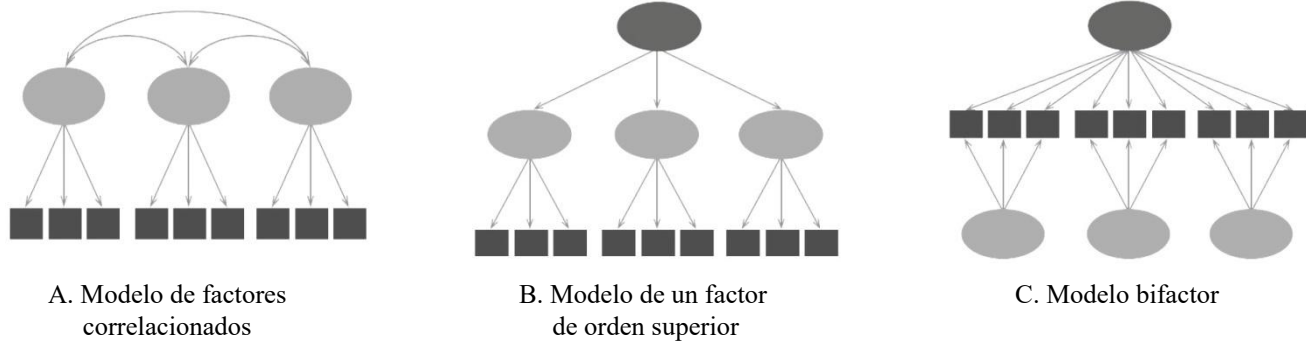
La estructura subyacente a la psicopatología

La alta covariación de los trastornos psicológicos, tanto en un momento dado como a lo largo de la vida, e incluso a través de generaciones, dio lugar a la idea de la existencia de una estructura subyacente a los trastornos mentales. La evidencia inicial para este modelo fue proporcionada por Lahey et al. (2012), y posteriormente Caspi et al. (2014) pudieron replicarla y llamaron “factor *p*” al supuesto factor de riesgo común para desarrollar todas y cada una de las formas de psicopatología a lo largo del curso de la vida (Caspi & Moffitt, 2018). Lahey et al. (2012) realizaron análisis factorial confirmatorio (AFC) sobre 11 trastornos prevalentes del DSM-IV en una muestra representativa nacional, y el modelo que mejor se ajustaba a los datos incluía un factor general, que captura lo que esos trastornos tienen en común.

En su trabajo de replicación, Caspi et al. (2014), por su parte, ponen a prueba tres modelos estructurales distintos mediante AFC (los modelos se grafican en la Figura 1). El modelo A, de 3 factores correlacionados, pone a prueba la hipótesis de que existen 3 factores latentes que explican la covariación entre las variables observadas (o los síntomas de los trastornos): *internalización*, *externalización* y *trastorno del pensamiento*. El modelo B retiene un solo factor de orden superior (*p*), que subsume a los tres factores. Por último, el modelo C, bifactor, agrega un factor que refleja psicopatología general (*p*). Los resultados del AFC del trabajo de Caspi et al. (2014) sugirieron

que el modelo C fue el que mejor se ajustaba a los datos. Esto significa que *internalización*, *externalización* y *trastornos del pensamiento* agregan información más allá de *p*, de manera que el factor general de psicopatología, por sí solo, no resulta suficiente para describir los datos. De esta forma, el modelo bifactor debe entenderse como la existencia de un factor común como responsable de las distintas formas de psicopatología que, a su vez, coexiste con tres factores independientes que explican un subconjunto más pequeño de síntomas y trastornos.

Ese factor común, entonces, representaría la gravedad de la patología. La gravedad resulta predictora de disfunción social persistente, de la evolución y la cronicidad, de la respuesta al tratamiento y de la calidad de vida en general (Tyrer, 2005). En estudios de criterios o diagnósticos de trastornos de la personalidad, el factor general se ha interpretado como representativo de las características del funcionamiento central de la personalidad, mientras que los factores específicos denotan el estilo de personalidad (vale decir, su contenido); cada elemento proporciona información de diagnóstico única (Hopwood et al., 2011; Ringwald et al., 2019). Esta diferenciación, ausente en las distintas versiones del DSM, explicaría en parte la alta comorbilidad entre TP, ya que los casos más severos cumplirían los criterios para más de un trastorno. El estilo representaría el cómo de la patología, la manera de expresarse la disfunción, mientras que el factor general informaría respecto al cuánto de la patología, al pronóstico del funcionamiento disfuncional. Ambos serían independientes, y los modelos bifactor serían la forma estadística de dar cuenta de su existencia.

**Figura 1**

Ilustraciones esquemáticas de las posibles relaciones entre trastornos psicopatológicos (basada en Caspi & Moffitt, 2018).

Los modelos bifactor

Los modelos bifactor, de reciente aplicación en psicopatología, hunden sus raíces históricas en la investigación pionera de la inteligencia (Holzinger & Swineford, 1937). En líneas generales, se los considera los más adecuados para evaluar simultáneamente la influencia de factores generales y específicos tras un conjunto de ítems (Dominguez-Lara & Rodriguez, 2017). Reciben cada vez más atención en su aplicación a medidas de personalidad y de psicopatología, buscando demostrar la existencia de un factor general de psicopatología (ver por ej., Caspi et al., 2014; Lahey et al., 2012). En este modelo, cada variable posee cargas en dos factores: un factor general en donde cargan todas las variables (en este caso p), y un factor específico, que influye solo en un conjunto de variables observadas (por ejemplo, *ansiedad* cargaría en su factor, *afectividad negativa*, pero también en el factor general).

A diferencia del modelo de segundo orden (por ej., Modelo B en la Figura 1), el factor general tiene un efecto directo sobre los indicadores o variables observados (ítems; Hoyle, 2012) e influye en todos los ítems de forma simultánea a los factores específicos. Además, en un modelo bifactor, los factores específicos suelen ser modelados

ortogonalmente ya que se parte de la hipótesis de que la varianza compartida entre ellos se debe a la presencia de un factor general (Reise, 2012; Rodriguez, Reise, & Haviland, 2016). Estos modelos son especialmente útiles para evaluar la validez de un instrumento destinado a medir tanto el concepto global como sus dimensiones específicas (Rodriguez et al., 2016). No obstante, no están exentos de problemas o controversias, especialmente si se aplican al campo de la psicopatología (Bonifay, Lane, & Reise, 2017). Al respecto, muchos instrumentos que se consideran bifactor son esencialmente unidimensionales y la interpretación de los factores específicos termina siendo forzada (ver por ej., Arias, Ponce, & Nuñez, 2018; Reise, Kim, Mansolf, & Widaman, 2016). Tal como señala Reise et al. (2016), se debe ser cauteloso al concluir en que el modelo bifactor es el mejor solo sobre la base de que es superior el ajuste. Por esta razón, varios autores recomiendan utilizar diferentes criterios a la hora de evaluar el ajuste de modelos bifactor. Dichos criterios deben incluir: a) consideraciones teóricas y b) indicadores específicos del modelo bifactor (Arias et al., 2018; Dominguez-Lara & Rodriguez, 2017; Flores-Kanter, Dominguez-Lara, Trólogo, & Medrano, 2018; Rodriguez et al., 2016). No obstante, a pesar de estar recomendados, su uso se encuen-

tra aún poco extendido entre los investigadores en Psicología. De hecho, los estudios que sugieren la presencia de un factor general de psicopatología (Caspi et al., 2014; Lahey et al., 2012; Snyder, Young, & Hankin, 2017) no han reportado tales indicadores –p. ej., el ECV (*explained common variance*; Sijtsma, 2009; Ten-Berge & Socán, 2004) o el ω_h (coeficiente omega jerárquico; Zinbarg, Yovel, Revelle, & McDonald, 2006).

Justificación y objetivo

Tradicionalmente, los modelos más utilizados para analizar de manera dimensional datos sobre personalidad o sobre trastornos de la personalidad han sido el de cinco factores correlacionados y modelos jerárquicos que postulan una dimensión de orden superior por sobre los factores (Gutiérrez et al., 2017; Watters & Bagby, 2018). En la literatura, no abundan trabajos realizados a partir de propuestas diferentes. Por otro lado, en los últimos años, han proliferado las aplicaciones de los modelos bifactor en el ámbito de evaluación clínica y la psicopatología (Caspi et al., 2014, Lahey et al., 2012; Patrick, Hicks, Nichol, & Krueger, 2007; Urbán, Arrindell, Demetrovics, Unoka, & Timman, 2016). Al mismo tiempo, la estructura penta factorial del PID-5 (Krueger, Derringer, Markon, Watson, & Skodol, 2012) ha sido replicada en muchos estudios psicométricos (ver por ej., Al-Dajani, Gralnick, & Bagby, 2016; Watters & Bagby, 2018); no obstante, según el conocimiento de los autores, aún no se han aplicado modelos bifactor a los rasgos patológicos de personalidad propuestos por el modelo alternativo del DSM-5 o para explicar la dimensionalidad de los puntajes del PID-5. Es posible pensar, en línea con Caspi et al. (2014) y Caspi y Moffitt (2018), la existencia de un factor general de psicopatología (p), además de los cinco factores del modelo original.

En consecuencia, el objetivo de este trabajo es analizar la estructura subyacente a los rasgos de personalidad patológicos del modelo dimensional alternativo del DSM-5 (APA, 2013). Para ello, se examinó la estructura interna de una versión en castellano del Inventario de Personalidad para el DSM-5 [PID-5] (Sanchez et al., en prensa). Los diferentes modelos estructurales de la psicopatología fueron sometidos a prueba a través de AFC. Específicamente, se compararon cuatro modelos alternativos: el modelo original de cinco factores correlacionados, un modelo de un factor de orden superior, un modelo bifactor y el modelo unidimensional. Estos se describen con mayor detalle a continuación.

Modelos testeados

Se probaron varias hipótesis sobre la estructura interna de la versión al castellano del PID-5 (Sanchez et al., en prensa): Modelo 1 (M1) con cinco factores oblicuos (modelo dimensional alternativo del DSM-5); Modelo 2 (M2) con cinco factores de primer orden y un factor de segundo orden (p); Modelo 3 (M3), bifactor, con un factor general (p) y cinco factores específicos; y Modelo 4 (M4), unidimensional (con un único factor general p).

El M1 es el que corresponde a la estructura factorial original y es el más utilizado en investigaciones previas (Al-Dajani et al., 2016; Krueger et al., 2012; Sanchez et al., en prensa). Con este modelo, se testea la hipótesis de que hay cinco factores latentes que reúnen rasgos comunes: *desapego*, *afectividad negativa*, *desinhibición*, *psicoticismo* y *antagonismo*. El modelo asume que estos factores están correlacionados. Dadas las correlaciones entre estos rasgos latentes, cabe pensar en un factor de orden superior (segundo orden) en el cual convergen los cinco factores de

primer orden. Es decir, el factor general de psicopatología (Caspi et al., 2014; Caspi & Moffitt, 2018). Esto se testea en el modelo M2. El tercer modelo, bifactor (M3), es otra forma de representar a p . Este modelo se caracteriza tanto por una dimensión única (un factor general, en adelante FG), así como también por un conjunto de factores específicos que influyen en las variables observadas (en adelante, FEs). Por último, en el M4 se testea un modelo unidimensional, con un único factor general p que surge como factor latente desde las variables observadas (i.e., todos los ítems son influidos por una sola variable latente).

Método

Participantes

Se reanalizaron datos del estudio original de validación del PID-5 en Argentina (Sanchez et al., en prensa). La muestra (no probabilística) consistió en 393 participantes de población general. Sus edades estaban comprendidas entre los 18 y 85 años (Media = 39.3; DE = 15.5); el 68.4% eran mujeres (269) y el 31.6% hombres (124). La mayoría de los participantes, el 54.2%, tenía nivel universitario de educación (213), el 18.1% nivel terciario (71), el 13.7% secundario (54), el 13.5% posgrado (53) y el 0.5% educación primaria, en todos los casos, completa o incompleta.

Instrumentos

Inventario de Personalidad para el DSM-5 (PID-5; Krueger et al., 2012). El PID-5 evalúa los cinco dominios de personalidad patológica del modelo dimensional alternativo del DSM-5. Se solicita a la persona que responda de la forma más honesta posible y que seleccione la opción de respuesta que mejor lo describe como es general-

mente. En el trabajo anterior (Sanchez et al., en prensa) se detallan las consideraciones seguidas en la construcción de la versión local. Cabe señalar que el instrumento original cuenta con dos versiones, la extensa (220 ítems) y la breve (25 ítems). En esta primera versión local se utilizaron los 25 ítems de la versión breve, algunos de ellos con cambios menores para adecuarlos a nuestro contexto. Para tratar de contemplar la mayor cantidad de facetas del instrumento y la posible eliminación de ítems por un funcionamiento psicométrico defectuoso, se agregaron 13 ítems, lo que dio lugar a una versión preliminar de 38 (10 tomados de la versión extensa del instrumento y 3 creados con la intención de reflejar las facetas faltantes). De este modo, en esta versión preliminar quedaron incluidas 24 de las 25 facetas del modelo (restando *perfeccionismo rígido*, que puntúa en *desinhibición* cuando está ausente). Finalmente, 7 de los ítems mostraron una carga menor a .30, por lo que fueron descartados, y se optó por excluirlos de los análisis posteriores. De esta forma, la versión final en castellano constaba de 31 ítems.

Procedimiento

Se contactó a los participantes por correo electrónico, mediante un procedimiento no probabilístico (muestreo de bola de nieve). Fueron reclutados en un período de 60 días (noviembre y diciembre de 2016). Los datos fueron recolectados a través de una página web diseñada para este trabajo. La toma de datos se realiza de manera autoadministrada y la plataforma va guiando al participante al responder los reactivos. Antes del protocolo de respuesta se agregó un consentimiento informado, donde se señalaban las características y el propósito de la investigación, y se garantizaba el anonimato en la administración de los instrumentos y en el tratamiento de los datos.

La aceptación de este consentimiento resultaba obligatoria para pasar a la página de toma de datos. Por el propio diseño de la plataforma, no se registraron datos faltantes.

Análisis de datos

En primer término, para conocer cómo se distribuyen los datos y evaluar el método de estimación más adecuado, se calculó para cada ítem la media, la desviación estándar, la asimetría y la curtosis (ver Tabla 1). Además, se realizó una prueba de normalidad univariada a través del coeficiente de Kolmogorov-Smirnov con la corrección Lilliefors, y la prueba de normalidad multivariada de [Mardia \(1970\)](#).

Posteriormente, se aplicó un AFC para testear los diferentes modelos. El ajuste de los modelos fue interpretado a partir de los siguientes índices: a) Absolutos: χ^2 (debe ser lo más bajo posible y no significativo —adecuado $p > .05$ —); Satorra-Bentler χ^2 (S-B; [Satorra & Bentler, 1990](#)), un indicador más robusto que el χ^2 , ya que tiene en cuenta la desviación de la multinormalidad en las variables; GFI (*goodness-of-fit index*; adecuado $p > .90$); AGFI (*adjusted goodness-of-fit index*; adecuado $p > .90$); RMSEA (*root-mean-square error of approximation*; adecuado $p < .08$); SRMR (*standardized root mean square residual*; adecuado $p < .08$); b) Comparativos: CFI (*comparative fit index*; adecuado $p > .90$); IFI (*incremental fit index*; adecuado $p > .90$); NFI (*normed fit index*; adecuado $p > .90$); NNFI (*non normed fit index*; adecuado $p > .90$); y c) De parsimonia (también llamados *information criteria*): AIC Modelo (*Akaike information criterion*); CAIC Modelo (*consistent Akaike information criterion*). Estas medidas se utilizan sobre todo para la comparación de modelos alternativos. En ambos casos, valores altos indican peor ajuste ([Van de Schoot,](#)

[Lugtig, & Hox, 2012](#)). Se calculó la diferencia entre el CAIC Independiente y el CAIC Modelo (CI-CM), donde mayores diferencias indican mejor ajuste. Todos los ítems fueron modelados en el factor teóricamente esperado y de acuerdo con los resultados del AFE de [Sanchez et al. \(en prensa\)](#). Se utilizaron el software LISREL 8.80 for Windows ([Jöreskog & Sörbom, 2006](#)) para el AFC y el programa SPSS y Factor ([Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013](#)) para el resto de los análisis.

En el modelo bifactor, además, se calcularon indicadores específicos siguiendo las recomendaciones de la literatura previa ([Arias et al., 2018](#); [Flores-Kanter et al., 2018](#); [Rodriguez et al., 2016](#)), con el módulo propuesto por [Dominguez-Lara y Rodriguez \(2017\)](#). Estos fueron el ECV (*explained common variance*; [Sijtsma, 2009](#); [Ten-Berge & Socán, 2004](#)), el ECV-I ([Stucky, Thissen, & Edelen, 2013](#)), el PUC (*percentage of uncontaminated correlations*), el omega jerárquico (ω_h ; [Zinbarg et al., 2006](#)), el omega jerárquico subescala (ω_{hs} ; [Reise, 2012](#)) y el coeficiente H ([Hancock, 2001](#); [Gagne & Hancock, 2006](#)). El ECV es el porcentaje de varianza común explicada por el factor general y es un indicador de unidimensionalidad ([Rodriguez et al., 2016](#)). El ECV-I es la aplicación del ECV a nivel del ítem ([Stucky et al., 2013](#)) e indica qué porcentaje de la varianza verdadera de cada ítem es explicada por el FG (se esperan valores $\geq .80$ para concluir una influencia significativa del FG sobre los ítems; [Stucky & Edelen, 2014](#); como se citó en [Rodriguez et al., 2016](#)).

El PUC (porcentaje de correlaciones no contaminadas por la multidimensionalidad) se utiliza conjuntamente con el ECV para decidir si los datos son esencialmente unidimensionales. Un ECV por encima de .90 sugiere que los datos son completamente unidimensionales, mientras que un ECV por debajo de .70 indica que los datos son multidimensionales ([Quinn, 2014](#)). En

este caso, por razones teóricas (modelo de cinco factores previamente mencionado) se espera un ECV bajo o moderado.

El omega jerárquico (ω_h) permite evaluar la fortaleza del FG y también puede calcularse para cada FE (ω_{hs}). El ω_h es la proporción de la varianza explicada por el factor general y las ω_{hs} la proporción de la varianza explicada por cada factor específico, cuando se controla la varianza debida al factor general (Smits, Timmerman, Barelds, & Meijer, 2014). En cuanto al ω_h se esperan magnitudes $\geq .70$ para concluir, al menos parcialmente, a favor de la unidimensionalidad y para el caso del ω_{hs} valores $\geq .30$ podrían considerarse como significativos (Dominguez-Lara & Rodriguez, 2017; Smits et al., 2014). En cuanto al coeficiente H, se puede tomar como una medida de confiabilidad del constructo más robusta que los coeficientes α y ω . Se trata de una estimación de estabilidad y replicabilidad de constructo para cada factor. Un $H \geq .70$ indica menor probabilidad de fluctuaciones de las cargas factoriales entre varias muestras (Hancock, 2001). Altos valores de H sugieren mayor estabilidad tanto del factor como de las relaciones con otras variables. Si uno de los factores específicos obtiene un coeficiente $H \geq .70$, puede considerarse como un factor de grupo robusto, además del factor general (Dominguez-Lara, 2016).

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

Como se muestra en la Tabla 1, se observaron distribuciones asimétricas tanto positivas como negativas con valores diversos de curtosis, lo que sugiere la presencia de no-normalidad multivariada. La prueba de Kolmogorov-Smirnov con un nivel de significación de $p < .001$ para todos los ítems sugiere rechazar la hipótesis nula de que

las variables se distribuyen conforme a la distribución normal. El coeficiente de Mardia (1970) presentó índices de asimetría y curtosis significativas ($p < .001$), lo que permite rechazar la hipótesis nula de distribución normal multivariante. En consecuencia, se utilizó el método de estimación DWLS (*robust diagonally weighted least squares*), un método robusto frente a la violación del supuesto de normalidad (requiere muestras amplias $n > 200$; Li, 2016; Míndrilă, 2010).

Tabla 1

Media, desviación estándar, asimetría, curtosis y prueba de Kolmogorov-Smirnov para los ítems del PID-5.

Ítem	Media	DE	Asimetría	Curtosis	K-S ¹	p
1	1.60	0.93	1.55	1.80	.37	< .001
2	3.53	1.23	-0.48	-0.80	.22	< .001
3	2.10	1.21	0.78	-0.54	.26	< .001
4	2.44	1.28	0.44	-0.93	.19	< .001
5	2.01	1.19	0.87	-0.37	.29	< .001
6	2.14	1.24	0.76	-0.58	.26	< .001
7	1.93	1.13	1.05	0.17	.29	< .001
8	2.18	1.14	0.59	-0.64	.22	< .001
9	1.62	1.01	1.61	1.64	.39	< .001
10	2.08	1.18	0.88	-0.17	.25	< .001
11	1.81	1.17	1.35	0.73	.34	< .001
12	3.51	1.31	-0.49	-0.90	.19	< .001
13	2.09	1.34	0.96	-0.34	.29	< .001
14	3.26	1.36	-0.26	-1.10	.16	< .001
15	1.91	0.99	1.20	1.36	.24	< .001
16	1.48	0.98	2.20	4.06	.43	< .001
17	2.12	1.33	0.90	-0.46	.28	< .001
18	2.12	1.24	0.85	-0.35	.25	< .001
19	1.77	1.09	1.38	1.02	.33	< .001
21	2.39	1.43	0.55	-1.09	.24	< .001
22	2.31	1.25	0.66	-0.51	.20	< .001
23	2.07	1.21	0.82	-0.45	.28	< .001
24	1.46	0.92	2.15	4.00	.44	< .001
25	2.51	1.33	0.32	-1.13	.20	< .001
26	2.14	1.20	0.78	-0.35	.24	< .001
27	1.84	1.11	1.34	1.04	.29	< .001
28	3.74	1.25	-0.80	-0.28	.22	< .001
29	2.08	1.20	0.87	-0.31	.25	< .001
30	1.69	1.12	1.61	1.62	.37	< .001
31	2.24	1.28	0.69	-0.64	.23	< .001

Nota. ¹ Corrección de la significación de Lilliefors.

Tabla 2
Índices de ajuste para los modelos testeados.

Modelo	χ^2	df	Satorra-Bentler χ^2	CFI	RMSEA [90% IC]	SRMR	GFI	AGFI	IFI	NFI	NNFI	AIC MODEL	CAIC MODEL	CI-CM ²
M1. Cinco factores oblicuos	2211.24	395	1079.36	.940	.065 [.060; .070]	.087	.936	.925	.940	.908	.934	1200.87	1549.04	10138.44
M2. Cinco factores y uno de segundo orden (p)	2239.04	400	1060.87	.938	.065 [.061; .070]	.089	.931	.920	.939	.906	.933	1209.36	1532.66	10154.82
M3. Bifactor	1913.05	375	905.95	.950	.060 [.055; .065]	.082	.940	.930	.950	.920	.940	1085.95	1533.59	10.153.89
M4. Unidimensional	4039.20	405	2061.79	.850	.102 [.098; .107]	.114	.876	.857	.850	.820	.839	2181.79	2480.21	9207.27

Nota. La probabilidad asociada a todos los χ^2 de la tabla es $p < 0.001$. CAIC Independence - CAIC Model. Valor de CAIC Independence (11687.48).

Análisis factorial confirmatorio

En primer lugar, se eliminó el ítem 20 dada su baja carga factorial en todos los modelos testeados. Se trata de un ítem inverso (*Habitualmente muestro mis emociones a los demás*) y que en el AFE original (Sanchez et al., en prensa) presentaba cargas en dos factores: en su original, *desapego* (.50), y en *afectividad negativa* (-.31) y un bajo índice de discriminación (correlación ítem-test .29). Luego de eliminarlo, todos los modelos mostraron mejores índices de ajuste. En la Tabla 2 se muestran valores detallados de cada uno de los índices. Tal como se observa en la tabla, a excepción del Modelo 4 (unidimensional), todos los modelos obtuvieron un buen ajuste ya que alcanzaron valores apropiados de CFI ($> .90$) y RMSEA ($< .08$). No obstante, el modelo bifactor fue el que globalmente tuvo mejor ajuste: CFI ($> .95$); RMSEA ($< .06$), y fue el único con valores de SRMR adecuados ($< .08$; Browne & Cudeck, 1992; Hu & Bentler, 1999).

El primer modelo, de cinco factores correlacionados, se ajustó bien a los datos: $\chi^2 =$

$2211.24_{(395)}$, $p < .001$; S-B $\chi^2 = 1079.36$; CFI = .940; RMSEA = .065, 90% IC = [.060; .070]; GFI = .936; AGFI = .925; IFI = .94; NFI = .908; NNFI = .934. Los parámetros estimados fueron todos positivos y oscilaron entre .30 y .91. Las correlaciones entre los factores fueron todas positivas y oscilaron entre .18 (p. ej., entre *antagonismo* y *desapego*) y .68 (p. ej., entre *afectividad negativa* y *desinhibición*, y entre *afectividad negativa* y *psicoticismo*; ver Tabla 3). Estas correlaciones son coherentes con las reportadas en el artículo de Sanchez et al. (en prensa) aunque en general tienden a ser más elevadas (p. ej., en el trabajo citado las correlaciones entre *afectividad negativa* y *desinhibición* eran de .46 y entre *afectividad negativa* y *psicoticismo* .52).

El Modelo 2, con un factor de segundo orden, también tuvo un buen ajuste, aunque levemente inferior al Modelo 1: $\chi^2 = 2239.04_{(400)}$, $p < .001$; S-B $\chi^2 = 1060.87$; CFI = .938; RMSEA = .065, 90% IC = [.061; .070]; GFI = .931; AGFI = .920; IFI = .939; NFI = .906; NNFI = .933. No obstante, este modelo es el que presenta mejores valores de CAIC (1532.66) y CI-CM (10154.82),

Tabla 3

Cargas factoriales y correlaciones entre los factores en el Modelo 1 de cinco factores correlacionados.

	Item	Desapego	Afecti- vidad negativa	Psicoticis- mo	Antago- nismo	Desinhi- bición
1	La gente me describiría como imprudente.					.61
2	Me preocupo por casi todo.		.39			
3	Siento que nada de lo que hago es importante.	.79				
4	A veces, mis pensamientos o ideas no tienen sentido para los demás.			.78		
5	No estoy muy interesado en hacer amigos.	.68				
6	Me gusta llamar la atención.				.59	
7	Casi nunca me entusiasmo mucho con algo.	.64				
8	Suelo hacer lo que los demás quieren que haga.		.50			
9	Tengo facilidad para aprovecharme de los demás.				.91	
10	Siento que actúo totalmente por impulso.					.66
11	Con frecuencia, me quedo “en blanco” y de repente me doy cuenta de que ha pasado mucho tiempo.			.67		
12	Me emociono fácilmente, incluso por pequeñas cosas.		.30			
13	Evito las relaciones románticas.	.47				
14	Soy una persona muy ansiosa.		.54			
15	Los demás me ven como una persona muy responsable.					.29
16	A veces he visto cosas que en realidad no estaban ahí.			.67		
17	Temo estar solo en la vida más que a cualquier otra cosa.		.51			
18	Me empecino en hacer las cosas de una manera, aun cuando es claro que no va a funcionar.		.68			
19	Puedo utilizar a la gente para conseguir lo que quiero.				.87	
21	Tengo pensamientos que tienen sentido para mí, pero resultan extraños para otros.			.75		
22	Me enojo fácilmente por todo tipo de cosas.		.60			
23	No me gusta estar demasiado cerca de la gente.	.70				
24	Las cosas que están a mi alrededor a veces me parecen irreales.			.69		
25	Creo que otros se aprovecharían de mí si pudieran.		.68			
26	Aun sabiendo lo que es mejor, no puedo dejar de tomar decisiones precipitadas.					.74
27	Disfruto estar enamorado.	.34				
28	Puedo ser encantador cuando quiero lograr algo.				.41	
29	A veces hago promesas que sé que no voy a poder cumplir.					.61
30	En ocasiones no llego a diferenciar si algo lo viví, lo soñé o lo imaginé.			.60		
31	Me gusta hacer las cosas rápido, aunque queden errores o detalles por resolver.					.46
<hr/>						
	Desapego					
	Afectividad Negativa	.57				
	Psicoticismo	.61	.68			
	Antagonismo	.18	.39	.36		
	Desinhibición	.38	.68	.63	.52	

Nota. *Se eliminó ítem 20 de la versión de Sanchez et al. (en prensa).

pero se aleja de valores adecuados de SRMR ($p < .089$). Como se ha mencionado, cuando se comparan modelos, valores menores AIC y CAIC indican mejor ajuste. Las cargas factoriales oscilaron entre .33 y .87, y resultan muy similares al Modelo 1, aunque en algunos ítems mejoran levemente. Las correlaciones entre el factor de segundo orden (p) y los factores de primer orden fluctuaron entre .48 y .85. También se observaron correlaciones entre los factores de primer orden (entre .30 y .68; ver Tabla 4). Estas también son bastante similares a las del Modelo 1.

El tercer modelo bifactor (ver Figura 2) es el que presenta mejor ajuste a los datos: $\chi^2 = 1913.05_{(375)}$, $p < .001$; S-B $\chi^2 = 905.95$; CFI = .95; RMSEA = .060, 90% IC = [.055; .065]; GFI = .940; AGFI = .930; IFI = .950; NFI = .920; NNFI = .940. S-B χ^2 , resultó el más bajo de todos los modelos. Nótese que es el único que alcanza un CFI de .95. Si bien algunos investigadores sugieren que el punto de corte del CFI es $> .90$, otros más exigentes sugieren que debe ser $> .95$ (Hu & Bentler, 1999; Van de Schoot et al., 2012). Además, sólo este modelo se acerca al punto de corte adecuado de SRMR ($< .08$) y presenta valores óptimos de RMSEA ($p < .06$; Hu & Bentler, 1999). En cuanto a AGFI, IFI, NFI y NNFI, estos poseen los valores más elevados. No obstante, se debe notar que el CAIC (1533.59) y el CICM (10153.89) fueron levemente mejores en el Modelo 2, aunque las diferencias son mínimas.

Como se puede ver en la Tabla 5, las magnitudes de las cargas factoriales de los FEs difieren de las cargas factoriales de los FG en el factor correspondiente. La contribución de los FEs en algunos casos está por encima del FG, y en otros casos es al revés. Si bien la mayoría de los ítems tienen cargas por encima de .30, hay algunas excepciones de ítems que poseen cargas muy bajas en el FE, pero más elevadas en el FG y viceversa (como es el caso del ítem 25, que en el

Tabla 4

Cargas factoriales y correlaciones entre los factores en el Modelo 2, de segundo orden.

	Desapego	Afectividad negativa	Psicoticismo	Antagonismo	Desinhibición
1					.61
2		.39			
3	.79				
4			.78		
5	.69				
6				.57	
7	.66				
8		.50			
9				.93	
10					.66
11			.67		
12		.30			
13	.47				
14		.54			
15					.31
16			.67		
17		.51			
18		.68			
19				.87	
21			.75		
22		.60			
23	.69				
24			.69		
25		.69			
26					.75
27	.33				
28				.42	
29					.61
30			.61		
31					.45
Desapego					
Afectividad Negativa	.54				
Psicoticismo	.52	.68			
Antagonismo	.30	.39	.36		
Desinhibición	.49	.68	.63	.52	
P	.63	.85	.83	.48	.78

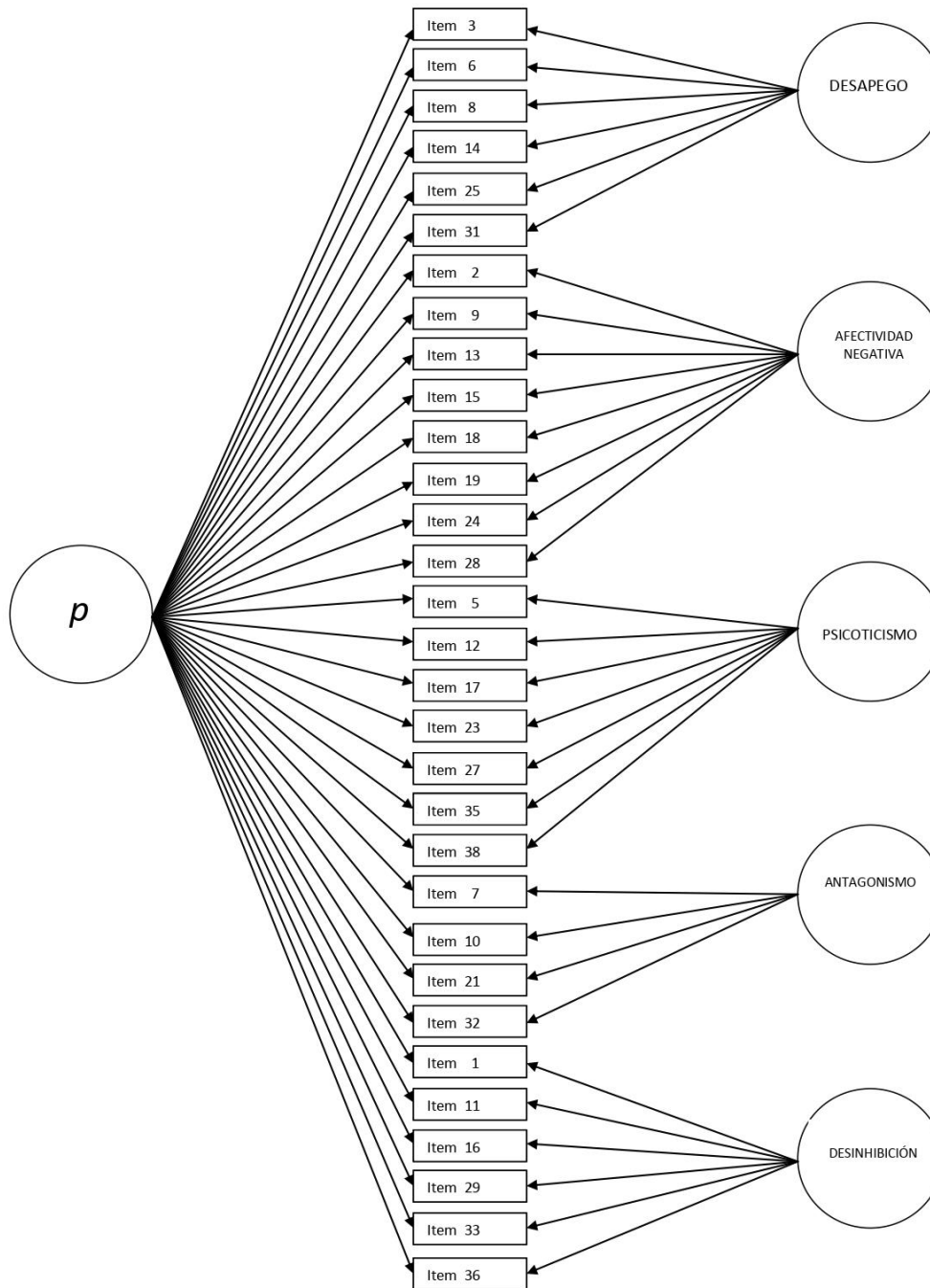


Figura 2
Modelo bifactor para la versión al castellano del PID-5.

FE tiene una carga de .10 pero en el FG posee una de .64; o del ítem 27 que en el FE tiene una carga de .55 y en el FG una de .11). En general, las cargas factoriales en los FEs son más bajas que en los Modelos 1 y 2, pero esto es esperable

ya que una vez que se divide la varianza para el factor general, queda menos varianza común. Los FEs representan covarianzas entre los elementos después de controlar el FG.

Respecto a los índices estadísticos del modelo bifactor, el valor de coeficiente H del FG fue satisfactorio: .90. En cuanto al H de cada FE, *desapego* y *antagonismo* alcanzan valores satisfactorios, y el resto más bajos (*desapego* = .70; *antagonismo* = .87; *psicoticismo* = .63; *afectividad negativa* = .60; *desinhibición* = .53). El ω_h del FG fue aceptable: .78, pero, tal como se esperaba, no llega al punto de corte de .80 que permitiría considerar al PID-5 como unidimensional. En cuanto a las ω_h s, alcanzan valores satisfactorios, a excepción de *afectividad negativa* y *psicoticismo* (*desapego* = .53; *antagonismo* = .63; *psicoticismo* = .29; *afectividad negativa* = .26; *desinhibición* = .31). Si bien para autores como [Smits et al. \(2014\)](#) serían aceptables (entre .30 y .20 refleja proporción moderada de varianza), para [Arias et al. \(2018\)](#) valores por debajo de .50 impiden la interpretación del factor. Por último, si bien el PUC es alto (.82), la magnitud del ECV fue inferior a .70 (.50), lo cual sugiere nuevamente que los datos no son lo suficientemente unidimensionales ([Rodríguez et al., 2016](#)). En cuanto al ECV-I, siete ítems (ver Tabla 5), tendrían una influencia significativa del FG: 8, 18 y 25 (*afectividad negativa*), 4 y 11 (*psicoticismo*), 29 (*desinhibición*) y 3 (*desapego*). Se trata de ítems que son explicados esencialmente por el FG y son mejores indicadores del FG que de su factor específico. Por otro lado, hay algunos ítems que parecen ser buenos indicadores tanto del FG como del FE, con valores correspondientes de ECV-I alrededor de .50 (ítems 1, 7, 14, 16, y 30; ver [Rodríguez et al., 2016](#)).

Finalmente el Modelo 4, unidimensional, no presentó buen ajuste a los datos: $\chi^2 = 4039.20$ (405), $p < .001$; S-B $\chi^2 = 2061.79$; CFI = .85; RMSEA = .102, 90% IC = [.098; .107]; GFI = .876; AGFI = .857; IFI = .850; NFI = .820; NNFI = .839. Esto indica que un único valor no sería suficiente para explicar los resultados. Las cargas factoriales oscilaron entre .20 y .69 (Tabla 6).

Tabla 5
Cargas factoriales para el Modelo 3, bifactor.

	Desape- go	Afecti- vidad negativa	Psicoti- cismo	Antago- nismo	Desinhi- bición	Factor General (ρ)	ECV-I
1					.47	.46	.49
2		.67				.25	.12
3	.30					.59	.80
4			.16			.71	.95
5	.54					.44	.39
6				.42		.30	.33
7	.45					.44	.49
8		.12				.46	.94
9				.68		.47	.32
10					.55	.49	.44
11			.24			.59	.86
12		.35				.23	.30
13	.61					.23	.12
14		.44				.44	.50
15					.29	.22	.36
16			.57			.51	.44
17		.30				.43	.67
18		.14				.62	.95
19				.92		.39	.15
21			.40			.63	.71
22		.38				.50	.63
23	.60					.42	.32
24			.63			.51	.39
25		.10				.64	.98
26					.42	.59	.66
27	.55					.11	.03
28				.44		.16	.11
29					.19	.51	.94
30			.46			.47	.51
31					.27	.35	.62

Tabla 6
Cargas factoriales en el Modelo 4, unidimensional.

Item	Factor	Item	Factor
1	.50	16	.59
2	.32	17	.44
3	.57	18	.59
4	.69	19	.59
5	.50	21	.66
6	.35	22	.52
7	.48	23	.49
8	.43	24	.60
9	.64	25	.59
10	.53	26	.59
11	.58	27	.20
12	.25	28	.23
13	.32	29	.50
14	.46	30	.52
15	.25	31	.36

Discusión

La psicopatología tradicional, que iba de los conceptos clasificatorios a los datos, se encuentra en una crisis sin retorno. Distintos modelos dimensionales, que van de los datos a los conceptos, se están evaluando como sus posibles reemplazantes. En esa línea, aparece también el modelo dimensional para los trastornos de personalidad de la APA, variante psicopatológica del modelo de los “cinco grandes”. Sin embargo, aún no ha surgido un modelo hegemónico que subsuma a los distintos esfuerzos, tal como lo hicieron los cinco grandes factores en los años 80 respecto a la personalidad (Sanchez & Ledesma, 2007). Este trabajo se inserta dentro de esa metodología, y busca aportar evidencia sobre la dimensionalidad de rasgos patológicos en nuestra cultura, en población general. Para ello, se analiza la estructura subyacente a esos rasgos y se comparan diferentes modelos alternativos mediante AFC. A par-

tir de los datos obtenidos con una versión local del PID-5, instrumento diseñado para evaluar las dimensiones de personalidad patológica, el modelo bifactor fue el que mejor representó la naturaleza de los rasgos subyacentes. Este modelo tuvo mejor ajuste tanto respecto al modelo original de cinco factores correlacionados como al de segundo orden (con un factor de orden superior). Por su parte, el modelo unidimensional fue el de peor ajuste a los datos, por lo que en sí mismo no resulta suficiente para describir la estructura subyacente. Los índices complementarios al modelo bifactor (p. ej., ECV, ω_h) van también en esa misma dirección, lo que indica que la estructura del PID no se acerca a una medida unidimensional.

Los resultados en conjunto sugieren que tanto las cinco dimensiones como un factor general *p* aportan información de relevancia para la comprensión de los datos. Además de los cinco rasgos de personalidad patológicos (que corresponden al modelo teórico alternativo del DSM-5) habría un factor general, que reflejaría una propensión general a la psicopatología. El hecho de que en casi todos los factores (a excepción de *antagonismo*) haya uno o dos ítems que son explicados esencialmente por el FG (ECV-I alto), podría ser consistente con la idea de Caspi y Moffitt (2018) de que el FG representa un factor de riesgo común para desarrollar todas y cada una de las formas de psicopatología.

Los hallazgos de este estudio además se corresponden con las propuestas jerárquicas y dimensionales de la psicopatología (Conway et al., 2019; Kotov et al., 2017; Krueger et al., 2018). De esta manera, pueden contribuir a una mejor comprensión de la estructura subyacente a los trastornos del modelo dimensional de la APA, evaluados con el PID-5, sea en su versión original (Krueger et al., 2012) como en la versión castellana (Sanchez et al., en prensa).

Limitaciones y líneas de investigación futuras

Los resultados, si bien son satisfactorios, se deben interpretar con cautela debido a ciertas limitaciones intrínsecas del estudio. En primer lugar, estos hallazgos se basan en una versión preliminar del instrumento que requiere mayores evidencias de validez. El hecho de tratarse de una versión breve del instrumento original puede restarle alcance a las conclusiones que puedan derivarse del presente trabajo. En este sentido, los resultados habilitan a continuar con el estudio, pero no permiten arribar a conclusiones sólidas respecto a la validez del modelo. Por el contrario, resulta necesario volver a administrar el instrumento, incluyendo además nuevos ítems para cubrir las diferentes facetas del modelo de la APA (2013). Del mismo modo, también habría que volver a probar ciertos ítems que no han tenido buenas propiedades psicométricas y que no se han considerado en esta muestra.

El propio modelo bifactor también presenta algunos inconvenientes que deben tenerse en cuenta. Como se expresó anteriormente, un buen resultado estadístico no garantiza la existencia de un factor general (Bonifay et al., 2017). Por otro lado, si bien el bifactor es el que posee el mejor ajuste, el modelo de segundo orden (M2) es levemente más parsimonioso, lo que se corresponde con la evidencia que sostiene que estadísticamente ambos modelos son satisfactorios (Ringwald et al., 2019).

La elección y el tamaño de la muestra también suponen un límite a los alcances de este trabajo. Dado que se trata de un instrumento que evalúa psicopatología, resulta necesaria su administración en otras muestras, en particular clínicas. Aquí se trabajó con una muestra de población general, en función del objetivo de contar con una primera aproximación al funcionamiento del instrumento. Sin embargo, en tal población

posiblemente no han de encontrarse rasgos psicopatológicos al mismo nivel que en una población clínica; por tanto, no debe considerarse, en principio, que la estructura psicopatológica se exprese de la misma forma en ambas poblaciones. Además, al no haberse seguido criterios estrictos en la elección de los participantes, la muestra resultante muestra una gran heterogeneidad. Tales cuestiones se deberían dirimir en futuros trabajos con muestras diversas e incluso con un mayor número de participantes.

El propio factor p requiere una interpretación más profunda. Manteniendo el símil con el factor g de inteligencia, todos tendríamos un valor de p de bajo a alto que indicaría nuestra propensión a padecer trastornos psicológicos de mayor o menor gravedad, y de mayor o menor duración. Por tanto, todos presentaríamos un valor de p que, cuanto más elevado, más propensos nos haría a sufrir trastornos graves, crónicos o recurrentes.

Por último, si bien los hallazgos son consonantes con la propuesta de Caspi et al. (2014) y Caspi y Moffitt (2018) y con el HiTOP (Kotov et al., 2017), se trata de modelos recientes que también necesitan mayor validación. La psicopatología es un campo complejo y se encuentra en medio de una crisis kuhniana. En este panorama, las herramientas psicométricas intentan echar un poco de luz sobre el campo, lo que ayuda a formular posibles modelos psicopatológicos más válidos que el tradicional de categorías. El objetivo final sigue siendo contar con un modelo psicopatológico que dé cuenta de forma más acabada del malestar psicológico y que preste utilidad clínica. Si bien el andamiaje estadístico colabora en ese cometido, no debe perderse de vista la necesidad de sustentar teóricamente cualquier hallazgo. Solo estudios posteriores podrán determinar qué propuesta resulta más comprehensiva, teórica y psicométricamente, para reemplazar las agotadas categorías de la nomenclatura oficial (APA, 2013).

En síntesis, a pesar de las limitaciones señaladas, los resultados muestran que las propuestas jerárquicas y dimensionales, que postulan un factor general junto a factores específicos, abren un campo prometedor para el estudio de la psicopatología, por lo que puede sostenerse que, si bien la crisis continúa, el reemplazo del modelo categorial está en camino.

Referencias

- Al-Dajani, N., Gralnick, T. M., & Bagby, R. M. (2016). A psychometric review of the Personality Inventory for DSM-5 (PID-5): Current status and future directions. *Journal of Personality Assessment, 98*(1), 62-81. doi: [10.1080/00223891.2015.1107572](https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1107572)
- American Psychiatric Association. (1952). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. Washington, D. C.: Author.
- American Psychiatric Association. (1980). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders. DSM-III* (3^a ed.). Washington, D. C.: Author.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders. DSM-IV* (4^a ed.). Washington, D. C.: Author.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders. DSM-5* (5^a ed.). Washington, D. C.: Author. doi: [10.1176/appi.books.9780890425596](https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596)
- Arias, V. B., Ponce, F. P., & Núñez, D. E. (2018). Bifactor models of attention-deficit/hyperactivity disorder (ADHD): An evaluation of three necessary but underused psychometric indexes. *Assessment, 25*(7), 885-897. doi: [10.1177/1073191116679260](https://doi.org/10.1177/1073191116679260)
- Batstra, L., & Thoutenhoofd, E. D. (2012). The risk that DSM-5 will further inflate the diagnostic bubble. *Current Psychiatry Reviews, 8*(4), 260-263. doi: [10.2174/157340012803520531](https://doi.org/10.2174/157340012803520531)
- Blashfield, R., Flanagan, E., & Raley, K. (2010). Themes in the evolution of the 20th-Century DSMs. En T. Millon, R. F. Krueger & E. Simonsen (Eds.), *Contemporary directions in psychopathology: Scientific foundations of the DSM-V and ICD-11* (pp. 53-71). New York, NY: Guilford.
- Bonifay, W., Lane, S. P., & Reise, S. P. (2017). Three concerns with applying a bifactor model as a structure of psychopathology. *Clinical Psychological Science, 5*(1), 184-186. doi: [10.1177/2167702616657069](https://doi.org/10.1177/2167702616657069)
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research, 21*(2), 230-258. doi: [10.1177/0049124192021002005](https://doi.org/10.1177/0049124192021002005)
- Caspi, A., Houts, R. M., Belsky, D. W., Goldman-Mellor, S. J., Harrington, H. L., Israel, S., ... Moffitt, T. E. (2014). The *p* Factor: One general psychopathology factor in the structure of psychiatric disorders? *Clinical Psychological Science, 2*(2), 119-137. doi: [10.1177/2167702613497473](https://doi.org/10.1177/2167702613497473)
- Caspi, A., & Moffitt, T. E. (2018). All for one and one for all: Mental disorders in one dimension. *The American Journal of Psychiatry, 175*(9), 831-844. doi: [10.1176/appi.ajp.2018.17121383](https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2018.17121383)
- Conway, C. C., Forbes, M. K., Forbush, K. T., Fried, E. I., Hallquist, M. N., Kotov, R., ... Eaton, N. R. (2019). A hierarchical taxonomy of psychopathology can transform mental health research. *Perspectives on Psychological Science, 14*(3), 419-436. doi: [10.1177/1745691618810696](https://doi.org/10.1177/1745691618810696)
- Coolidge, F. L., & Segal, D. L. (1998). Evolution of personality disorder diagnosis in the Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders. *Clinical Psychology Review, 18*(5), 585-599. doi: [10.1016/S0272-7358\(98\)00002-6](https://doi.org/10.1016/S0272-7358(98)00002-6)
- Costa, P. T., & Widiger, T. A. (1994). *Personality disorders and the five-factor model of personality*. Washington, DC: American Psychological Association. Recuperado de doi: [10.1037/10140-000](https://doi.org/10.1037/10140-000)
- Dominguez-Lara, S. A. (2016). Evaluación de la confiabilidad del constructo mediante el coeficiente H: Breve revisión conceptual y aplicaciones. *Psychologia. Avances de la Disciplina, 10*(2), 87-94. doi: [10.21500/19002386.2134](https://doi.org/10.21500/19002386.2134)

- Dominguez-Lara, S. A., & Rodriguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones*, 3, 59-65. doi: [10.24016/2017.v3n2.51](https://doi.org/10.24016/2017.v3n2.51)
- Flores-Kanter, P. E., Dominguez-Lara, S., Trógolo, M. A., & Medrano, L. A. (2018). Best practices in the use of bifactor models: Conceptual grounds, fit indices and complementary indicators. *Revista Evaluar*, 18(3), 44-48. doi: [10.35670/1667-4545.v18.n3.22221](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n3.22221)
- Forbes, M. K., Baillie, A. J., & Schniering, C. A. (2015). Should sexual problems be included in the internalising spectrum? A comparison of dimensional and categorical models. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 42(1), 70-90. doi: [10.1080/0092623X.2014.996928](https://doi.org/10.1080/0092623X.2014.996928)
- Frances, A. (2010). Opening Pandora's box: The 19 worst suggestions for DSM5. *Psychiatric Times*, 27(9).
- Frances, A. (2014). *¿Somos todos enfermos mentales? Manifiesto contra los abusos de la Psiquiatría*. Barcelona, España: Ariel.
- Gagne, P., & Hancock, G. R. (2006). Measurement model quality, sample size, and solution propriety in confirmatory factor models. *Multivariate Behavioral Research*, 41(1), 65-83. doi: [10.1207/s15327906mbr4101_5](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr4101_5)
- Gutiérrez, F., Aluja, A., Peri, J. M., Calvo, N., Ferrer, M., Baillés, E., ... Krueger, R. F. (2017). Psychometric properties of the Spanish PID-5 in a clinical and a community sample. *Assessment*, 24(3), 326-336. doi: [10.1177/1073191115606518](https://doi.org/10.1177/1073191115606518)
- Hancock, G. R. (2001). Effect size, power, and sample size determination for structured means modeling and MIMIC approaches to between-groups hypothesis testing of means on a single latent construct. *Psychometrika*, 66(3), 373-388. doi: [10.1007/BF02294440](https://doi.org/10.1007/BF02294440)
- Haslam, N., Holland, E., & Kuppens P. (2012). Categories versus dimensions in personality and psychopathology: A quantitative review of taxometric research. *Psychological Medicine*, 42(5), 903-920. doi: [10.1017/S0033291711001966](https://doi.org/10.1017/S0033291711001966)
- Holzinger, K. J., & Swineford, F. (1937). The bi-factor method. *Psychometrika*, 2(1), 41-54. doi: [10.1007/bf02287965](https://doi.org/10.1007/bf02287965)
- Hopwood, C. J., Malone, J. C., Ansell, E. B., Sanislow, C. A., Grilo, C. M., McGlashan, T. H., ... Morey, L. C. (2011). Personality assessment in DSM-V: Empirical support for rating severity, style, and traits. *Journal of Personality Disorders*, 25(3), 305-320. doi: [10.1521/pepi.2011.25.3.305](https://doi.org/10.1521/pepi.2011.25.3.305)
- Hoyle, R. H.. (2012). *Handbook of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford Press.
- 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](https://doi.org/10.1080/10705519909540118)
- John, O. P., & Srivastava, S. (1999). The Big Five Trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives. En L. A. Pervin & O. P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (pp. 102-138). New York, NY: Guilford.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2006). *LISREL 8.80*. Chicago: Scientific Software International.
- Kessler, R. C., Chiu, W. T., Demler, O., & Walters, E. E. (2005). Prevalence, severity, and comorbidity of 12-month DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Archives of General Psychiatry*, 62(6), 617-627. doi: [10.1001/archpsyc.62.6.617](https://doi.org/10.1001/archpsyc.62.6.617)
- Kotov, R., Krueger, R. F., Watson, D., Achenbach, T. M., Althoff, R. R., Bagby, R. M., ... Zimmerman, M. (2017). The Hierarchical Taxonomy of Psychopathology (HiTOP): A dimensional alternative to traditional nosologies. *Journal of Abnormal Psychology*, 126(4), 454-477. doi: [10.1037/abn0000258](https://doi.org/10.1037/abn0000258)
- Krueger, R. F., Derringer, J., Markon, K. E., Watson, D., & Skodol, A. E. (2012). Initial construction of a maladaptive personality trait model and inventory for DSM-5. *Psychological Medicine*, 42(9), 1879-1890. doi: [10.1017/S0033291711002674](https://doi.org/10.1017/S0033291711002674)
- Krueger, R. F., Kotov, R., Watson, D., Forbes, M. K., Eaton, N. R., Ruggero, C. J., ... Zimmermann, J. (2018).

- Progress in achieving quantitative classification of psychopathology. *World Psychiatry*, 17(3), 282-293. doi: [10.1002/wps.20566](https://doi.org/10.1002/wps.20566)
- Kupfer, D. J., First, M. B., & Regier, D. A. (Eds.). (2002). *A research agenda for DSM-V*. Washington, D. C.: American Psychological Association.
- Lahey, B. B., Applegate, B., Hakes, J. K., Zald, D. H., Hariri, A. R., & Rathouz, P. J. (2012). Is there a general factor of prevalent psychopathology during adulthood? *Journal of Abnormal Psychology*, 121, 971-977. doi: [10.1037/a0028355](https://doi.org/10.1037/a0028355)
- Lahey, B. B., Krueger, R. F., Rathouz, P. J., Waldman, I. D., & Zald, D. H. (2017). A hierarchical causal taxonomy of psychopathology across the life span. *Psychological Bulletin*, 143(2), 142-186. doi: [10.1037/bul0000069](https://doi.org/10.1037/bul0000069)
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. doi: [10.3758/s13428-015-0619-7](https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7)
- Livesley, J. (2012). Tradition versus empiricism in the current DSM-5 proposal for revising the classification of personality disorders. *Criminal Behaviour and Mental Health*, 22(2), 81-90. doi: [10.1002/cbm.1826](https://doi.org/10.1002/cbm.1826)
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. doi: [10.1177/0146621613487794](https://doi.org/10.1177/0146621613487794)
- Mayes, R., & Horwitz, A. V. (2005). DSM-III and the revolution in the classification of mental illness. *Journal of the History of the Behavioral Sciences*, 41(3), 249-267. doi: [10.1002/jhbs.20103](https://doi.org/10.1002/jhbs.20103)
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. doi: [10.2307/2334770](https://doi.org/10.2307/2334770)
- Millon, T. (1983). The DSM-III: An insider's perspective. *American Psychologist*, 38(7), 804-814. doi: [10.1037/0003-066X.38.7.804](https://doi.org/10.1037/0003-066X.38.7.804)
- Mîndrilă, D. (2010). Maximum Likelihood (ML) and Diagonally Weighted Least Squares (DWLS) estimation procedures: A comparison of estimation bias with ordinal and multivariate non-normal data. *International Journal of Digital Society*, 1(1), 60-66. doi: [10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010](https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010)
- Muthukrishna, M., & Henrich, J. (2019). A problem in theory. *Nature Human Behaviour*, 3(3), 221-229. doi: [10.1038/s41562-018-0522-1](https://doi.org/10.1038/s41562-018-0522-1)
- Paris, J. (2012). The risk that DSM-5 will give personality dimensions a bad name. *Current Psychiatry Reviews*, 8(4), 268-270. doi: [10.2174/157340012803520441](https://doi.org/10.2174/157340012803520441)
- Patrick, C. J., Hicks, B. M., Nichol, P. E., & Krueger, R. F. (2007). A bifactor approach to modeling the structure of the Psychopathy Checklist-Revised. *Journal of Personality Disorders*, 21(2), 118-141. doi: [10.1521/pepi.2007.21.2.118](https://doi.org/10.1521/pepi.2007.21.2.118)
- Quinn, H. O. (2014). Bifactor models, Explained Common Variance (ECV), and the usefulness of scores from unidimensional item response theory analyses. (Tesis de Maestría Inédita). University of North Carolina at Chapel Hill, Chapel Hill, NC.
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696. doi: [10.1080/00273171.2012.715555](https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555)
- Reise, S. P., Kim, D. S., Mansolf, M., & Widaman, K. F. (2016). Is the bifactor model a better model or is it just better at modeling implausible responses? Application of iteratively reweighted least squares to the Rosenberg Self-Esteem scale. *Multivariate Behavioral Research*, 51(6), 818-838. doi: [10.1080/00273171.2016.1243461](https://doi.org/10.1080/00273171.2016.1243461)
- Ringwald, W. R., Beeney, J. E., Palkonis, P. A., & Wright, A. G. (2019). Comparing hierarchical models of personality pathology. *Journal of Research in Personality*, 81, 98-107. doi: [10.1016/j.jrp.2019.05.011](https://doi.org/10.1016/j.jrp.2019.05.011)
- 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](https://doi.org/10.1037/met0000045)
- Sanchez, R. O. (en prensa). Modelos dimensionales para los trastornos de la personalidad: Un proceso incon-

- cluso. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*. doi: [10.24205/03276716.2019.1126](https://doi.org/10.24205/03276716.2019.1126)
- Sanchez, R. O., & Ledesma, R. (2007). Los Cinco Grandes Factores: Cómo entender la personalidad y cómo evaluarla. En A. Monjeau (Ed.), *Conocimiento para la transformación* (pp. 131-160). Mar del Plata, Argentina: Universidad Atlántida Argentina.
- Sánchez, R. O. & Montes, S. A. (2019). La taxonomía jerárquica y el factor general de psicopatología. *Acta Psiquiátrica y Psicológica de América Latina*, *65*(2), 116-129.
- Sanchez, R. O., Montes, S. A., & Somerstein, L. D. (en prensa). Inventario de Personalidad para el DSM-5: Propiedades psicométricas en población argentina. Estudio preliminar. *Interdisciplinaria*.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1990). Model conditions for asymptotic robustness in the analysis of linear relations. *Computational Statistics & Data Analysis*, *10*(3), 235-249. doi: [10.1016/0167-9473\(90\)90004-2](https://doi.org/10.1016/0167-9473(90)90004-2)
- Sharp, C., Wright, A. G. C., Fowler, J. C., Frueh, B. C., Allen, J. G., Oldham, J., & Clark, L. A. (2015). The structure of personality pathology: Both general ('g') and specific ('s') factors? *Journal of Abnormal Psychology*, *124*(2), 387-398. doi: [10.1037/abn0000033](https://doi.org/10.1037/abn0000033)
- Shedler, J., Beck, A., Fonagy, P., Gabbard, G. O., Gunderson, J., Kernberg, O., ... Westen, D. (2010). Personality disorders in DSM-5. *The American Journal of Psychiatry*, *167*(9), 1026-1028. doi: [10.1176/appi.ajp.2010.10050746](https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2010.10050746)
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, *74*(1), 107-120. doi: [10.1007/s11336-008-9101-0](https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0)
- Snyder, H. R., Young, J. F., & Hankin, B. L. (2017). Strong homotypic continuity in common psychopathology-, internalizing-, and externalizing-specific factors over time in adolescents. *Clinical Psychological Science*, *5*(1), 98-110. doi: [10.1177/2167702616651076](https://doi.org/10.1177/2167702616651076)
- Smits, I. A. M., Timmerman, M. E., Barelids, D. P. H., & Meijer, R. R. (2015). The Dutch symptom checklist-90-revised: Is the use of the subscales justified? *European Journal of Psychological Assessment*, *31*(4), 263-271. doi: [10.1027/1015-5759/a000233](https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000233)
- Stucky, B. D., Thissen, D., & Edelen, M. O. (2013). Using logistic approximations of marginal trace lines to develop short assessments. *Applied Psychological Measurement*, *37*(1), 41-57. doi: [10.1177/0146621612462759](https://doi.org/10.1177/0146621612462759)
- Ten-Berge, J. M., & Sočan, G. (2004). The greatest lower bound to the reliability of a test and the hypothesis of unidimensionality. *Psychometrika*, *69*(4), 613-625. doi: [10.1007/BF02289858](https://doi.org/10.1007/BF02289858)
- Tyrer, P. (2005). The problem of severity in the classification of personality disorder. *Journal of Personality Disorders*, *19*(3), 309-314. doi: [10.1521/pepi.2005.19.3.309](https://doi.org/10.1521/pepi.2005.19.3.309)
- Urbán, R., Arrindell, W. A., Demetrovics, Z., Unoka, Z., & Timman, R. (2016). Cross-cultural confirmation of bi-factor models of a symptom distress measure: Symptom Checklist-90-Revised in clinical samples. *Psychiatry Research*, *239*, 265-274. doi: [10.1016/j.psychres.2016.03.039](https://doi.org/10.1016/j.psychres.2016.03.039)
- Van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, *9*(4), 486-492. doi: [10.1080/17405629.2012.686740](https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740)
- Verheul, R. (2012). Personality disorder proposal for DSM-5: A heroic and innovative but nevertheless fundamentally flawed attempt to improve DSM-IV. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, *19*(5), 369-371. doi: [10.1002/cpp.1809](https://doi.org/10.1002/cpp.1809)
- Waszczuk, M. A., Kotov, R., Ruggero, C., Gamez, W., & Watson, D. (2017). Hierarchical structure of emotional disorders: From individual symptoms to the spectrum. *Journal of Abnormal Psychology*, *126*(5), 613-634. doi: [10.1037/abn0000264](https://doi.org/10.1037/abn0000264)
- Watters, C. A., & Bagby, R. M. (2018). A meta-analysis of the five-factor internal structure of the Personality Inventory for DSM-5. *Psychological Assessment*, *30*(9), 1255-1260. doi: [10.1037/pas0000605](https://doi.org/10.1037/pas0000605)
- Widiger, T. (2011). A shaky future for personality disorders. *Personality Disorders: Theory, Research, and*

Treatment, 2(1), 54-67. doi: [10.1037/a0021855](https://doi.org/10.1037/a0021855)

Widiger, T. (2013). A postmortem and future look at the personality disorders in DSM-5. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 4(4), 382-387. doi: [10.1037/per0000030](https://doi.org/10.1037/per0000030)

Zinbarg, R. E., Yovel, I., Revelle, W., & McDonald, R. P. (2006). Estimating generalizability to a latent variable common to all of a scale's indicators: A comparison of estimators for ω_h . *Applied Psychological Measurement*, 30(2), 121-144. doi: [10.1177/0146621605278814](https://doi.org/10.1177/0146621605278814)

Does the Acceptance and Action Questionnaire II Really Measure Experiential Avoidance?

¿El Cuestionario de Aceptación y Acción II mide realmente la evitación experiencial?

Pablo D. Valencia * ¹

1 - Asociación Peruana Contextual-Conductual de Psicología, Perú.

Introduction
Method
Results
Discussion
References

Recibido: 19/06/2019 Revisado: 22/07/2019 Aceptado: 24/07/2019

Abstract

Experiential avoidance (EA) has played an important role in early and recent conceptualisations of Acceptance and Commitment Therapy. The Acceptance and Action Questionnaire II (AAQ-II; Bond et al., 2011) is largely used as a measure of EA, in spite of criticism about its validity. The present study examined the latent correlations between the AAQ-II and a new measure of EA: the Avoidance of Suffering Questionnaire (ASQ). In addition, correlations with the Cognitive Fusion Questionnaire (CFQ; Gillanders, 2014) were also examined. Two hundred and forty undergraduates (59% female, $M_{age} = 20.33$) completed the questionnaires. Both unrestricted and restricted factor analyses were performed in order to examine the hypothesised associations. The AAQ-II showed a strong correlation with the CFQ, but a rather weak correlation with the ASQ. These results suggest that the AAQ-II may not be a measure of EA.

Keywords: *experiential avoidance, AAQ-II, Acceptance and Commitment Therapy, factor analysis, validity*

Resumen

La evitación experiencial (EE) ha jugado un papel importante en las conceptualizaciones tempranas y recientes de la terapia de aceptación y compromiso. El Cuestionario de Aceptación y Acción II (AAQ-II; Bond et al., 2011) es muy usado como una medida de la EE, a pesar de las críticas sobre su validez. El presente estudio examinó las correlaciones latentes entre el AAQ-II y una nueva medida de EE: el Cuestionario de Evitación del Sufrimiento (ASQ). Además, se examinaron las correlaciones con el Cuestionario de Fusión Cognitiva (CFQ; Gillanders, 2014). Doscientos cuarenta estudiantes universitarios (59% mujeres, $M_{edad} = 20.33$) completaron los cuestionarios. Se realizaron análisis factoriales no restringidos y restringidos para examinar las asociaciones hipotetizadas. El AAQ-II mostró una fuerte correlación con el CFQ, pero una correlación bastante débil con el ASQ. Estos resultados sugieren que el AAQ-II podría no ser una medida de EE.

Palabras clave: *evitación experiencial, AAQ-II, Terapia de Aceptación y Compromiso, análisis factorial, validez*

*Correspondencia a: Pablo D. Valencia. Phone: +51 914 285 751. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6809-1805> E-mail: pabvalenciam@gmail.com

Cómo citar este artículo: Valencia, P. D. (2019). Does the Acceptance and Action Questionnaire II really measure experiential avoidance? *Revista Evaluar*, 19(3), 42-53. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Introduction

In recent years, there has been increasing interest in so-called ‘third wave’ cognitive-behavioural therapies (Hayes, 2004). Paramount among these, Acceptance and Commitment Therapy (ACT) focuses on the acceptance of unpleasant private experiences in order to take action toward important goals (Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999, 2012). This approach is in line with behavioural research on language and cognition, and is part of the applied heritage of radical behaviourism (McEnteggart, 2018). Indeed, ACT has proven to be at least as effective as established treatments (A-Tjak et al., 2015), even though more research is still needed (Hacker, Stone, & MacBeth, 2016).

The initial formulation of ACT (Hayes et al., 1999) emphasised the role of *experiential avoidance* (EA), which was defined as ‘the phenomenon that occurs when a person is unwilling to remain in contact with particular private experiences (e.g., bodily sensations, emotions, thoughts, memories, behavioral predispositions) and takes steps to alter the form or frequency of these events and the contexts that occasion them’ (Hayes, Wilson, Gifford, Follette, & Strosahl, 1996, p. 1154). Experiential avoidance has been associated with a wide range of mental health problems (Chawla & Ostafin, 2007), and is considered a transdiagnostic process of psychopathology (Spinhoven, Drost, de Rooij, van Hemert, & Penninx, 2014). However, recent formulations of ACT have replaced the centrality of EA with the *psychological inflexibility* model, of which EA is only a subprocess (Hayes, Luoma, Bond, Masuda, & Lillis, 2006; Hayes et al., 2012). Both EA and cognitive fusion—i.e. reacting to cognitive processes as if they were actual, direct experiences (Hayes et al., 2012)—are considered the

core subprocesses of psychological inflexibility (Ciarrochi, Bilich, & Godsell, 2010). Moreover, they have shown a strong association with each other (Gillanders et al., 2014) and are thought to interact in the prediction of emotional problems (Bardeen & Fergus, 2016).

It has been reported that most research within ACT is done using self-report measures (Newsome, Newsome, Fuller, & Meyer, 2019). Indeed, a self-report measure, the Acceptance and Action Questionnaire (AAQ) was developed to measure EA (Hayes et al., 2004). A second version, the AAQ-II, was subsequently constructed in order to overcome some of the psychometric weaknesses of the AAQ (Bond et al., 2011). The AAQ-II has been widely used in research and it has proven to have a stable factor structure, as well as to predict mental health outcomes (Renshaw, 2018). Furthermore, it has been the basis for new, context-specific versions of the AAQ (Ong, Lee, Levin, & Twohig, 2019). The first Spanish version of the AAQ-II was developed in Mexico (Patrón-Espinosa, 2010). Later, a new Spanish version was published in Spain (Ruiz, Langer-Herrera, Luciano, Cangas, & Beltrán, 2013) and its psychometric properties were examined on Colombian population (Ruiz et al., 2016). In Peru, the original Mexican version was analysed on undergraduates from Lima, replicating previous findings (Valencia & Falcón, in press).

The AAQ-II has been used for research on topics as diverse as internet addiction (Chou, Yeu, & Liu, 2018), dating violence (Shorey et al., 2014), anxiety (Tavakoli, Broyles, Reid, Sandoval, & Correa-Fernández, 2019) and problematic pornography viewing (Borgogna & McDermott, 2018; Levin, Lee, & Twohig, 2019). It has also been used in conjunction with a cognitive fusion measure in order to see how they interact in the prediction of mental health (Bardeen & Fergus,

2016). Moreover, the AAQ-II has been used to examine the potential role of EA as a mediator of change in psychotherapy research (Espejo, Gorklick, & Castriotta, 2017).

Despite the widespread use of the AAQ-II, it has been seriously criticised on the grounds that it does not adequately discriminate between EA and other constructs. One of the first authors to bring this topic into discussion was Wolgast (2014), who pointed out that the AAQ-II items tended to load on the same factor with items of emotional distress rather than with items of acceptance—supposedly, the opposite of EA. Due to such concerns, Gámez, Chmielewski, Kotov, Ruggero, and Watson (2011) developed the Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire (MEAQ) as a measure of EA that emphasised discriminant validity relative to neuroticism. Later, these same authors developed the Brief Experiential Avoidance Questionnaire (BEAQ), a one-dimensional measure of EA (Gámez et al., 2014). A recent factorial study showed that the AAQ-II tended to be more associated with measures of neuroticism than the MEAQ (Rochefort, Baldwin, & Chmielewski, 2018). Similarly, it has been also proven that the AAQ-II has a stronger association with emotional distress than the BEAQ (Tyndall et al., 2019). Moreover, in one study, the AAQ-II's correlations with an experimental avoidance task were non-significant or very weak (Barajas, 2015). Even though the experimental task used in the aforementioned study was not designed to measure EA, this result suggests that the AAQ-II might be measuring something different from avoidance.

A recent study attempted to develop a Spanish version of the BEAQ, but failed to replicate the one-dimensional structure of the original (Valencia, 2018). Instead, this study found two possible underlying dimensions of the BEAQ, only

one of which seemed to be a clear, straightforward measure of EA. This finding mirrors what is observed in other ACT-related scales. For example, the Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth (AFQ-Y; Greco, Lambert, & Baer, 2008), another widely used measure of EA, includes both items directly related to EA (e.g. *I push away thoughts and feelings that I don't like*) and items that seem more related to depressive cognitions (e.g. *The bad things I think about myself must be true*).

The present study aimed to examine the association between the AAQ-II and a new measure of EA based on Valencia's (2018) results. In addition, the correlation between these variables and cognitive fusion was assessed. If the AAQ-II measures EA, we would expect a strong correlation between the AAQ-II and the EA measure, and a similar or somewhat weaker correlation between the AAQ-II and cognitive fusion. If, on the other hand, the AAQ-II measures something different from EA, it would show a notably weaker correlation with the EA measure than with cognitive fusion.

Method

Participants

All participants were psychology students from one public university in Lima, Peru (N = 240; 59% female). Their ages ranged from 17 to 29 years (M = 20.33, SD = 1.85) and the vast majority of them (96%) were second or third year students. Most participants (84%) were unemployed at the time of data collection. Also, most participants (89%) reported having lived in Lima for the greater part of their lives. The information about participants' places of residence roughly

coincided with known information about population distribution in Lima.

Measures

Acceptance and Action Questionnaire II (AAQ-II; Bond et al., 2011). The AAQ-II consists of seven items which are responded on a Likert-type scale ranging from 1 (*Never true*) to 7 (*Always true*). It was originally designed to measure EA; however, its authors made the case that it was also a measure of psychological flexibility (or inflexibility), a broader and more recent concept within ACT (Bond et al., 2011). There are at least two Spanish versions of the AAQ-II (Patrón-Espinoza, 2010; Ruiz et al., 2013). In the present study, Patrón-Espinoza's (2010) translation was used in the slightly modified version of Valencia and Falcón (in press). As repeatedly shown in the literature, the best factor structure was that of a single factor with the error terms of items 1 and 4

allowed to correlate. The reliability estimate was high, even after controlling for the presence of correlated errors ($\omega = .87$).

Cognitive Fusion Questionnaire (CFQ; Gillanders et al., 2014). Cognitive fusion was measured with the CFQ, a self-report unidimensional measure. It comprises seven items, which participants are required to respond based on a 7-point Likert scale (1 = *Never true*, 7 = *Always true*). In the present study, the Spanish translation of the CFQ was used (Romero-Moreno, Márquez-González, Losada, Gillanders, & Fernández-Fernández, 2014), as modified by Ruiz, Suárez-Falcón, Riaño-Hernández, and Gillanders (2017). This version of the CFQ has been previously tested in Peruvian undergraduates, thereby confirming its unidimensional structure and high reliability (Valencia & Falcón, 2019). Reliability was very high in our data ($\omega = .92$).

Avoidance of Suffering Questionnaire (ASQ). The ASQ is a new Spanish measure of EA created

Table 1
Items of the newly-assembled Avoidance of Suffering Questionnaire.

Item	Source
1. One of my big goals is to be free from painful emotions. (<i>Una de mis metas principales es estar libre de emociones dolorosas</i>)	BEAQ
2. I push away thoughts and feelings that I don't like. (<i>Alejo los pensamientos y sentimientos que no me agradan</i>)	AFQ-Y
3. I rarely do something if there is a chance that it will upset me. (<i>Rara vez hago algo si existe alguna posibilidad de que esto me pueda perturbar</i>)	BEAQ
4. I try hard to erase hurtful memories from my mind. (<i>Trato de borrar los recuerdos dolorosos de mi mente</i>)	AFQ-Y
5. I work hard to keep out upsetting feelings. (<i>Me esfuerzo por evitar emociones desagradables.</i>)	BEAQ
6. I wish I could wave a magic wand to make all my suffering go away.* (<i>Ojalá tuviera una varita mágica para hacer que todo mi sufrimiento desapareciera</i>)	AFQ-Y
7. I go out of my way to avoid uncomfortable situations. (<i>Hago todo lo posible para evitar situaciones incómodas</i>)	BEAQ
8. I would give up a lot not to feel bad. (<i>Renunciaría a muchas cosas con tal de no sentirme mal</i>)	BEAQ

Note. BEAQ = Brief Experiential Avoidance Questionnaire (Gámez et al., 2014); AFQ-Y = Acceptance and Fusion Questionnaire for Youth (Greco et al., 2008). *We replaced 'sadness' with 'suffering' in order to give the item a more general connotation.

for this study. It was constructed by assembling items from the BEAQ (Gámez et al., 2014) and the AFQ-Y (Greco et al., 2008). First, five items from the BEAQ were selected based on Valencia's (2018) study, where a subset of items were identified as better indicators of EA. These items had been previously back-translated and revised by an expert panel. Second, new items were obtained from the 'avoidance' dimension of the AFQ-Y. Specifically, three items which appeared to be clearer measures of EA were selected for inclusion in the ASQ and were directly translated into Spanish. Finally, the word *sadness* was replaced with *suffering* in one of the items, so that it had a more general meaning not specific to sad mood. Table 1 presents the items of the ASQ as they were given to participants, who were required to indicate their level of agreement with each statement (1 = *Strongly disagree*, 6 = *Strongly agree*). As will be described in the Results section, items 6 and 8 were deleted in the analysis. The reliability estimate of the remaining items was adequate ($\omega = .82$).

Procedure

Data were collected in the participants' classrooms after asking instructors for permission. All participants read an informed consent form, which stated that their participation would be anonymous and voluntary. Those who agreed to participate answered a questionnaire booklet that contained the AAQ-II, the CFQ and the ASQ. Different versions of the booklet were used, so as to vary the order in which the three measures were presented.

Data analysis

First, descriptive statistics were calculated for all indicators. Skewness and kurtosis values between -1 and +1 were considered acceptable evidence of univariate normality (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). On the other hand, multivariate skewness and kurtosis were estimated with Mardia's (1970) coefficients. Since data proved to lack multivariate normality, robust estimators were used in the following analyses.

Next, an unrestricted factor analysis was conducted with the MINRES (minimum residuals) estimator. Pairwise deletion was used for treating missing data. Three factors were extracted and they were rotated using oblimin transformation. The number of factors was determined *a priori* based on the fact that the three questionnaires were designed to measure three distinct latent variables. All items were allowed to load on all three factors. Since the ASQ is a newly-developed instrument, we intended to identify possible cross-loadings, so that we could interpret and take action upon them (e.g., through deletion).

Finally, we conducted a restricted factor analysis based on the unrestricted one. The estimator used for this analysis was MLR (Yuan & Bentler, 2000). Each item was constrained to load on only one factor. Following previous findings, the error terms of items 1 and 4 of the AAQ-II were allowed to correlate (Bond et al., 2011). As before, factor inter-correlations were freely estimated. Missing data were dealt with using the full information maximum likelihood method. The fit of the restricted model was evaluated with the comparative fit index (CFI > .95), the Tucker-Lewis index (TLI > .95), the root mean square error of approximation (RMSEA < .06) and the standardized root mean square residual (SRMR <

Table 2

Descriptive statistics, factor loadings and correlations of the unrestricted model.

Items	M	SD	g_1	g_2	Factor 1	Factor 2	Factor 3
aaq1	2.56	1.36	0.70	-0.13	.75	.03	-.05
aaq2	3.01	1.35	0.41	-0.43	.29	.40	.05
aaq3	3.36	1.52	0.33	-0.51	.45	.35	.11
aaq4	2.50	1.39	0.87	0.23	.77	.07	-.05
aaq5	2.90	1.32	0.67	0.27	.67	.17	-.01
aaq6	3.15	1.54	0.30	-0.87	.46	.34	-.01
aaq7	2.89	1.37	0.50	-0.30	.41	.42	-.01
cfq1	2.96	1.25	0.52	-0.06	.31	.50	.01
cfq2	2.83	1.27	0.51	-0.19	.26	.59	-.02
cfq3	3.11	1.34	0.50	-0.11	.02	.73	.07
cfq4	2.94	1.41	0.46	-0.57	-.04	.79	.01
cfq5	3.21	1.51	0.45	-0.67	-.02	.83	.02
cfq6	3.40	1.48	0.41	-0.44	-.08	.89	.01
cfq7	3.13	1.44	0.32	-0.69	.13	.75	-.02
asq1	4.20	1.49	-0.61	-0.64	.37	-.20	.55
asq2	4.30	1.09	-0.62	0.20	-.22	-.06	.63
asq3	3.80	1.30	-0.16	-0.78	-.03	-.13	.48
asq4	4.17	1.24	-0.72	0.12	-.05	.00	.81
asq5	4.24	1.18	-0.53	0.06	-.09	.12	.81
asq6	3.39	1.63	0.03	-1.16	.43	.05	.46
asq7	4.21	1.20	-0.65	0.34	.09	.06	.68
asq8	3.23	1.42	0.15	-0.78	.38	.07	.40
					1		
					.68	1	
		ϕ			.17	.17	1

Note. aaqx, cfqx, and asqx denote indicators corresponding to the AAQ-II, the CFQ, and the ASQ, respectively. Factor loadings greater than or equal to .40 are printed in italics. g_1 = skewness, g_2 = kurtosis.

.08), in addition to the MLR χ^2 , which is generally considered to be too conservative and rejecting of models that are good enough yet imperfect (Byrne, 2012). Robust versions of the CFI, the TLI (Brosseau-Liard & Savalei, 2014) and the RMSEA (Brosseau-Liard, Savalei, & Li, 2012) were used.

Descriptive statistics, normality tests, and the unrestricted factor analysis were computed

using psych 1.8.12 (Revelle, 2019). The restricted factor analysis was performed in lavaan 0.6-3 (Rosseel, 2012). Both packages were run in R 3.5.3 (R Core Team, 2019).

Results

Descriptive statistics were obtained at the

item level. As shown in Table 2, all univariate skewness and kurtosis values were within the range between -1 and +1, except for item 6 of the ASQ (*I wish I could wave a magic wand to make all my suffering go away*), which showed a kurtosis value slightly below -1. On the other hand, Mardia's coefficients showed evidence of multivariate skewness ($b_{1,p} = 72.33$, $z = 2808.91$, $p < .001$) and kurtosis ($b_{2,p} = 570.97$, $z = 10.09$, $p < .001$), therefore signalling the lack of multivariate normality of the data.

Table 2 shows the results of the unrestricted factor analysis. As observed, the first two factors roughly corresponded to the AAQ-II and the CFQ, even though some cross-loadings were observed. Since the AAQ-II and the CFQ are well-established measures, no changes were made based on such cross-loadings. On the other hand, the third factor, which included items of the ASQ, showed two possible cross-loadings. Upon closer examination, these two items (item 6: *I wish I could wave a magic wand to make all my suffering go away*; item 8: *I would give up a lot not to feel bad*) were shown to be different in meaning from the other ASQ items, since they described hypothetical situations instead of actual EA behaviours. Based on this finding, and because the ASQ is a newly-developed measure that warrants refinement, we decided to drop these two items in the subsequent restricted factor analysis. Factor inter-correlations in the unrestricted model showed a strong association between the AAQ-II and the CFQ factors ($\phi = .68$), whereas the correlation between the AAQ-II and the ASQ factor was lower in magnitude ($\phi = .17$).

Next, the restricted factor analysis was performed, achieving acceptable fit: $MLR\chi^2_{(166)} = 247.39$, $p < .001$; Robust CFI = .967; Robust TLI = .962; Robust RMSEA = .047, 90% CI [.034, .059]; SRMR = .072. As Table 3 shows, the cor-

relation between the AAQ-II and ASQ latent variables was weak ($\phi = .20$). On the other hand, the AAQ-II and the CFQ had a very strong correlation ($\phi = .87$).

Table 3

Factor loadings and correlations of the restricted model.

Items	AAQ-II	CFQ	ASQ
aaq1	.67		
aaq2	.65		
aaq3	.78		
aaq4	.73		
aaq5	.80		
aaq6	.75		
aaq7	.78		
cfq1		.74	
cfq2		.80	
cfq3		.76	
cfq4		.76	
cfq5		.80	
cfq6		.82	
cfq7		.85	
asq1			.55
asq2			.58
asq3			.45
asq4			.79
asq5			.84
asq7			.70
	1		
ϕ	.87	1	
	.20	.20	1

Note. aaqx, cfqx, and asqx denote indicators corresponding to the AAQ-II, the CFQ, and the ASQ, respectively. The model also included the correlation between the errors of aaq1 and aaq4 ($\phi = .48$).

Discussion

The present study showed, both in unrestricted and restricted factorial models, that the AAQ-II is more strongly correlated with the CFQ than it is with a measure of EA. Moreover, the correlation between the AAQ-II and the CFQ is so high that it is possible to state that they measure the same construct.

Previous research has cast doubt on the AAQ-II being a measure of EA. Specifically, it seems that the AAQ-II has stronger associations with other variables (i.e. neuroticism, emotional distress) than with acceptance or EA measures (Rocheffort et al., 2018; Tyndall et al., 2019; Wolgast, 2014). This is exactly what we found in this study. Also, the correlation between the AAQ-II and the ASQ was very similar in magnitude to the one previously observed between the AAQ-II and an experimental avoidance task (Barajas, 2015). Moreover, it remains to be investigated whether the CFQ actually measures cognitive fusion, or if both the AAQ-II and the CFQ are measures of negative affect or neuroticism. Interestingly, some evidence suggests that the CFQ measures something different from cognitive defusion (Haddash, Lichtash, & Bernstein, 2017). If neither the AAQ-II nor the CFQ really measure the constructs they are supposed to measure, this would have important consequences for the inferences made on their basis.

If, in light of the evidence thus presented, we concluded that the AAQ-II is not an adequate measure of EA, what impact would it have on existing research? To start with, it would weaken assertions such as that the active avoidance of unpleasant private experiences is strongly related to emotional distress. It is possible that the observed association between the AAQ-II and emotional distress is due to the fact that the AAQ-II is itself a measure of emotional distress (Tyndall et al., 2019; Wolgast, 2014). Likewise, the fact that the

AAQ-II has been linked to various psychological phenomena (Borgogna & McDermott, 2018; Chou et al., 2018; Levin et al., 2019; Shorey et al., 2014; Tavakoli et al., 2019) could merely reflect the fact that emotional distress is involved in them. In a similar vein, the finding reported by some studies (Espejo et al., 2017) that reductions in the AAQ-II's scores are associated with positive psychotherapy outcomes could merely reflect the fact that such interventions diminish distress in participants. Of course, it is also possible that the AAQ-II (and the CFQ for that matter) measure something different from both EA and emotional distress/neuroticism (e.g. global psychological inflexibility). However, there is still no clear evidence to make such a statement, and there remains the troubling possibility that the AAQ-II measures an outcome rather than a process.

The present study has a number of important limitations. First, results were based on a convenience sample of psychology students that are not representative of the general population. It has been shown, for example, that the association between avoidance and psychopathology is higher in clinical participants when compared to controls (Barajas, Garra, & Ros, 2017). Also, the fact that all the participants were psychology undergraduates makes it impossible to extrapolate the present results even to other university students. Second, the alternative EA measure used for this study is new and still has not gone through extensive validation. However, it is important to note that the items comprising the ASQ are themselves not new, since they were selected from two widely used measures: the BEAQ (Gámez et al., 2014) and the AFQ-Y (Greco et al., 2008). A third limitation is that only the BEAQ but not the AFQ-Y items were back-translated and thoroughly revised for creating the ASQ, which is not standard practice according to expert recommendations for test

translation (Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013). One final limitation that warrants mention is the fact that the unrestricted and the restricted factor analyses were both performed on the same sample. Even though it would have been desirable to have a replication sample to confirm our results, it should be noted that our approach was one of theoretical exploration. That is also the reason why we have referred to our analyses as ‘unrestricted’ and ‘restricted’ instead of ‘exploratory’ and ‘confirmatory’ (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2000).

Future studies should continue the exploration of the AAQ-II to determine whether it measures a process (i.e. EA or psychological inflexibility), an outcome (i.e. emotional distress) or a dispositional variable (i.e. neuroticism). These studies could also benefit from the inclusion of the ASQ, as well as other measures of EA, in order to compare their performance with that of the AAQ-II. A multitrait-multimethod study would be especially enlightening to answer many of the questions here presented.

In conclusion, this study showed that the AAQ-II is more associated with a purported measure of cognitive fusion (the CFQ) than with a measure of EA. This suggests that the AAQ-II may not be measuring EA. Furthermore, it seems that the AAQ-II and the CFQ measure the same construct. Future studies should examine what this construct is, and whether it is a process, an outcome or a dispositional variable.

References

- A-Tjak, J. G. L., Davis, M. L., Morina, N., Powers, M. B., Smits, J. A. J., & Emmelkamp, P. M. G. (2015). A meta-analysis of the efficacy of Acceptance and Commitment Therapy for clinically relevant mental and physical health problems. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 84(1), 30-36. doi: [10.1159/000365764](https://doi.org/10.1159/000365764)
- Barajas, S. (2015). Evitación y psicopatología: Un estudio a través de una tarea experimental y su relación con medidas de autoinforme. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 20(1), 63-73. doi: [10.5944/rppc.vol.1.num.1.2015.14409](https://doi.org/10.5944/rppc.vol.1.num.1.2015.14409)
- Barajas, S., Garra, L., & Ros, L. (2017). Avoidance in anxiety and depression: Adaptation of the Cognitive-Behavioral Avoidance Scale in a Spanish sample. *The Spanish Journal of Psychology*, 20, e18. doi: [10.1017/sjp.2017.16](https://doi.org/10.1017/sjp.2017.16)
- Bardeen, J. R., & Fergus, T. A. (2016). The interactive effect of cognitive fusion and experiential avoidance on anxiety, depression, stress and posttraumatic stress symptoms. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 5(1), 1-6. doi: [10.1016/j.jcbs.2016.02.002](https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2016.02.002)
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., ... Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire–II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, 42(4), 676-688. doi: [10.1016/j.beth.2011.03.007](https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.03.007)
- Borgogna, N. C., & McDermott, R. C. (2018). The role of gender, experiential avoidance, and scrupulosity in problematic pornography viewing: A moderated-mediation model. *Sexual Addiction & Compulsivity*, 25(4), 319-344. doi: [10.1080/10720162.2018.1503123](https://doi.org/10.1080/10720162.2018.1503123)
- Brosseau-Liard, P. E., & Savalei, V. (2014). Adjusting incremental fit indices for nonnormality. *Multivariate Behavioral Research*, 49(5), 460-470. doi: [10.1080/00273171.2014.933697](https://doi.org/10.1080/00273171.2014.933697)
- Brosseau-Liard, P. E., Savalei, V., & Li, L. (2012). An investigation of the sample performance of two nonnormality corrections for RMSEA. *Multivariate*

- Behavioral Research*, 47(6), 904-930. doi: [10.1080/00273171.2012.715252](https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715252)
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Nueva York, NY: Routledge.
- Chawla, N., & Ostafin, B. (2007). Experiential avoidance as a functional dimensional approach to psychopathology: An empirical review. *Journal of Clinical Psychology*, 63(9), 871-890. doi: [10.1002/jclp.20400](https://doi.org/10.1002/jclp.20400)
- Chou, W.-P., Yen, C.-F., & Liu, T.-L. (2018). Predicting effects of psychological inflexibility/experiential avoidance and stress coping strategies for internet addiction, significant depression, and suicidality in college students: A prospective study. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 15(4), 1-11. doi: [10.3390/ijerph15040788](https://doi.org/10.3390/ijerph15040788)
- Ciarrochi, J., Bilich, L., & Godsell, C. (2010). Psychological flexibility as a mechanism of change in Acceptance and Commitment Therapy. In R. A. Baer (Ed.), *Assessing mindfulness and acceptance processes in clients: Illuminating the theory and practice of change* (pp. 51-75). Oakland, CA: New Harbinger.
- Espejo, E. P., Gorlick, A., & Castriotta, N. (2017). Changes in threat-related cognitions and experiential avoidance in group-based transdiagnostic CBT for anxiety disorders. *Journal of Anxiety Disorders*, 46, 65-71. doi: [10.1016/j.janxdis.2016.06.006](https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2016.06.006)
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. Retrieved from <http://www.papelesdelpsicologo.es>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2000). Unrestricted versus restricted factor analysis of multidimensional test items: Some aspects of the problem and some suggestions. *Psicológica*, 21(3), 301-323. Retrieved from <https://www.uv.es/psicologica>
- Gámez, W., Chmielewski, M., Kotov, R., Ruggero, C., Suzuki, N., & Watson, D. (2014). The Brief Experiential Avoidance Questionnaire: Development and initial validation. *Psychological Assessment*, 26(1), 35-45. doi: [10.1037/a0034473](https://doi.org/10.1037/a0034473)
- Gámez, W., Chmielewski, M., Kotov, R., Ruggero, C., & Watson, D. (2011). Development of a measure of experiential avoidance: The Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire. *Psychological Assessment*, 23(3), 692-713. doi: [10.1037/a0023242](https://doi.org/10.1037/a0023242)
- Gillanders, D. T., Bolderston, H., Bond, F. W., Dempster, M., Flaxman, P. E., Campbell, L., ... Remington, B. (2014). The development and initial validation of the Cognitive Fusion Questionnaire. *Behavior Therapy*, 45(1), 83-101. doi: [10.1016/j.beth.2013.09.001](https://doi.org/10.1016/j.beth.2013.09.001)
- Greco, L. A., Lambert, W., & Baer, R. A. (2008). Psychological inflexibility in childhood and adolescence: Development and evaluation of the Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth. *Psychological Assessment*, 20(2), 93-102. doi: [10.1037/1040-3590.20.2.93](https://doi.org/10.1037/1040-3590.20.2.93)
- Hacker, T., Stone, P., & MacBeth, A. (2016). Acceptance and commitment therapy – Do we know enough? Cumulative and sequential meta-analyses of randomized controlled trials. *Journal of Affective Disorders*, 190, 551-565. doi: [10.1016/j.jad.2015.10.053](https://doi.org/10.1016/j.jad.2015.10.053)
- Hadash, Y., Lichtash, Y., & Bernstein, A. (2017). Measuring decentering and related constructs: Capacity and limitations of extant assessment scales. *Mindfulness*, 8(6), 1674-1688. doi: [10.1007/s12671-017-0743-9](https://doi.org/10.1007/s12671-017-0743-9)
- Hayes, S. C. (2004). Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of behavioral and cognitive therapies. *Behavior Therapy*, 35(4), 639-665. doi: [10.1016/S0005-7894\(04\)80013-3](https://doi.org/10.1016/S0005-7894(04)80013-3)
- Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A., &

- Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour Research and Therapy*, 44(1), 1-25. doi: [10.1016/j.brat.2005.06.006](https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.06.006)
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (1999). *Acceptance and commitment therapy: An experiential approach to behavior change*. New York, NY: Guilford.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (2012). *Acceptance and commitment therapy: The process and practice of mindful change* (2nd ed.). New York, NY: Guilford.
- Hayes, S. C., Strosahl, K., Wilson, K. G., Bissett, R. T., Pistorello, J., Toarmino, D., ... McCurry, S. M. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *The Psychological Record*, 54(4), 553-578. doi: [10.1007/BF03395492](https://doi.org/10.1007/BF03395492)
- Hayes, S. C., Wilson, K. G., Gifford, E. V., Follette, V. M., & Strosahl, K. (1996). Experiential avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64(6), 1152-1168. doi: [10.1037/0022-006X.64.6.1152](https://doi.org/10.1037/0022-006X.64.6.1152)
- Levin, M. E., Lee, E. B., & Twohig, M. P. (2019). The role of experiential avoidance in problematic pornography viewing. *The Psychological Record*, 69(1), 1-12. doi: [10.1007/s40732-018-0302-3](https://doi.org/10.1007/s40732-018-0302-3)
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. doi: [10.1093/biomet/57.3.519](https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519)
- McEntegart, C. (2018). A brief tutorial on acceptance and commitment therapy as seen through the lens of derived stimulus relations. *Perspectives on Behavior Science*, 41(1), 215-227. doi: [10.1007/s40614-018-0149-6](https://doi.org/10.1007/s40614-018-0149-6)
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. Retrieved from <http://www.psicothema.com>
- Newsome, D., Newsome, K., Fuller, T. C., & Meyer, S. (2019). How contextual behavioral scientists measure and report about behavior: A review of JCBS. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 12, 347-354. doi: [10.1016/j.jcbs.2018.11.005](https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2018.11.005)
- Ong, C. W., Lee, E. B., Levin, M. E., & Twohig, M. P. (2019). A review of AAQ variants and other context-specific measures of psychological flexibility. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 12, 329-346. doi: [10.1016/j.jcbs.2019.02.007](https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2019.02.007)
- Patrón-Espinosa, F. (2010). La evitación experiencial y su medición por medio del AAQ-II. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 15(1), 5-19. Retrieved from <https://www.redalyc.org>
- R Core Team. (2019). R: A language and environment for statistical computing (version 3.5.3) [software]. Vienna: R Foundation of Statistical Computing. Retrieved from <https://www.r-project.org>
- Renshaw, T. L. (2018). Probing the relative psychometric validity of three measures of psychological inflexibility. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 7, 47-54. doi: [10.1016/j.jcbs.2017.12.001](https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2017.12.001)
- Revelle, W. (2019). Psych: Procedures for Personality and Psychological Research (version 1.8.12) [software]. Retrieved from <https://cran.r-project.org/package=psych>
- Rocheftort, C., Baldwin, A. S., & Chmielewski, M. (2018). Experiential avoidance: An examination of the construct validity of the AAQ-II and MEAQ. *Behavior Therapy*, 49(3), 435-449. doi: [10.1016/j.beth.2017.08.008](https://doi.org/10.1016/j.beth.2017.08.008)
- Romero-Moreno, R., Márquez-González, M., Losada, A., Gillanders, D., & Fernández-Fernández, V. (2014). Cognitive fusion in dementia caregiving: Psychometric properties of the Spanish version of

- the 'Cognitive Fusion Questionnaire'. *Psicología Conductual*, 22(1), 117-132. Retrieved from <https://www.behavioralpsycho.com>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. doi: [10.18637/jss.v048.i02](https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02)
- Ruiz, F. J., Langer-Herrera, A. I., Luciano, C., Cangas, A. J., & Beltrán, I. (2013). Measuring experiential avoidance and psychological inflexibility: The Spanish version of the Acceptance and Action Questionnaire - II. *Psicothema*, 25(1), 123-129. Retrieved from <http://www.psicothema.com>
- Ruiz, F. J., Suárez-Falcón, J. C., Cárdenas-Sierra, S., Durán, Y., Guerrero, K., & Riaño-Hernández, D. (2016). Psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II in Colombia. *The Psychological Record*, 66(3), 429-437. doi: [10.1007/s40732-016-0183-2](https://doi.org/10.1007/s40732-016-0183-2)
- Ruiz, F. J., Suárez-Falcón, J. C., Riaño-Hernández, D., & Gillanders, D. (2017). Psychometric properties of the Cognitive Fusion Questionnaire in Colombia. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 49(1), 80-87. doi: [10.1016/J.RLP.2016.09.006](https://doi.org/10.1016/J.RLP.2016.09.006)
- Shorey, R. C., Elmquist, J., Zucosky, H., Febres, J., Brasfield, H., & Stuart, G. L. (2014). Experiential avoidance and male dating violence perpetration: An initial investigation. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 3(2), 117-123. doi: [10.1016/j.jcbs.2014.02.003](https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2014.02.003)
- Spinhoven, P., Drost, J., de Rooij, M., van Hemert, A. M., & Penninx, B. W. (2014). A longitudinal study of experiential avoidance in emotional disorders. *Behavior Therapy*, 45(6), 840-850. doi: [10.1016/j.beth.2014.07.001](https://doi.org/10.1016/j.beth.2014.07.001)
- Tavakoli, N., Broyles, A., Reid, E. K., Sandoval, J. R., & Correa-Fernández, V. (2019). Psychological inflexibility as it relates to stress, worry, generalized anxiety, and somatization in an ethnically diverse sample of college students. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 11, 1-5. doi: [10.1016/j.jcbs.2018.11.001](https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2018.11.001)
- Tyndall, I., Waldeck, D., Pancani, L., Whelan, R., Roche, B., & Dawson, D. L. (2019). The Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II) as a measure of experiential avoidance: Concerns over discriminant validity. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 12, 278-284. doi: [10.1016/j.jcbs.2018.09.005](https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2018.09.005)
- Valencia, P. D. (2018). El Cuestionario Breve de Evitación Experiencial: ¿Una alternativa viable al AAQ-II? *Pensando Psicología*, 14(24), 1-11. Retrieved from <https://revistas.ucc.edu.co/index.php/pe/index>
- Valencia, P. D., & Falcón, C. (2019). Estructura factorial del Cuestionario de Fusión Cognitiva en universitarios de Lima. *Interacciones. Revista de Avances en Psicología*, 5(2), 1-9. doi: [10.24016/2019.v5n2.167](https://doi.org/10.24016/2019.v5n2.167)
- Valencia, P. D., & Falcón, C. (in press). Validez y confiabilidad del Cuestionario de Aceptación y Acción II (AAQ-II) en universitarios de Lima. *Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica*.
- Wolgast, M. (2014). What does the Acceptance and Action Questionnaire (AAQ-II) really measure? *Behavior Therapy*, 45(6), 831-839. doi: [10.1016/j.beth.2014.07.002](https://doi.org/10.1016/j.beth.2014.07.002)
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (2000). Three likelihood-based methods for mean and covariance structure analysis with nonnormal missing data. *Sociological Methodology*, 30(1), 165-200. doi: [10.1111/0081-1750.00078](https://doi.org/10.1111/0081-1750.00078)

Desarrollo y validación de la Escala de Percepción de la Infidelidad en las Redes Sociales

Development and Validation of the Perception of Infidelity in Social Networks Scale

Gladiminet López-Figueroa * ¹, Juan Aníbal González-Rivera ²

1 - Carlos Albizu University, San Juan, Puerto Rico.

2 - Ponce Health Sciences University, San Juan University Center, Puerto Rico.

Introducción
Marco Teórico
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 05/07/19 Revisado: 12/08/19 Aceptado: 03/09/19

Resumen

El objetivo principal de esta investigación fue desarrollar y validar la Escala de Percepción de la Infidelidad en las Redes Sociales (EPIRS) en una muestra de adultos puertorriqueños. Un total de 300 puertorriqueños participaron en este estudio de carácter exploratorio y psicométrico. La muestra fue seleccionada por disponibilidad. Los resultados confirmaron que la escala posee una estructura unidimensional. Un total de 12 ítems cumplieron con los criterios de discriminación y las cargas factoriales apropiados. El índice de confiabilidad alfa de Cronbach de la versión final fue .98. Estos resultados sugieren que la EPIRS tiene el potencial para medir este constructo en adultos puertorriqueños. Además, la escala permitirá el avance de nuevas investigaciones sobre la infidelidad cibernética en parejas puertorriqueñas y latinoamericanas.

Palabras clave: *infidelidad, redes sociales, relaciones románticas, propiedades psicométricas, validación*

Abstract

The purpose of this study was to develop and validate the Perception of Infidelity in Social Networks Scale. A total of 300 Puerto Rican adults participated in this psychometric study. The sample was selected by availability. The results confirmed that the scale has a one-dimensional structure. A total of 12 items complied with the criteria of discrimination and presented appropriate factor loadings. The reliability index for the final version was .98 (Cronbach's alpha). These results suggest that the Perception of Infidelity in Social Networks Scale has the potential to measure this construct among Puerto Rican adults. Likewise, the scale will advance further research of cyber-infidelity in Puerto Rican and Latin American couples.

Key words: *infidelity, romantic relationships, social networks, psychometric properties, validation*

* **Correspondencia a:** Dra. Gladiminet López Figueroa, 500 West Main Suite 215, Bayamón, Puerto Rico, 00961. Tel.: 011 787 604 4999. E-mail: gladiminet@hotmail.com. Para permiso de uso y descargar el instrumento, visite www.juananibalgonzalez.com

Cómo citar este artículo: López-Figueroa, G., & González-Rivera, J. A. (2019). Desarrollo y validación de la Escala de Percepción de la Infidelidad en las Redes Sociales. *Revista Evaluar*, 19(3), 54-67. 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.

Introducción

El internet ha tenido una gran influencia en la manera en la que se relacionan las personas consigo mismas y con los demás (Gackebach & von Stackelberg, 2007). Es infinita la cantidad de posibilidades que tienen las personas detrás de un teclado. Este tipo de comunicaciones eliminan las limitaciones geográficas, las impuestas por la vestimenta, el aspecto, la edad, el tiempo disponible y el clima, e incluso eliminan el riesgo de contagio de enfermedades. El uso de la tecnología abrió paso para que los psicólogos y profesionales de la salud mental incorporaran este fenómeno dentro de sus prácticas de servicios psicológicos. A su vez, provocó que se comenzara a estudiar la *conducta en línea* (conocida en inglés como *online behavior*), y cómo esta conducta difiere del *comportamiento real* de las personas (conocido en inglés como *offline behavior*).

Se ha encontrado que las motivaciones, los deseos, las necesidades y las habilidades que guían una conducta en línea no son iguales a las que guían una conducta real (Attrill, 2015). Por ejemplo, existen factores del lenguaje expresivo que se tornan ausentes o invisibles en una conversación en línea. La manera en que las personas hablan, su tono de voz, ritmo, entonación, volumen, fluidez, entre otros, son señales del uso del lenguaje expresivo que no se presentan en una conversación en línea. Este fenómeno de comunicación puede llevar a malos entendidos y las partes implicadas en la conversación tienden a interpretar individualmente el tono del mensaje. Sin embargo, las nuevas plataformas que permiten el uso de videoconferencias, como Skype, WhatsApp y Snapchat, favorecen el lenguaje expresivo y minimizan la posibilidad de malos entendidos.

Por otra parte, estudios revelan que las personas invierten uno de cada cuatro minutos en una red social, por lo que se infiere que estas utilizan

los medios de comunicación social para establecer nuevas relaciones y para conectar y mantener relaciones de intimidad (Wasserman, 2015). De esta forma, las redes sociales se han convertido en un medio para establecer relaciones de interacción social virtual y, así, la infidelidad cibernética, que es una manera ideal para esconder estas actividades a la pareja, va adquiriendo terreno ya que no existe evidencia obvia del encuentro (Schneider, 2000).

Marco Teórico

La palabra *infidelidad* proviene del latín *infidelitas* formado por *in* (negación) y *fidelitas* (fidelidad). Así, se entiende que la palabra significa el incumplimiento de la fidelidad (Varela-Maceda, 2014). Según González-Galarza, Martínez-Taiboas y Martínez-Ortiz (2009), la infidelidad se define como el incumplimiento al supuesto fundamental de exclusividad en aspectos de intimidad emocional o sexual de una pareja romántica. Otros autores la definen como una violación a la promesa de no tener relaciones íntimas con otras personas sin el consentimiento del otro miembro de la pareja (Pérez-Baquero, Ruiz-Santos, & Parra-Ocampo, 2014). Por otra parte, para Berman y Frazier (2005), la infidelidad es una relación secreta de carácter sexual o emocional con otra persona que no se considera la pareja primaria y que podría resultar inaceptable para la pareja primaria si se enterase de la relación extradiádica. Para Glass (2002), la infidelidad se refiere a una conducta secreta de tipo sexual, emocional o romántica que viola las normas de exclusividad en una relación romántica.

Investigadores como Bernard (1974), Pittman y Wagers (2005) y Romero-Palencia (2007) han enfatizado una serie de cualidades que definen el constructo de infidelidad, aunque sus

componentes no sean siempre consistentes. Por ejemplo, [Bernard \(1974\)](#), indica que cuando un individuo falla en demostrar amor, honor y apoyo a su pareja, estaría violando los votos de su relación romántica y, por lo tanto, estaría siendo infiel. En cambio, [Pittman y Wagers \(2005\)](#) plantean que el signo primordial de la infidelidad es la secretividad y el encubrimiento de la conducta extradiádica. Asimismo, [Romero-Palencia \(2007\)](#) postula una definición de infidelidad basada en los siguientes tres aspectos: a) la conducta extradiádica no es permitida por la pareja romántica, b) la conducta ocurre fuera de la relación primaria, y c) ocurre una conducta extradiádica concreta, como podría ser el coito, el coqueteo, entre otros.

Un estudio encontró que el 91% de los adultos estadounidenses consideran las relaciones de infidelidad extramarital moralmente incorrectas ([Munsch, 2015](#)). Aun cuando es considerada moralmente incorrecta, la infidelidad continúa siendo un asunto ordinario observado en las relaciones de pareja ([Allens et al., 2005](#)). Diversos estudios realizados recientemente en Estados Unidos indican que entre un 26% y un 50% de los hombres y entre un 27% y un 35% de las mujeres tendrán por lo menos una relación extramarital de tipo sexual ([Wasserman, 2015](#)). En un estudio de [Whisman y Snyder \(2007\)](#) se utilizó como fuente de datos una muestra de 4884 mujeres casadas que tenían entre 15 y 44 años de edad. Se les preguntó si habían tenido sexo extramarital en el último año y un 6% de las mujeres admitió haber tenido esta experiencia. Por otra parte, un estudio reciente de [Tafuya y Spitzberg \(2007\)](#) destacó que el 34% de los hombres casados y el 24% de las mujeres casadas habían tenido una relación sexual extramarital.

Con frecuencia, se destaca que la infidelidad puede ocurrir de manera emocional y sexual. La infidelidad sexual ocurre cuando un individuo tiene una involucración sexual fuera de su rela-

ción primaria con o sin el consentimiento de su pareja ([Wasserman, 2015](#)). Según [Mark, Janssen y Milhausen \(2011\)](#), la infidelidad sexual es el intercambio sexual extradiádico dentro de una relación monógama. Por otra parte, la infidelidad emocional ocurre cuando una persona con pareja emplea su tiempo, atención, romanticismo y expresiones de afecto con una persona que no es su pareja primaria ([Shackelford, LeBlanc, & Drass, 2000](#)). Sin embargo, cuando ocurre una infidelidad que incorpora el área emocional y el área sexual, se considera una infidelidad compuesta ([Hall & Fincham, 2006](#)). Investigadores han descubierto que la infidelidad también puede ocurrir en otras categorías más generales como las de solo una noche, las relaciones a largo plazo, las relaciones a través de internet y las relaciones que ocurren en el lugar de trabajo ([Blow & Hartnett, 2005](#)).

Para efectos de esta investigación, se contemplará únicamente la infidelidad en las redes sociales, definida como un proceso en el que una persona involucrada en una relación marital o de compromiso utiliza un equipo de contacto interactivo en conversaciones electrónicas producidas a través de las redes sociales (por ejemplo, Facebook, Instagram, Twitter, WhatsApp, Snapchat, Kik, salas de chat variadas, correos electrónicos y plataformas de citas) para tener contacto emocional y/o sexual con una persona que no sea la pareja primaria. El contacto por lo general se caracteriza por la secretividad y la violación de los principios de monogamia, fidelidad sexual y compromiso ([Wasserman, 2015](#)).

Otros autores han definido la infidelidad concentrándose en conductas específicas como: tener una cita, coquetear y tener sexo con una persona que no sea la pareja primaria ([Luo, Cartun, & Snider, 2010](#)). Por otra parte, los investigadores [Wilson, Mattingly, Clark, Weidler y Bequette \(2011\)](#), al desarrollar una escala para medir el

grado de percepción de ciertas conductas como la infidelidad, encontraron que las actividades catalogadas como infidelidad se dividen en tres categorías: conductas ambiguas (salir con una persona, hablar por teléfono o conversar a través de internet, etc.), conductas engañosas (mentir o no compartir cierta información a la pareja, entre otros) y conductas explícitas (tener sexo, tener una cita con una persona que no sea su pareja primaria, etc.).

Las personas que indican haber sido infieles, informan momentos placenteros de índole sexual, emocional y personal, sensaciones frescas, vibrantes y placenteras y experiencias de variedad sexual y excitación (Lawson, 1988). En los casos en los que se practica una relación abierta, la infidelidad puede añadir una nueva dimensión a la relación y a la vida sexual (Allan, 2004).

En cambio, se han presentado algunos riesgos relacionados a la práctica de la infidelidad, ya que se considera una de las causas más frecuentes de divorcio en la pareja (Cano & O'Leary, 2000). A su vez, personas que han descubierto que su pareja les había sido infiel, informaron reacciones emocionales intensas como, por ejemplo, celos, coraje y repugnancia (Becker, Sagarin, Guadagno, Millevoi, & Nicastle, 2004). El descubrimiento de una infidelidad está asociado con una reducción en el bienestar psicológico, incluido un aumento en la incidencia de depresión, ansiedad y en la reducción de la autoestima (Buunk, 1995). Igualmente, individuos que practican la infidelidad han reportado tener sentimientos de culpa, remordimiento, depresión, miedo de herir a su pareja y desaprobación de familiares y amigos luego de la transgresión en la relación (Allen & Baucom, 2006).

Cada vez más seguido, las personas en una relación marital o en relaciones de compromiso desarrollan relaciones íntimas en las redes sociales sin el consentimiento de sus parejas primarias,

lo que es una brecha que atenta contra los votos de fidelidad sexual, fidelidad emocional, monogamia y compromiso que realiza una pareja. Incurrir en esta conducta en línea es considerado como infidelidad cibernética. Una posible explicación para la ocurrencia de la infidelidad cibernética podría radicar en el resultado natural de un número extraordinario de personas en línea que se sienten insatisfechas en aspectos sexuales y/o emocionales con sus parejas en la vida real (Wasserman, 2015).

A estos efectos, este estudio pretende desarrollar y validar la Escala de Percepción de la Infidelidad en las Redes Sociales (EPIRS) en una muestra de adultos puertorriqueños. La escala tiene como objetivo lograr discriminar las conductas que son consideradas como infidelidad en las redes sociales de las que no lo son, para así tener una medida de este fenómeno social. También, este estudio aportará resultados significativos en términos de diferencias generacionales, ya que se espera determinar si existe algún tipo de variación o discrepancia del concepto de infidelidad en las redes sociales en función de la edad.

Método

Diseño

Esta investigación tiene un diseño de estudio instrumental (Ato, López-García, & Benavente, 2013; Montero & León, 2007). En esta se desarrolló y validó preliminarmente la EPIRS en una muestra de adultos puertorriqueños. Los autores buscaban desarrollar una medida justa para diferenciar la percepción de las personas sobre las conductas que son consideradas como infidelidad en las redes sociales de las que no lo son.

Participantes

Se trabajó con una muestra no probabilística constituida por 300 participantes mayores de 21 años y residentes de Puerto Rico. Para determinar el tamaño de la muestra, seguimos las recomendaciones de Comrey y Lee (1992, p. 217), quienes sugieren que “la adecuación del tamaño muestral puede ser evaluada con la siguiente escala: 50 - muy deficiente; 100 - deficiente; 200 - aceptable; 300 - bueno; 500 - muy bueno, 1000 o más - excelente”. 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 y (2) ser residente en Puerto Rico.

Tabla 1

Datos sociodemográficos de la muestra de directivos.

Variables	f	%
Sexo		
Masculino	196	65.0
Femenino	104	35.0
Edad		
21 a 30 años	143	47.7
31 a 40 años	68	22.7
41 a 50 años	36	12.0
51 a 60 años	23	7.7
60 a 65 años	30	10.0
Preparación académica		
Bachillerato	152	50.7
Maestría	63	21.0
Doctorado	19	6.3
Post doctorado	6	2.0
Otros	60	20.0
Estado Civil		
Soltero/a	180	60.0
Casado/a	105	35.0
Otros	15	5.0

Nota. N = 300.

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, estado civil y preparación académica.

Escala de Percepción de la Infidelidad en las Redes Sociales (EPIRS, versión preliminar). Este instrumento fue desarrollado por los investigadores luego de una extensa revisión de literatura con el propósito de desarrollar una medida justa para diferenciar la percepción de las personas sobre las conductas que son consideradas infidelidad en las redes sociales de las que no lo son. La versión original del instrumento estuvo constituida por 60 premisas que fueron sometidas a la opinión de 8 jueces expertos (doctores en psicología clínica) con el objetivo de identificar si los ítems de los instrumentos eran pertinentes a la infidelidad en las redes sociales (Método de Lawshe). Para rechazar o retener los ítems se utilizó el *contentvalidityratio* (CVR). Para interpretar los resultados, utilizamos los valores críticos recalculados por Wilson, Pan y Schumsky (2012). De acuerdo con estos autores, el valor mínimo requerido para 8 jueces según la tabla de Schipper es .75 para aceptar un ítem como esencial. Luego de efectuar el cálculo, identificamos 21 ítems con valores inferiores a .75 por lo cual fueron eliminados, lo que dejó el instrumento preliminar en 39 ítems, que fueron administrados en el presente estudio. El instrumento tiene una escala de respuesta tipo Likert de cuatro puntos: 1 (*Totalmente en desacuerdo*), 2 (*En desacuerdo*), 3 (*De acuerdo*), y 4 (*Totalmente de acuerdo*). El puntaje más bajo que se puede obtener en la versión preliminar es 39 y el más alto es 156.

Procedimientos

La recopilación de datos se llevó a cabo de forma presencial en distintos centros comunitarios de la zona metropolitana, la zona central y la zona este de Puerto Rico. 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. El consentimiento informado y el instrumento no estaban pareados, de esta forma se mantuvo en el anonimato y la privacidad. Para ello, se proveyó a los participantes un sobre de manila donde podían depositar los documentos de participación una vez completados. El consentimiento informado se entregó individualmente una vez completado, y se guardaba en una carpeta que contenía únicamente los consentimientos informados de los participantes. Una vez recopilados los datos, estos se ingresaron en una base de datos utilizando el sistema para análisis estadísticos IBM SPSS versión 24.0 (IBM Corporation, 2016). En este programa se realizaron análisis descriptivos de la muestra, análisis factorial exploratorio, análisis de discriminación de ítems, análisis de confiabilidad y análisis de comparación.

Para el análisis factorial exploratorio se utilizó el método de extracción de mínimos cuadrados no ponderados con rotación oblicua para identificar las variables latentes que subyacen en los ítems. Se identificaron aquellos factores que expliquen 5% o más de la varianza como sugiere Hatcher (1994). Se utilizó este procedimiento de ajuste por dos razones principales: (1) el método de extracción de mínimos cuadrados no ponde-

rados es el más recomendado actualmente para trabajar con muestras pequeñas –incluso cuando el número de variables es elevado–, especialmente si el número de factores a retener es pequeño (Jung, 2013) y evita la aparición de casos Heywood (saturaciones mayores que la unidad y varianzas de error negativas), más frecuentes con otros métodos de estimación (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014); y (2) la rotación oblicua es más precisa y provee más información que la rotación octogonal (Schmitt, 2011). Como criterios de aceptación, consideramos 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 (rbis). Para conocer el grado de confiabilidad de la escala, se calcularon el coeficiente alfa de Cronbach, alfa de Cronbach estandarizado y el coeficiente de división en mitades de Spearman-Brown. Field (2013) y Kline (2000) indican que índices mayores a .70 son aceptables.

Resultados

Análisis descriptivos de los resultados

Con la intención de conocer la percepción de los participantes sobre la infidelidad en las redes sociales y sobre cuáles conductas específicas son consideradas engañosas, se organizaron descriptivamente (frecuencia y porcentaje) las respuestas del cuestionario administrado. Con estos datos, se obtendrá un cuadro preliminar sobre aquellas conductas que son consideradas como infidelidad en las redes sociales por los participantes. La Tabla 2 muestra los tipos de conductas asociadas generalmente con la infidelidad en las redes sociales y la cantidad de personas de la muestra que las considera realmente como infidelidad.

Tabla 2. Distribución de las conductas consideradas como infidelidad en las redes sociales.

Conductas que realiza la pareja	f	%
1. Ver material sexual a solas por internet.	153	51
2. Ver material sexual con otra persona por internet que no sea yo.	224	74.7
3. Enviar fotos a otra persona por las redes sociales.	184	71.3
4. Enviar fotos desnudo/a a otra persona por las redes sociales.	250	83.4
5. Enviar fotos semi-desnudo/a a otra persona por las redes sociales.	245	81.6
6. Enviar fotos provocativas a otra persona por las redes sociales.	240	80.0
7. Conectarse diariamente a portales sexuales.	188	62.6
8. Conectarse ocasionalmente a portales sexuales.	157	52.4
9. Utilizar las redes sociales para tener conversaciones eróticas.	244	81.3
10. Utilizar las redes sociales para tener conversaciones "calientes" con otra persona.	250	83.3
11. Tener una cuenta creada en un portal de índole sexual.	229	76.3
12. Conversar diariamente con una persona que conoció por alguna de las redes sociales.	198	66.0
13. Conversar ocasionalmente con una persona que conoció por alguna de las redes sociales.	156	52.0
14. Seguir en las redes sociales cuentas de personas que le parezcan atractivas.	150	50.0
15. Masturbarse a solas viendo portales sexuales en internet.	158	52.6
16. Negarse a darme las contraseñas de sus redes sociales.	156	52.0
17. No permitirme utilizar sus aparatos electrónicos.	164	54.6
18. Abrir una cuenta en las redes sociales sin que yo tenga conocimiento.	170	56.7
19. Tener sexo cibernético con otra persona en las redes.	255	85.0
20. No decir con quién comparte en las redes sociales.	165	55.0
21. Recibir material sexual a través de las redes sociales.	193	64.4
22. Enviar fotos de sus genitales a otra persona.	258	86.0
23. Buscar apoyo emocional de otras personas en las redes.	181	60.4
24. Enviar regalos a otra persona a través de internet.	183	61.0
25. Recibir regalos de otra persona a través de internet.	178	59.3
26. Tener conversaciones en vivo con otra persona.	147	49.0
27. Subir fotos provocativas de sí mismo/a en las redes.	194	64.6
28. Conversar con otra persona en las redes sociales y que comparta cosas más íntimas y constantes que las que comparte conmigo.	239	79.6
29. Guardar fotos de otra persona en las redes sociales.	208	69.3
30. Cerrar rápidamente las aplicaciones de las redes sociales cuando yo me acerco.	219	73.0
31. Mentir sobre sus actividades personales en internet.	232	77.3
32. Incomodarse al compartir conmigo el contenido de sus redes.	210	70.0
33. Tener en las redes sociales a sus ex-parejas.	145	48.3
34. Tener en las redes sociales personas con las cuales tuvo algún tipo de contacto sexual.	165	55.0
35. Tenerme bloqueado de sus redes sociales.	232	77.3
36. No tenerme en sus redes sociales.	212	70.7
37. No tener en sus redes sociales su verdadero estado civil.	171	57.0
38. No tener fotos conmigo en las redes sociales.	166	55.3
39. Borrar constantemente el historial de los chats en las redes sociales.	203	67.6

Nota. La frecuencia representa la cantidad de personas de la muestra que considera la conducta como infidelidad. N = 300.

Análisis factorial exploratorio

Se realizó un primer análisis factorial exploratorio utilizando el método de extracción de mínimos cuadrados no ponderados con rotación oblicua. Los resultados mostraron inicialmente una estructura de cuatro factores que explican el 75.34% de la varianza de los datos. De estos, solo dos factores explicaban 5% o más de la varianza. Al revisar las cargas factoriales de los 39 ítems, se identificaron siete ítems que no cumplieron con los requisitos de retención (carga factorial de .50 o más en un solo factor), por lo cual se eliminaron los ítems 14, 21, 27, 30, 34, 37 y 38.

Luego de eliminar estos siete ítems, se procedió nuevamente a hacer un análisis factorial con los 32 ítems restantes. Los resultados reflejaron tres factores que explicaban el 77.62% de la varianza. Nuevamente, solo dos factores explicaban 5% o más de la varianza. Al revisar las cargas factoriales de los 32 ítems, se observó que dos ítems (33 y 39) cargaban menos de .50, por lo cual fueron eliminados. Se realizó por tercera ocasión un análisis factorial con los 30 ítems restantes. Nuevamente, los resultados reflejaron tres factores que explicaban el 78.75% de la varianza. Al revisar las cargas factoriales de los 30 ítems, se observó que el reactivo 32 cargaba más de .50 en dos factores, por lo cual fue eliminado. Además, se eliminaron todos los ítems que cargaron negativamente en uno de los factores (3, 12, 13, 23, 24, 25, 26 y 29).

Luego, se realizó nuevamente un análisis de factores con los 21 ítems. Los resultados reflejaron tres factores que explicaban el 80.75% de la varianza. No obstante, uno de los factores recogió ítems que podrían estar relacionados con asuntos de privacidad y espacio personal o conduc-

tas celotípicas. En muchas ocasiones, este tipo de conductas están asociadas a violencia psicológica hacia la pareja. Otro de los factores recogió ítems asociados a la búsqueda de placer por parte de la pareja mediante la masturbación y la observación de material sexual para adultos estando a solas o en privado. Estos últimos dos factores, como quedaron constituidos, no forman parte del marco teórico de infidelidad, ya que explican mejor otros fenómenos asociados con las redes sociales. Por lo tanto, se decidió eliminar todos los ítems correspondientes a estos dos factores (1, 2, 7, 8, 15, 16, 17, 18 y 20). Por última vez, se realizó un análisis factorial con los 12 ítems restantes, con la hipótesis de que todos cargarían más de .50 en un solo factor, y así sucedió. Los resultados confirmaron que los ítems se agrupaban en un único factor que explicaba el 80.59% de la varianza. La Tabla 3 presenta las cargas factoriales de los ítems.

Análisis de los ítems

Con los 12 ítems restantes, se realizó un análisis de discriminación a través del índice de correlación ítem-total (r_{bis}). Además, se calculó la varianza explicada de la escala total en los ítems. La Tabla 3 presenta los índices de discriminación de la versión final de la escala, los cuales están por encima del mínimo recomendado de .30 (Kline, 2005) y la varianza explicada por cada ítem.

Tabla 3

Cargas factoriales de ítems, índices de discriminación y varianza explicada.

Ítem	Factor 1	r_{bis}	R ²
10. Que mi pareja utilice las redes sociales para tener conversaciones “calientes” con otra persona.	.955	94	91
19. Que mi pareja tenga sexo cibernético con otra persona en las redes sociales.	.933	92	93
22. Que mi pareja envíe fotos de sus genitales a otra persona.	.929	92	93
5. Que mi pareja envíe una foto semi-desnudo/a de él/ella a otra persona a través de alguna de las redes sociales.	.927	91	92
9. Que mi pareja utilice las redes sociales para tener conversaciones eróticas.	.921	91	89
4. Que mi pareja envíe una foto desnudo/a de él/ella a otra persona a través de alguna de las redes sociales.	.915	90	90
6. Que mi pareja envíe una foto provocativa de él/ella a otra persona a través de alguna de las redes sociales.	.911	90	88
28. Que mi pareja converse con otra persona en las redes sociales y lo que comparta con ella sea más íntimo y constante de aquello que comparte conmigo.	.856	85	74
31. Que mi pareja mienta sobre sus actividades personales en internet.	.852	85	76
35. Que mi pareja me tenga bloqueado/a de sus redes sociales.	.845	84	84
11. Que mi pareja tenga una cuenta creada en un portal de índole sexual.	.840	83	71
36. Que mi pareja no me tenga en sus redes sociales.	.754	75	78

Nota. r_{bis} = Índice de discriminación; R² = Varianza explicada; *Factor 1* = carga factorial.

Análisis de Confiabilidad

Los 12 ítems fueron sometidos a un análisis de consistencia interna para determinar el índice de confiabilidad de la escala. Para ello, se utilizaron dos métodos: el coeficiente alfa de Cronbach y división en mitades de Spearman-Brown. Los resultados mostraron un coeficiente alfa de .98 y de .98 para la prueba Spearman-Brown. En la Tabla 4 se presentan el alfa de Cronbach, el coeficiente de la prueba Spearman-Brown, la media y la desviación estándar de la escala.

Análisis comparativo

Posteriormente, se realizó un análisis de varianza para evaluar si existen diferencias por edad en cuanto a las conductas promedio consid-

eradas como infidelidad en las redes sociales. Los resultados de la prueba Anova confirmaron que hay diferencias estadísticamente significativas en las medias por grupo de edad [$F_{(4,295)} = 4.036, p = .003$]. Para identificar entre qué grupo son las diferencias significativas, se realizó una prueba post hoc Games-Howell, ya que la prueba de Levene fue significativa (Field, 2013). El grupo de edad *60 en adelante* ($M = 46.00$) difiere estadísticamente con los otros grupos: 21-30 ($M = 37.58$), 31-40 ($M = 39.05$), y 41-50 ($M = 41.22$). No obstante, no difiere estadísticamente con el grupo 51-60 ($M = 42.30$). Los otros grupos no difieren estadísticamente entre ellos. A su vez, se realizó un análisis de correlación producto-momento de Pearson para analizar el grado de asociación entre la edad de los participantes y su percepción de la infidelidad en las redes sociales. Los resultados obtenidos sugieren una asociación positiva y baja entre la edad y percepción de la infidelidad en las redes sociales [$r_{(300)} = .23, p < .01$]. Este resulta-

do sugiere que, a mayor rango de edad, mayores serán las conductas percibidas como infidelidad en las redes sociales.

Discusión

El propósito principal de este estudio fue desarrollar y validar la EPIRS en una muestra de adultos puertorriqueños. Para lograrlo, se realizaron varios análisis de carácter psicométrico que permitieron de manera sistemática la validación del instrumento. Los hallazgos confirmaron que la versión final del instrumento posee propiedades psicométricas adecuadas para medir la percepción de la infidelidad en las redes sociales desde un modelo unidimensional. A su vez, los índices de confiabilidad alcanzados respaldan estadísticamente la consistencia interna del instrumento final.

En términos teóricos, el análisis factorial exploratorio mostró la existencia de un solo factor subyacente en los ítems finales del instrumento, contrario al modelo teórico propuesto por Wilson et al. (2011), quienes sugieren tres dimensiones de conductas catalogadas como infidelidad: *conductas ambiguas*, *conductas engañosas* y *conductas explícitas*. No obstante, esta única dimensión recoge algunos aspectos de los propuestos por Wilson et al. (2011). Por ejemplo, los ítems 10, 19, 22, 5, 9, 4 y 6 representan conductas concretas típicamente asociadas a la infidelidad; los ítems 11, 28 y 36 suponen conductas que no se asocian de forma clara con la infidelidad, pero en las que puede existir una posibilidad de traición; y, por último, los ítems 31 y 35 están relacionados con la mentira y el ocultamiento de información. Por consiguiente, la estructura unifactorial y las excelentes propiedades psicométricas obtenidas por la escala sugieren que la versión final del instrumento es lo suficientemente eficiente para cubrir

varios aspectos de la percepción de la infidelidad en las redes sociales de una forma global.

El comportamiento de la escala mostró cuáles son aquellos aspectos que los puertorriqueños identifican como conductas asociadas a la infidelidad en las redes sociales. Específicamente, estas conductas son: (1) enviar fotos desnudas o provocativas a otra persona; (2) tener sexo cibernético con otra persona; (3) tener conversaciones “calientes” o eróticas con otra persona; (4) tener mayor comunicación o intimidad emocional con otra persona que con la pareja principal; (5) tener cuentas creadas en portales de índole sexual; (6) no permitir que la pareja tenga acceso a sus redes sociales y (7) mentir sobre las actividades personales que realiza en las redes sociales. Estas conductas se caracterizan por la secretividad y violan los principios de monogamia, fidelidad sexual y compromiso, típicamente aceptados por la sociedad (Wasserman, 2015). Por ejemplo, Munsch (2015) encontró que el 91% de los estadounidenses considera este tipo de conductas como moralmente incorrectas.

En cuanto a la confiabilidad del instrumento, se obtuvieron índices superiores al mínimo recomendado por la literatura científica (DeVellis, 2017). Lo cual sugiere que la versión final de la escala es un instrumento estable, reproducible y consistente en la medida de la percepción de la infidelidad en las redes sociales. Es decir, la EPIRS cuenta con la confiabilidad necesaria para poder ser utilizada como instrumento de investigación en el contexto puertorriqueño. Por su parte, 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 distintas percepciones y opiniones sobre la infidelidad en las redes sociales.

En cuanto a la edad, los análisis confirmaron que existen diferencias estadísticamente sig-

nificativas en las medias del grupo de edad *60 en adelante* y los otros grupos de edad. Además, se encontró una correlación directa, moderada baja y estadísticamente significativa entre la edad y las conductas consideradas como infidelidad en las redes sociales. En Puerto Rico, parece ser que las personas de tercera edad son más severas en la clasificación de conductas asociadas a la infidelidad en las redes sociales. Según [Docan-Morgan y Docan \(2007\)](#), las personas más jóvenes perciben como prácticas cotidianas y típicas aquellas conductas que los más adultos clasificarían como infidelidad. A su vez, explican que las personas mayores tienden a tener límites y normas más rígidas dentro de sus relaciones de pareja. En síntesis, ciertas conductas asociadas a la infidelidad, principalmente las conductas ambiguas, podrían ser parte del comportamiento normativo de generaciones más jóvenes.

En términos prácticos, se demostró que la escala final puede ser utilizada para el desarrollo de nuevas investigaciones sobre el tema de la infidelidad en las redes sociales y sus posibles correlaciones con otras variables psicosociales. Sobre el uso del instrumento, debemos señalar que las puntuaciones deben ser calculadas mediante la sumatoria de los 12 ítems del instrumento final para obtener un índice general de percepción de la infidelidad en las redes sociales (excelente para estudiar correlaciones entre esta variable y otros constructos psicológicos). El orden de los ítems en la versión final fue aleatorio. Se entiende que, a mayor puntuación obtenida, mayor severidad en la clasificación de las conductas asociadas infidelidad en las redes sociales.

Limitaciones y Fortalezas

Al igual que toda investigación, nuestro estudio no está exento de limitaciones. Prime-

ro, 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. Por último, el procedimiento para recoger los datos no fue estandarizado; esto puede afectar las medidas del estudio y aumentar el error estándar de medición.

Futuras Investigaciones

Para futuras investigaciones se recomienda administrar 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 test-retest y realizar un análisis factorial confirmatorio. Se recomienda que el instrumento 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 la percepción de la infidelidad en las redes sociales desde una perspectiva multicultural.

En conclusión, las propiedades psicométricas obtenidas por la EPIRS demuestran índices de confiabilidad, de consistencia interna y validez dentro de lo esperado. Esto fue evidenciado al observar la consistencia interna del instrumento final y al examinar la construcción lógica del instrumento mediante un análisis factorial. Los análisis psicométricos demuestran que el instrumento es apropiado, por lo cual se recomienda su uso en futuras investigaciones en Puerto Rico que permitan fortalecer el conocimiento sobre las conductas asociadas a la infidelidad en las redes sociales y sus posibles correlaciones con otras

variables sociales en Puerto Rico y el Caribe.

Referencias

- Allan, G. (2004). Being unfaithful: His and her affairs. En J. Duncombe, K. Harrison, G. Allan & D. Marsden (Eds.), *The state of affairs: Explorations in infidelity and commitment* (pp. 121-140). New Jersey, NJ: Erlbaum. doi: [10.4324/9781410610652-7](https://doi.org/10.4324/9781410610652-7)
- Allen, E. S., & Baucom, D. H. (2006). Dating, marital, and hypothetical extradyadic involvements: How do they compare? *Journal of Sex Research*, *43*(4), 307-317. doi: [10.1080/00224490609552330](https://doi.org/10.1080/00224490609552330)
- Allens, E. S., Atkins, D. C., Baucom, D. H., Snyder, D. K., Gordon, K. C., & Glass, S. P. (2005). Intrapersonal, interpersonal, and contextual factors in engaging in and responding to extramarital involvement. *Clinical Psychology: Science and Practice*, *12*(2), 101-130. doi: [10.1093/clipsy.bpi014](https://doi.org/10.1093/clipsy.bpi014)
- Ato, M., López-García, 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](https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511)
- Attrill, A. (2015). *Cyberpsychology*. Oxford, United Kingdom: Oxford University.
- Becker, D. V., Sagarin, B. J., Guadagno, R. E., Millevoi, A., & Nicastle, L. D. (2004). When the sexes need not differ: Emotional responses to the sexual and emotional aspects of infidelity. *Personal Relationships*, *11*(4), 529-538. doi: [10.1111/j.1475-6811.2004.00096.x](https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2004.00096.x)
- Berman, M. I., & Frazier, P. A. (2005). Relationship power and betrayal experience as predictors of reactions to infidelity. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *31*(12), 1617-1627. doi: [10.1177/0146167205277209](https://doi.org/10.1177/0146167205277209)
- Bernard, J. (1974). Infidelity: Some moral and social issues. En J. R. Smith & L. G. Smith (Eds.), *Beyond monogamy: Recent studies of sexual alternatives in marriage* (pp. 138-158). Baltimore, MD: Johns Hopkins University.
- Blow, A. J., & Hartnett, K. (2005). Infidelity in committed relationships II: A substantive review. *Journal of Marital and Family Therapy*, *31*(2), 217-233. doi: [10.1111/j.1752-0606.2005.tb01556.x](https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.2005.tb01556.x)
- Buunk, B. P. (1995). Sex, self-esteem, dependency and extradyadic sexual experience as related to jealousy responses. *Journal of Social and Personal Relationships*, *12*(1), 147-153. doi: [10.1177/0265407595121011](https://doi.org/10.1177/0265407595121011)
- Cano, A., & O'Leary, K. D. (2000). Infidelity and separations precipitate major depressive episodes and symptoms of nonspecific depression and anxiety. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *68*(5), 774-781. doi: [10.1037//0022-006X.68.5.774](https://doi.org/10.1037//0022-006X.68.5.774)
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis* (2ª ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- DeVellis, R. (2017). *Scale development: Theory and applications* (4ª ed.). Los Angeles, CA: Sage.
- Docan-Morgan, T., & Docan, C. A. (2007). Internet infidelity: Double standards and the differing views of women and men. *Communication Quarterly*, *55*(3), 317-342. doi: [10.1080/01463370701492519](https://doi.org/10.1080/01463370701492519)
- Field, A. P. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS STATISTICS* (4ª ed.). London, England: SAGE.
- Gackebach, J., & von Stackelberg, H. (2007). Self-Online: Personality and demographic implications. En J. Gackebach (Ed.), *Psychology and the Internet* (2ª ed., pp. 55-73). Alberta, Canada: Academic. doi: [10.1016/B978-012369425-6/50022-9](https://doi.org/10.1016/B978-012369425-6/50022-9)
- Glass, S. P. (2002). Couple therapy after the trauma of infidelity. En A. S. Gurman & N. S. Jacobson (Eds.), *Clinical Handbook of Couple Therapy* (3ª ed., pp. 488-507). New York, NY: Guilford.
- González-Galarza, J., Martínez-Taboas, A., & Martínez-Ortiz, D. (2009). Factores psicológicos asociados a la infidelidad sexual y/o emocional y su relación a la búsqueda de sensaciones en parejas puertorriqueñas. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, *20*(1), 59-81. Recuperado de <http://www.repsasppr.net/index.php/reps>
- Hall, J. H., & Fincham, F. D. (2006). Relationship dissolution following infidelity. En M. A. Fine & J. H. Harvey (Eds.), *Handbook of Divorce and Relationship*

- Dissolution* (pp. 153-168). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Hatcher, L. (1994). *A step-by-step approach to using the SAS system for factor analysis and structural equation modeling*. Cary, NC: SAS Institute.
- IBM Corporation. (2016). IBM SPSS Statistics for Windows (Version 24.0) [Software de cómputo]. Armonk, NY: IBM.
- Jung, S. (2013). Exploratory factor analysis with small sample sizes: A comparison of three approaches. *Behavioural Processes, 97*, 90-95. doi: [10.1016/j.beproc.2012.11.016](https://doi.org/10.1016/j.beproc.2012.11.016)
- Kline, P. (2000). *Handbook of Psychological Testing*. New York, NY: Routledge.
- Kline, T. J. (2005). *Psychological testing: A practical approach to design and evaluation*. Thousand Oaks, CA: Sage. doi: [10.4135/9781483385693](https://doi.org/10.4135/9781483385693)
- Lawson, A. (1988). *Adultery: An analysis of love and betrayal*. Nueva York, NY: Basic Books.
- 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)
- Luo, S., Cartun, M. A., & Snider, A. G. (2010). Assessing extradyadic behavior: A review, a new measure, and two new models. *Personality and Individual Differences, 49*(3), 155-163. doi: [10.1016/j.paid.2010.03.033](https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.03.033)
- Mark, K., Janssen, E., & Milhausen, R. (2011). Infidelity in heterosexual couples: Demographic, interpersonal, and personality-related predictors of extradyadic sex. *Archives of Sexual Behavior, 40*(5), 971-982. doi: [10.1007/s10508-011-9771-z](https://doi.org/10.1007/s10508-011-9771-z)
- 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.
- Munsch, C. L. (2015). Her support, his support: Money, masculinity and marital infidelity. *American Sociological Review, 80*(3), 469-495. doi: [10.1177/0003122415579989](https://doi.org/10.1177/0003122415579989)
- Pérez-Baquero, C. A., Ruiz-Santos, R. P., & Parra-Ocampo, C. I. (2014). Efecto de una intervención cognitivo conductual en el conflicto marital por infidelidad. *Psychologia: Avances de la Disciplina, 8*(2), 23-36. doi: [10.21500/19002386.1219](https://doi.org/10.21500/19002386.1219)
- Pittman, F. S., & Wagers, T. P. (2005). The relationship, if any, between marriage and infidelity. *Journal of Couple & Relationship Therapy, 4*(2-3), 135-148. doi: [10.1300/j398v04n02_12](https://doi.org/10.1300/j398v04n02_12)
- Romero-Palencia, A. (2007). *Infidelidad: Conceptualización, correlatos y predictores* (Tesis doctoral). Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), México.
- 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)
- Schneider, J. P. (2000). Effects of cybersex addiction on the family: Results of a survey. *Sexual Addiction and Compulsivity, 7*(1-2), 31-58. doi: [10.1080/10720160008400206](https://doi.org/10.1080/10720160008400206)
- Shackelford, T. K., LeBlanc, G. J., & Drass, E. (2000). Emotional reactions to infidelity. *Cognition and Emotion, 14*(5), 643-659. doi: [10.1080/02699930050117657](https://doi.org/10.1080/02699930050117657)
- Stevens, J. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (4^a ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Tafoya, M., & Spitzberg, B. (2007). The dark side of infidelity: Its nature, prevalence, and communicative functions. En B. H. Spitzberg & W. R. Cupach (Eds.), *The dark side of interpersonal communication* (2^a ed., pp. 201-242). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum. doi: [10.4324/9780203936849](https://doi.org/10.4324/9780203936849)
- Varela-Maceda, M. (2014). Estudio sobre infidelidad en la pareja: Análisis de contenido de la literatura. *Alternativas en Psicología, 30*, 36-49. Recuperado de <http://alternativas.me>
- Wasserman, M. (2015). *Cyber Infidelity*. Cape Town, Sudáfrica: Human & Rousseau.
- Whisman, M. A., & Snyder, D. K. (2007). Sexual infidelity in a national survey of American women: Differen-

ces in prevalence and correlates as a function of method of assessment. *Journal of Family Psychology*, 21(2), 147-154. doi: [10.1037/0893-3200.21.2.147](https://doi.org/10.1037/0893-3200.21.2.147)

Wilson, F. R., Pan, W., & Schumsky, D. A. (2012). Recalculation of the critical values for Lawshe's content validity ratio. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 45(3), 197-210. doi: [10.1177/0748175612440286](https://doi.org/10.1177/0748175612440286)

Wilson, K., Mattingly, B. A., Clark, E. M., Weidler, D. J., & Bequette, A. W. (2011). The gray area: Exploring attitudes toward infidelity and the development of the perceptions of dating infidelity scale. *Journal of Social Psychology*, 151(1), 63-86. doi: [10.1080/00224540903366750](https://doi.org/10.1080/00224540903366750)

Escala de habilidades de Solución de Problemas en Directivos: Desarrollo y validación

Scale of Problem-Solving skills in Managers: Development and validation

Cynthia Zaira Vega-Valero * ¹, Rosa Alejandra Hernández-Toledano ¹, Oscar García-Arreola ¹,
Carlos Nava-Quiroz ¹, David Ruíz-Méndez ¹.

1 - Carrera y Posgrado de Psicología, Facultad de Estudios Superiores Iztacala, Tlalnepanltla, México.

Recibido: 13/06/19 **Revisado:** 01/07/19 **Aceptado:** 17/07/19

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Conclusiones
Referencias

Resumen

El presente estudio tuvo por objetivo el desarrollo y validación de una escala que evalúa las habilidades conductuales para resolver un problema en directivos organizacionales. Se realizó un estudio transversal *ex post-facto* con una muestra de 202 directivos mexicanos con al menos un año de antigüedad. Se realizó análisis de consistencia interna, análisis factorial exploratorio y confirmatorio. Se encontró una estructura tridimensional con 18 reactivos, de confiabilidad aceptable, índices de bondad de ajuste adecuados. La estructura factorial se corroboró mediante un análisis confirmatorio, con índices de ajuste absoluto aceptables. Se concluye que la escala permite contar con una medida válida y confiable de las habilidades conductuales de solución de problemas en directivos mexicanos.

Palabras clave: *habilidades directivas, análisis psicométrico, solución de problemas, directivos organizacionales, análisis factorial exploratorio, análisis factorial confirmatorio*

Abstract

The objective of this study was the development and validation of a scale that evaluates problem-solving behavioral skills in organizational managers. An *ex post-facto* cross-sectional study was carried out with a sample of 202 Mexican managers with at least a length of one year in service. An internal consistency, exploratory and confirmatory factor analyses were performed. An 18 items, three-dimensional structure was found, with acceptable reliability and adequate fit indices. The factorial structure was corroborated by a confirmatory analysis. It is concluded that the scale provides a valid and reliable measurement of problem-solving skills in Mexican managers.

Key words: *management skills, psychometric analysis, problem solving, organizational management, exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis*

* **Correspondencia a:** Cynthia Zaira Vega Valero, Av. De los Barrios Núm. 1, Los Reyes Iztacala, 54090 Tlalnepanltla, Edo. de México. Teléfono 015256231294. E-mail: vegavalero@hotmail.com

Cómo citar este artículo: Vega-Valero, C. Z., Hernández-Toledano, R. A., García-Arreola, O., Nava-Quiroz, C., & Ruíz-Méndez, D. (2019). Escala de habilidades de solución de problemas en directivos: Desarrollo y validación. *Revista Evaluar*, 19(3), 68-85. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Nota de autor: La construcción de este artículo fue posible gracias al financiamiento correspondiente al proyecto PAPIIT-UNAM IT300218.

Introducción

La identificación de habilidades relevantes para el desempeño de los directivos es un tema de gran interés para la psicología organizacional (Analoui, Labbaf, & Noorbaksh, 2000). El *comportamiento directivo* está compuesto por habilidades directivas que posibilitan el éxito de una persona en su función. Dichas habilidades conductuales se diferencian de atributos mentales, de la personalidad o características innatas del líder, ya que el individuo puede adquirirlas, practicarlas o mejorarlas (Sánchez, Aguirre, Barrales, Vergara, & Mota, 2015; Whetten & Cameron, 2011).

Son múltiples las investigaciones que han identificado aquellas habilidades que vuelven eficaces a los directivos. Entre estas, la solución de problemas es altamente valorada por las empresas, los reclutadores, los propios directivos y sus subordinados (American Management Association, 2012; Cardona-Puello & Barrios-Salas, 2015; Patrón-Cortés & Barroso-Tanoira, 2015; Patrón-Cortés, Pérez-Canul, & Medina-Blum, 2014; Patrón-Cortés, Pérez-Canul, & González-García, 2015; Pereda-Pérez, López-Guzmán-Guzmán, & González-Santa-Cruz, 2014; Rodríguez, Rabazo, & Naranjo, 2015; Whetten & Cameron, 2011).

La investigación e intervención relativa a la solución de problemas presenta mayor consenso y volumen de estudios empíricos en la psicología clínica (Hemphill & Littlefield, 2001; Merrill, Smith, Cumming, & Daunic, 2017; Nezu, Nezu, & D'Zurilla, 2014; Tenhula et al., 2014). En esta área, se cuenta con diferentes alternativas de evaluación como los inventarios de Heppner y Petersen (1982), el inventario de solución de problemas sociales de D'Zurilla y Chang (1995), la escala de resolución de problemas para adultos de Palomar-Lever, Harari-Quinn y Juárez (2010) y

el inventario para evaluar a adultos coreanos de Lee, Park y Choi (2008).

Por otra parte, en el área organizacional se han reportado diferentes marcos teóricos para abordar la solución de problemas (Codina & Rivera, 2001; Lyp-Wrońska, 2016; Pérez-Rave & González-Echavarría, 2018). Sin embargo, la falta de consenso dificulta diferentes aspectos como la investigación, la intervención y, principalmente, la evaluación (Cohen & Levinthal, 1990).

El área organizacional carece de herramientas para la evaluación de solución de problemas dirigidas al contexto laboral (Aguilar-Morales & Vargas-Mendoza, 2010). Esta situación ha promovido la utilización de los inventarios antes mencionados para evaluar a los directivos en relación con la solución de problemas (Katz & Ziderman, 1990). Una consecuencia de esta práctica es que los datos obtenidos no sirven para crear un perfil sobre las habilidades directivas y limitan mucho la información proporcionada por la medida (Ruiz, Nava, & Carbajal, 2016).

Por otro lado, la inconsistencia teórica en los abordajes existentes es un punto crucial. Al contrastar la literatura, emergen dos áreas de oportunidad importantes: 1) muchas de las variables estudiadas bajo las condiciones previamente descritas dentro del área pertenecen a un nivel de análisis distinto del individual (Shipper & Davy, 2002) y 2) las agrupaciones propuestas de variables presentan una amplia divergencia a nivel conceptual en los constructos psicológicos y de otras disciplinas, un caso especialmente representativo es el comportamiento directivo (Chiavenato, 2009; Robins & Judge, 2009; San Román-Lozada, 2014).

Ante esta situación, una alternativa es estudiar las habilidades de solución de problemas en el nivel individual, coherente a nivel psicológico, con el objetivo de disponer de definiciones

precisas y empíricamente contrastables en términos conductuales, contando con indicadores potencialmente relacionables con el desempeño organizacional que presenta un individuo a un nivel empírico directo (Davis & Luthans, 1979; Katz, 1974; Yukl, 1989). La presente investigación propone ubicar las habilidades de solución de problemas como variables psicológicas cuyas definiciones constitutivas se relacionen parsimoniosamente con ocurrencias del comportamiento específicas, evaluables en término de su frecuencia de emisión. Para esto, se escogió el modelo teórico de Anderson et al. (2019), en el que se considera a la solución de problemas como el despliegue de conductas específicas implicadas en la resolución de un área de oportunidad organizacional. Se parte de siete habilidades que se organizan en tres grupos generales: a) estructuración del problema, que incluye: definir el problema, identificar la alternativa y determinar los criterios; b) análisis del problema, que incluye: evaluar las alternativas y elegir una; y c) resultados, que comprende: implementar la decisión tomada y evaluar los resultados obtenidos. Con base en este modelo, se elaboró una escala de medición que diera cuenta de estas siete habilidades. Un estudio previo manifestó la validez de contenido de la escala (Hernández, 2018).

El objetivo de esta investigación fue evaluar la consistencia interna y la estructura factorial de una escala que mida las habilidades conductuales en los directivos para resolver un problema en la organización.

Método

Participantes

El muestreo realizado fue no aleatorio intencional y la muestra estuvo integrada por 202 participantes voluntarios. El criterio de inclusión

fue que ocuparan un puesto directivo con al menos un año de antigüedad y, por lo menos, un subordinado a su cargo. En la Tabla 1 se exhiben los porcentajes de variables según sexo, lugar de procedencia, escolaridad, experiencia gerencial previa, sector, antigüedad, giro y personas subordinadas de los directivos participantes.

Tabla 1
Datos sociodemográficos de la muestra de directivos.

Variable	Porcentaje
Sexo	
Hombre	47.5
Mujer	52.5
Lugar de procedencia	
Ciudad de México	53.5
Estado de México	26.7
Jalisco	4
Oaxaca	2.5
Otros estados de la República	13.3
Escolaridad	
Primaria	2
Secundaria	5.4
Bachillerato	7.9
Carrera técnica	5.9
Licenciatura o ingeniería	48.5
Posgrado	30.2
Experiencia gerencial previa	
Sí	56.4
No	43.6
Sector	
Público	44.1
Privado	55.9
Antigüedad	
1 año	16.3
De 2 a 3	30.2
De 4 a 7	27.7
8 o más	25.7
Giro	
Industrial	13.4
Comercio	20.3
Servicios	66.3
Personas subordinadas	

De 1 a 3	20.8
De 4 a 8	27.2
De 9 a 18	27.2
Más de 20	24.8

Diseño

El estudio tiene un diseño transversal ex post facto, ya que los datos se recolectaron en un solo momento (Hernández-Sampieri, Fernández-Collado, & Baptista-Lucio, 2014).

Instrumento

Para construir el instrumento Escala de Solución de Problemas en Directivos (ESOP-D), se tomó como referencia el modelo de Anderson et al. (2019) para la elaboración y organización de los ítems. La ESOP-D quedó compuesta por 40 ítems tipo Likert, con cinco opciones de respuesta en términos de frecuencia: (1) *Nunca*, (2) *Casi nunca*, (3) *Algunas veces*, (4) *Casi siempre*, (5) *Siempre*. Cada habilidad fue medida a partir de las siguientes estructuras: *habilidad para definir el problema* (seis ítems: 6, 11, 16, 18, 19, 36), *habilidad para identificar alternativas* (seis ítems: 2, 10, 13, 17, 31, 33), *habilidad para determinar los criterios de solución* (cinco ítems: 9, 12, 14, 34, 35), *habilidad para evaluar alternativas de solución* (siete ítems: 4, 20, 22, 26, 29, 38, 39), *habilidad para elegir una alternativa* (cuatro ítems: 5, 23, 24, 40), *habilidad de implementación de la solución* (seis ítems: 3, 8, 15, 21, 30, 32), *habilidad de evaluación de resultados* (seis ítems: 1, 7, 25, 27, 28, 37). Posteriormente, los ítems fueron sometidos al criterio de seis jueces expertos en la construcción de instrumentos y en la evaluación de habilidades en contextos organizacionales para evaluar la relevancia y validez del contenido en

cada habilidad con base a los criterios establecidos por Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008) entre los cuales se encuentran la experiencia en la realización de juicios y toma de decisiones basada en evidencia, el grado académico, la realización de investigaciones en el campo, el estatus en la comunidad, las publicaciones en el campo y los reconocimientos recibidos. Las sugerencias realizadas permitieron desechar o reformular varios reactivos para adaptarlos al ámbito organizacional. El orden de la presentación de los ítems fue asignado de manera aleatoria (ver Apéndice 1).

Procedimiento

La aplicación de la ESOP-D se realizó de dos maneras distintas. En la primera se invitó a los directivos a contestar la escala por vía electrónica en la plataforma Typeform. En la segunda se visitaron las instalaciones de distintas organizaciones para realizar la aplicación presencial con la escala impresa. En ambos casos, se les brindó a los participantes un consentimiento informado para autorizar el uso de la información proporcionada, en el que se garantizaba la confidencialidad de sus datos y se aseguraba que la medición no suponía una evaluación de desempeño. La aplicación de la escala en estas dos instancias a la muestra presentada tuvo una duración de dos meses. La resolución de la escala requiere 20 minutos aproximadamente.

Análisis de datos

Para el procesamiento estadístico se utilizaron los programas SPSS versión 22 (IMB, 2013) AMOS versión 22 (IBM, 2013) y Factor versión 10.10.01 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019). La confiabilidad del instrumento se evaluó a partir

de la consistencia interna de los ítems empleando el coeficiente alfa de Cronbach. Se eliminaron los ítems que presentaran correlaciones ítem total inferiores a .20, como lo sugieren [Cozby \(2005\)](#) y [Quero-Virla \(2010\)](#). Para el análisis factorial exploratorio (AFE), se utilizaron los criterios de [Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco \(2014\)](#). Se utilizaron criterios numéricos y teóricos para identificar estructuras factoriales probables, considerando como criterios aceptables para factorizar: el índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) superior a .80, la prueba de esfericidad de Barlett significativa y el determinante superior a cero. En el AFE se aplicaron los siguientes criterios: cargas factoriales superiores a .40, que estas discriminaran al menos en .10 con respecto a las cargas secundarias del ítem, que cada dimensión esté constituida por, al menos, tres ítems, y que la agrupación de los ítems en los factores tenga congruencia teórica.

Se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con cada uno de los modelos posibles y se contrastaron con base en indicadores de ajuste y parsimonia como indican [Lévy-Mangin, Martín-Fuentes y Román-González \(2006\)](#). Se evaluó la distribución empírica de la muestra con la prueba Shapiro-Wilk, como recomiendan [Razali y Wah \(2011\)](#). Además, se realizaron pruebas de comparación de medias entre variables sociodemográficas consideradas relevantes en la literatura, para corroborar si la escala es sensible para detectar diferencias en cuestión de grados de la habilidad.

Hipotesis

De acuerdo con [Echavarri, Godoy y Olaz \(2007\)](#), las estrategias utilizadas para solucionar problemas complejos entre hombres y mujeres son diferentes, el razonamiento espacial y

abstracto es mayormente empleado por varones, mientras que las mujeres presentan un mayor uso de estrategias verbales. Sin embargo, no se establece cuál de estas estrategias sería la más efectiva, por lo que se espera que no se encuentren diferencias entre hombres y mujeres en las habilidades de solución de problemas.

No se lograron identificar investigaciones previas que realicen contraste entre el sector y giro de la empresa donde trabaja el directivo. No obstante, se espera un mayor grado de habilidad en aquellos directivos provenientes del sector privado y del giro de servicios debido a que este sector se caracteriza por el desarrollo y fortalecimiento de habilidades que pueden ser un factor diferencial en mercados de alta competitividad. Por su parte, el giro de servicios se define por una gran variabilidad de problemas, ya que los servicios se ajustan constantemente a las necesidades de los consumidores.

[Mumford, Marks, Zaccaro y Raiter-Palmon \(2000\)](#) señalan que la habilidad para solucionar problemas se desarrolla a lo largo de la carrera del directivo, por lo que se espera que aquellos que tengan mayor antigüedad dentro de una empresa presenten un mayor grado de esta habilidad. Lo mismo se supone con respecto a la escolaridad, aquel directivo que cuente un mayor nivel educativo tendrá mayor grado de habilidad de solución de problemas ([Pereda-Pérez et al., 2014](#)).

Respecto del número de subordinados que le reportan al directivo, en la literatura se ha indicado que la eficacia de los equipos, así como la coordinación de estos para solucionar un problema en la organización, depende del número de sus integrantes, a mayor número de integrantes aumenta su eficacia hasta llegar a un punto de decremento en la eficiencia de los recursos humanos con los que cuenta el directivo ([Rangel-Carreño, Lugo-Garzón, & Calderón, 2018](#); [Rico, Alcover de la Hera, & Taberner, 2010](#)). Por tal razón, se

espera encontrar mayor ejercicio de habilidades en directivos que manejen un número moderado de subordinados, en comparación con aquellos directivos que cuenten con un número limitado de trabajadores, así como con un número alto de los mismos.

Resultados

El primer paso para analizar los datos fue evaluar la consistencia interna del instrumento. En este paso se eliminó el ítem 31 por su correlación ítem-total menor a .20 y así se obtuvo un alfa de .95. Este valor puede ser visto como un posible indicio de redundancia (Celina-Oviedo & Campo-Arias, 2005). Sin embargo, se decidió mantener los ítems restantes para analizar las posibles estructuras en el AFE (ver Tabla 2).

Una vez que se obtuvo la consistencia interna, se procedió a realizar el AFE utilizando el método de extracción por máxima verosimilitud y rotación varimax, debido a que teóricamente las habilidades son independientes. Los índices KMO (.93), la prueba de esfericidad de Barlett ($\chi^2(741) = 4755.99, p < .001$) y el determinante (9.21×10^{-9}) indican que es factible realizar los análisis.

La identificación del número de dimensiones posibles se realizó con base en criterios teóricos y posteriormente de tipo numérico. Para el primer modelo se realizó el AFE eligiendo siete factores de acuerdo con el modelo propuesto por Anderson et al. (2019). Se identificó que algunos factores no contaban con al menos tres ítems por dimensión, por lo que se optó por los tres grupos teóricos generales que agrupan dichas habilidades citadas en la introducción, como se muestra en la Tabla 3. Los ítems se agrupan de acuerdo con esta estructura por lo que la primera dimensión se nombró *estructuración del problema* (ocho

ítems), la segunda *análisis del problema* (siete ítems) y la tercera *implementación y evaluación de los resultados* (tres ítems). Por otro lado, con base en criterios numéricos, se establecieron dos dimensiones a partir de la prueba de análisis paralelo (AP; Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011); sin embargo, este modelo no cumple con el criterio de coherencia teórica ya que agrupa ítems de manera indistinta.

Tabla 3a

Análisis factorial exploratorio del modelo con tres dimensiones.

Ítems	Modelo 1		
	Factor 1	Factor 2	Factor 3
6	.74	.20	.20
5	.70	.16	.17
4	.65	.12	.25
16	.59	.30	.35
17	.58	.34	.13
11	.55	.26	.24
12	.53	.36	.15
2	.51	.25	.01
33	.23	.66	.20
39	.29	.65	.27
22	.24	.63	.27
23	.33	.61	.34
26	.33	.58	.35
20	.25	.57	.43
24	.38	.51	.37
35	.19	.34	.77
34	.25	.31	.73
30	.21	.38	.57
Alfa	.82	.84	.83

Tabla 3b

Análisis factorial exploratorio del modelo con dos dimen-

siones.

Items	Modelo	
	Factor	
	1	2
35	.71	.23
34	.70	.28
26	.69	.36
29	.69	.13
30	.68	.24
39	.66	.32
27	.65	.31
19	.65	.32
23	.64	.38
20	.64	.31
28	.63	.34
25	.62	.36
21	.61	.37
24	.61	.42
33	.61	.26
22	.59	.30
13	.57	.30
32	.49	.16
6	.24	.76
15	.21	.71
5	.19	.68
17	.29	.64
4	.25	.62
16	.44	.62
11	.30	.59
7	.37	.59
12	.33	.57
2	.17	.51
14	.36	.51
8	.29	.43
Alfa	.94	.89

También se consideró la posibilidad de una estructura unidimensional en la escala, por lo que se obtuvieron coeficientes de consistencia interna de división de mitades de Guttman = .92 y Spearman-Brown = .93. Se observó: 1) la varianza

explicada para el primer factor cercana al 40% (39.66% de la varianza), y 2) el decaimiento entre el primer factor y el segundo con el gráfico de sedimentación (ver Figura 1).

Para tomar la decisión de cuál es la mejor estructura factorial, se realizó el AFC de cada uno de los modelos para compararlos a partir de sus indicadores de bondad de ajuste. Como se observa en la Tabla 3, el CFI, GFI, AGFI y NNFI muestran valores superiores en el modelo de tres dimensiones con respecto a los otros dos, indicando menor error, mejor ajuste y mayor coherencia teórica (ver Tabla 4).

En síntesis, la escala total queda compuesta por 18 ítems que explican el 61.74% de la varianza acumulada y una consistencia interna total de $\alpha = .93$. El primer factor nombrado *estructuración del problema* se compone de ocho ítems (6, 5, 4, 16, 17, 11, 12, 2) que corresponden a las habilidades de definir el problema, identificar alternativas y determinar criterios, que presentan una varianza explicada del 47.55% con un alfa de .87. El segundo factor, nombrado *análisis de alternativas del problema* se compone de siete reactivos (33, 39, 22, 23, 26, 20, 24) de las habilidades: evaluar alternativas y elegir una alternativa, las cuales presentan el 9.12% de la varianza explicada y un coeficiente de confiabilidad de .89. El tercer factor, *implementación y evaluación de los resultados*, está conformado por tres ítems (35, 34, 30) que corresponden a las habilidades de implementar la decisión y evaluar los resultados, que presenta 5.46% de la varianza explicada con un alfa de .83. Lo anterior implica que la escala cumple con los criterios de confiabilidad y validez de Cozby (2005) y Lloret-Segura et al. (2014).

Una vez que se establecieron tres factores se procedió a identificar si los datos se distribuyen normalmente de acuerdo con las dimensiones a través de la prueba Shapiro-Wilk como lo indican Razali y Wah (2011). Los resultados mues-

Tabla 2
Análisis de confiabilidad general.

Ítem	\bar{X}	DE	r	α sin el elemento	Ítem	\bar{X}	DE	r	α sin el elemento
1	3.74	1.08	.23	.95	21	4.29	0.82	.67	.95
2	4.27	0.78	.46	.95	22	4.10	0.87	.61	.95
3	3.35	1.25	.56	.95	23	4.15	0.89	.71	.95
4	4.11	0.91	.58	.95	24	4.34	0.68	.71	.95
5	4.30	0.81	.56	.95	25	4.20	0.85	.70	.95
6	4.33	0.81	.65	.95	26	4.22	0.86	.73	.95
7	4.24	0.88	.66	.95	27	4.18	0.90	.68	.95
8	4.09	0.87	.52	.95	28	4.17	0.95	.70	.95
9	4.05	0.97	.53	.95	29	3.58	1.14	.60	.95
10	4.12	0.83	.66	.95	30	4.15	0.93	.66	.95
11	4.09	0.93	.59	.95	31	2.67	1.14	.12	.96
12	4.43	0.74	.58	.95	32	4.17	0.94	.47	.96
13	4.15	0.84	.61	.95	33	4.23	0.85	.61	.95
14	4.62	0.61	.58	.95	34	4.17	0.92	.70	.95
15	4.30	0.73	.61	.95	35	3.77	1.14	.68	.95
16	4.30	0.79	.71	.95	36	4.20	0.89	.62	.95
17	4.48	0.68	.63	.95	37	4.41	0.83	.53	.95
18	4.33	0.77	.66	.95	38	4.21	0.95	.50	.96
19	4.27	0.88	.68	.95	39	4.18	0.90	.70	.95
20	4.14	0.91	.65	.95	40	4.31	0.82	.30	.96

Nota: \bar{X} media muestral, DE = desviación estándar, r = correlación ítem total.

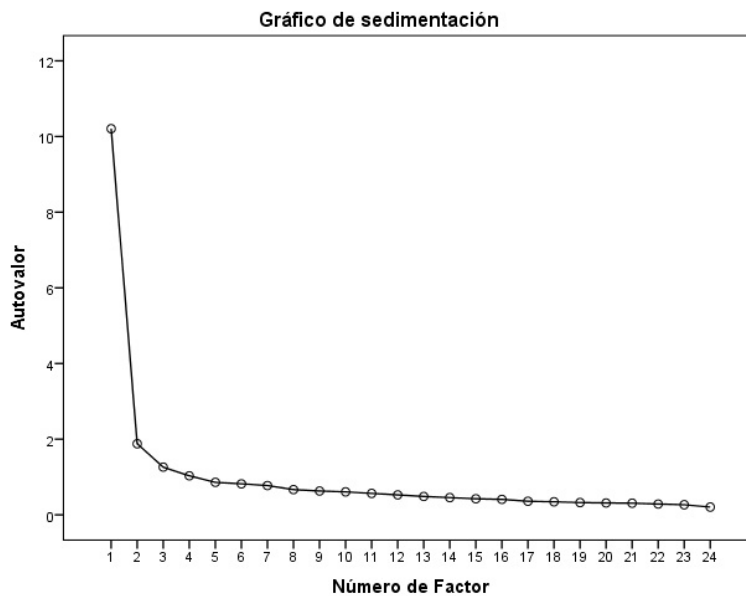


Tabla 4

Comparación de índices de bondad de ajuste de las posibles dimensiones.

Modelo	Índices de bondad de ajuste					
	χ^2 (gl) <i>p</i>	CFI	GFI	AGFI	NNFI	RMSEA
Una dimensión	$\chi^2_{(702)} = 1700.96$ $p < .001$.77	.66	.62	.67	.08
Dos dimensiones	$\chi^2_{(404)} = 912.95$ $p < .001$.85	.77	.73	.77	.08
Tres dimensiones	$\chi^2_{(132)} = 240.36$ $p < .001$.94	.89	.85	.88	.06

Nota. Razón Chi-cuadrado/ grados de libertad (χ^2 /gl): Se recomiendan valores mayores que 2. Índice de ajuste Comparativo (CFI), Índice de bondad de ajuste (GFI), Índice de bondad de ajuste ajustado (AGFI), Índice de ajuste No Normalizado (NNFI), Raíz cuadrada del error medio cuadrático (RMSEA).

Tabla 5

Prueba de normalidad de las dimensiones de la escala.

	Shapiro-Wilk		
	Estadístico	<i>gl</i>	Sig.
Puntaje total del ESOP-D	.95	202	< .001
Factor Habilidad de estructuración del problema	.92	202	< .001
Factor Habilidad de análisis de alternativas del problema	.92	202	< .001
Factor Habilidad de implementación y evaluación de resultados	.90	202	< .001

Tabla 6

Prueba de normalidad de las dimensiones de la escala.

Variables	X1	DE	X2	DE	X3	DE	X4	DE	Diferencia de medias	Tamaño del efecto
	Sexo		Sexo		Sexo		Sexo			
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres		
Puntaje total	75.08	10.35	76.37	10.77					$t = -.869$ (200) $p = .386$	$d = -.12$
Estructuración	33.91	5.01	34.66	4.41					$t = -1.13$ (200) $p = .267$	$d = -.15$
Alternativas	29.31	4.27	29.40	5.04					$t = -.141$ (200) $p = .878$	$d = -.01$
Implementación	11.85	2.7	12.30	2.5					$t = 1.21$ (200) $p = .223$	$d = -.17$
Sector	Público		Privado		Público		Privado			

Puntaje total	75.86	10.72	75.68	10.49					$t = .122 (200)$ $p = .916$	$d = -.01$
Estructuración	34.17	4.53	34.41	4.86					$t = -.353 (200)$ $p = .727$	$d = .05$
Alternativas	29.32	4.92	29.38	4.5					$t = -.096 (200)$ $p = .923$	$d = -.01$
Implementación	12.35	2.26	11.87	2.86					$t = 1.304 (200)$ $p = .189$	$d = .18$
Escolaridad	Básico	Profesional	Posgrado							
Puntaje total	72.83	10.47	77.85	9.58	74.45	11.56			$f = 4.16 (2,199)$ $p = .021$	$\eta^2 = .04$
Estructuración	32.32	5.43	35.57	3.85	33.68	4.89			$f = 8.42 (2,199)$ $p = .001$	$\eta^2 = .078$
Alternativas	28.69	4.5	30.04	4.3	28.73	5.26			$f = 2.02 (2,199)$ $p = .135$	$\eta^2 = .019$
Implementación	11.81	2.86	12.24	2.68	12.03	2.35			$f = .422 (2,199)$ $p = .656$	$\eta^2 = .004$
Giro	Industrial	Comercio	Servicios							
Puntaje total	71.29	10.66	76.65	8.57	76.38	10.94			$f = 2.84 (2,199)$ $p = .048$	$\eta^2 = .027$
Estructuración	32.74	4.47	34.68	3.85	34.51	4.91			$f = 1.76 (2,199)$ $p = .144$	$\eta^2 = .017$
Alternativas	27.37	5.02	30.02	3.59	29.55	4.82			$f = 3.03 (2,199)$ $p = .044$	$\eta^2 = .029$
Implementación	11.18	3.31	11.95	2.61	12.31	2.43			$f = 2.179 (2,199)$ $p = .183$	$\eta^2 = .021$
Antigüedad	1 año	2 y 3 años	4 a 7 años	8 años o más						
Puntaje total	77.21	7.69	74.11	11.56	74.82	9.94	77.78	11.37	$f = 1.49 (3,198)$ $p = .190$	$\eta^2 = .022$
Estructuración	35.06	3.73	33.80	4.88	34.21	4.35	34.53	5.43	$f = .558 (3,198)$ $p = .625$	$\eta^2 = .008$

Alternativas	29.48	3.34	28.83	5.2	28.51	4.68	30.80	4.52	$f = 2.58 (3,198)$ $p = .041$	$\eta^2 = .037$
Implementación	12.66	1.57	11.47	2.96	12.08	2.32	12.44	2.91	$f = 1.99 (3,198)$ $p = .90$	$\eta^2 = .029$
Número de personas a su cargo	1-3 personas	4-8 personas	9-18 personas	20-75 personas						
Puntaje total	76.23	1.69	73.63	11.74	77.41	9.99	75.88	9.31	$f = 1.227 (3,198)$ $p = .301$	$\eta^2 = .018$
Estructuración	34.73	4.62	33.90	4.78	34.34	4.93	34.36	4.56	$f = .248 (3,198)$ $p = .862$	$\eta^2 = .003$
Alternativas	29.5	4.58	28.29	5.53	30.25	4.15	19.44	4.15	$f = 1.65 (3,198)$ $p = .174$	$\eta^2 = .024$
Implementación	12	2.63	11.43	3.2	12.81	2.33	12.08	1.98	$f = 2.63 (3,198)$ $p = .05$	$\eta^2 = .038$

Nota. *Los intervalos de confianza de la diferencia de medias no cruzan por cero. Se utilizó el método Montecarlo y los resultados se basan en distribuciones muestrales tipo Bootstrapping con 2000 muestras.

tran que los datos de ningún factor se distribuyen normalmente, por lo que se recomienda que los resultados obtenidos al utilizar pruebas paramétricas sean tratados con mesura (ver Tabla 5).

Para identificar posibles diferencias en la solución de problemas con respecto a las variables de escolaridad, sexo, edad, antigüedad, giro y sector se aplicaron pruebas de contraste de medias. Los resultados muestran diferencias en escolaridad, antigüedad, giro y sector (ver Tabla 6).

Con respecto a las diferencias encontradas en las pruebas en relación con los ANOVA, la prueba *post hoc* de Bonferroni indica diferencias en la escolaridad, giro, antigüedad y número de subordinados. La primera de ellas se observa en el puntaje total de la escala de acuerdo con los niveles básico y licenciatura CI 95% Bootstrapping Bca [-8.72 — -1.55] con efecto moderado ($\eta^2 =$

.04); la habilidad de estructuración del problema presenta diferencias respecto al nivel básico, licenciatura CI 95% Bootstrapping Bca [1.23 - 5.25] y licenciatura con posgrado CI 95% Bootstrapping Bca [.091 - 3.67] con efecto moderado ($\eta^2 = .078$).

Respecto al giro, existen diferencias en el puntaje total de la escala entre el área industrial y servicios CI 95% Bootstrapping Bca [-9.63 — -.53] con un efecto significativo débil ($\eta^2 = .027$); y respecto a la habilidad de alternativas entre el giro industrial y servicios CI 95% Bootstrapping Bca [-4.42 — -.14] con un efecto significativo débil ($\eta^2 = .029$); sin embargo, la prueba *post hoc* de Bonferroni no muestra diferencias estadísticamente significativas entre los grupos por intervalos de confianza que cruzan por cero.

De acuerdo con la antigüedad reportada por

los directivos, se presentaron diferencias para generar alternativas si tienen de cuatro a siete años y ocho o más años CI 95% Bootstrapping Bca [-3.94 — -.59] con un efecto significativo débil ($\eta^2 = .022$).

Finalmente, se encontraron diferencias en la habilidad de implementación en los casos con 4 a 8 subordinados y de 9 a 18 personas a su cargo CI Bootstrapping Bca [-2.44 — -.37] con un efecto significativo débil ($\eta^2 = .038$).

Discusión

Se planteó como objetivo el desarrollo y la validación de una escala que evaluara las habilidades conductuales para resolver un problema en directivos organizacionales. Mediante los resultados se evidencia que la consistencia interna y la agrupación de los ítems en tres factores cuenta con características métricas idóneas. Asimismo, la escala se ajusta al modelo teórico propuesto por Anderson et al. (2019).

Cabe mencionar que Celina-Oviedo y Campo-Arias (2005) indican que el valor máximo esperado de alfa de Cronbach sea de .90. Nuestro caso dio como resultado un alfa general mayor a este valor; si bien esto indica redundancia o duplicación dentro del instrumento, los análisis factoriales confirmatorios, particularmente el del modelo unidimensional, presentaron los niveles más bajos de ajuste. En el caso de los niveles de confiabilidad de cada factor, estos resultaron adecuados, por tanto, los alfas solo cambiarán de acuerdo con la muestra a la que se le aplique la escala esperando que esos cambios no sean drásticos y atenten contra la consistencia de los ítems (Streiner, 2003).

Respecto de la validez se eligieron los análisis factoriales necesarios para mostrar el mejor ajuste en términos de las agrupaciones de los

ítems, estos a su vez respondieron al modelo teórico de Anderson et al. (2019), lo cual permite que las puntuaciones derivadas de la escala sean interpretadas a la luz de un contexto organizacional y de la presencia o ausencia de habilidades de solución de problemas de un directivo.

Sumando a lo anterior, los datos permiten identificar diferencias respecto a las variables de identificación. En el caso de la escolaridad se distinguen diferencias a favor del nivel de licenciatura para la habilidad *estructuración del problema*, así como en el puntaje total de la escala. Esta condición confirma lo establecido por otros estudios en donde se destaca la formación universitaria de directivos respecto a la percepción de sus habilidades (Pereda-Pérez et al., 2014). Esto puede deberse a que en los últimos años se ha incluido a la solución de problemas en la lista de competencias que se fomentan en la formación universitaria (González, Wagenaar, & Beneitone, 2004; Rodríguez et al., 2015) por lo que nivel de escolaridad sí influye en el desarrollo de habilidades a partir del pensamiento crítico para evaluar y elegir las alternativas en la solución de un problema (Núñez-López, Ávila-Palet, & Olivares-Olivares, 2016).

Considerando la antigüedad también se reconocen diferencias de acuerdo con la habilidad de *análisis de alternativas del problema*. Los participantes que tienen más de ocho años en su puesto reportan un promedio más alto comparado a los que tienen de 4 a 7 años en su puesto de trabajo. Esta diferencia significativa se ajusta a la literatura que clasifica como “expertos” a aquellos directivos que tienen más antigüedad en la organización y “novatos” a los que recién ingresan (Gross-Salvat, 1990; Mumford, Zaccaro, Harding, Jacobs, & Fleishman, 2000). De acuerdo con Gross-Salvat (1990) la solución suele darse de forma más satisfactoria cuando el problema es resuelto por un experto que por un novato, y la

diferencia puede deberse a que los primeros hacen un mejor uso de las habilidades, como es el caso de la habilidad de identificar las alternativas y la habilidad para determinar los criterios de evaluación de alternativas comparado el ejercicio de habilidades de los segundos.

También se hallaron diferencias en la habilidad de *implementación y evaluación de los resultados*, ya que presentaron una media significativamente superior aquellos directivos que tienen de 4 a 8 subordinados, comparados con aquellos que tienen de 9 a 18 subordinados. De acuerdo con Huber (1992) al gestionar una posible solución que involucra coordinar el trabajo de sus subordinados, la efectividad potencial del grupo se determina por cuán bien se realicen las funciones de planificar, organizar y dotar del número de personas que requiere el directivo para implementar la solución de problemas, por lo que al incrementar el número de personas que le reportan directamente precisa de un mayor ejercicio de las habilidades necesarias para implementar el plan de acción.

Conclusiones

Las hipótesis planteadas sobre las diferencias en la solución de problemas en relación con las variables demográficas seleccionadas en este estudio se confirman, con excepción de la diferencia en el sector, lo que permite sugerir estudios que investiguen si las habilidades de solución de problemas en directivos del sector público y el privado son distintas. La escala de evaluación de habilidades para la solución de problemas dirigida a directivos que se presenta es una propuesta tecnológica para las organizaciones, ya que permite realizar un diagnóstico del ejercicio en los directivos, con el fin de realizar programas de capacitación que tengan como objetivo entrenar es-

tas habilidades según las necesidades detectadas.

Además, hay que señalar que la escala no es una evaluación de desempeño, sino que es un primer acercamiento para identificar las habilidades de solución de problemas de los directivos con una escala desarrollada específicamente para el ámbito organizacional. Se recomienda que, después de ser aplicada, se desarrollen programas de capacitación que se enfoquen en habilidades conductuales, como lo plantea el modelo de capacitación basado en evidencias de Ruíz-Méndez y Vega-Valero (2017).

Referencias

- Aguilar-Morales, J. E., & Vargas-Mendoza, J. E. (2010). La enseñanza de la psicología aplicada a los escenarios organizacionales en México: Análisis de los contenidos curriculares. *Boletín Electrónico de Investigación de la Asociación Oaxaqueña de Psicología A.C.*, 6(1), 57-88. Recuperado de <http://www.conductitlan.net>
- American Management Association. (2012). *Critical Skills Survey*. Recuperado de <https://playbook.amanet.org>
- Analoui, F., Labbaf, H., & Noorbakhsh, F. (2000). Identification of clusters of managerial skills for increased effectiveness: The case of the steel industry in Iran. *International Journal of Training and Development*, 4(3), 217-234. doi: 10.1111/1468-2419.00109
- Anderson, D., Sweeney, D., Williams, T., Camm, J., Cochran, J., Fry, M., & Ohlmann, J. (2019). *Fundamentos de métodos cuantitativos para los negocios*. México, D. F.: Cengage Learning.
- Cardona-Puello, S. P., & Barrios-Salas, J. S. (2015). Aprendizaje basado en problemas (ABP): El "problema" como parte de la solución. *Revista Institucional Adelante Ahead*, 6(3), 81-90. Recuperado de <http://www.unicolombo.edu.co/ojs/index.php/adelante-ahead>
- Celina-Oviedo, H., & Campo-Arias, A. (2005). Aproxima-

- ción al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580.
- Chiavenato, I. (2009). *Comportamiento Organizacional, la dinámica del éxito en las organizaciones* (2ª ed.). México: Mc Graw Hill.
- Codina, A., & Rivera, A. (2001). Hacia una instrucción basada en la resolución de problemas: Los términos problema, solución y resolución. En P. Gómez & L. Rico (Eds.), *Iniciación a la investigación en didáctica de la matemática. Homenaje al profesor Mauricio Castro* (pp. 125-136). Granada, España: Universidad de Granada. Recuperado de <https://www.uv.es>
- Cohen, W. M., & Levinthal, D. A. (1990). Absorptive capacity: A new perspective on learning and innovation. *Administrative Science Quarterly*, 35(1), 128-152. doi: [10.2307/2393553](https://doi.org/10.2307/2393553)
- Cozby, P. (2005). *Métodos de Investigación del Comportamiento* (8ª ed.). México: McGraw Hill.
- Davis, T. R. V., & Luthans, F. (1979). Leadership re-examined: A behavioral approach. *Academy of Management Review*, 4(2), 237-248. doi: [10.2307/257777](https://doi.org/10.2307/257777)
- D'Zurilla, T., & Chang, E. (1995). The relations between social problem solving and coping. *Cognitive Therapy & Research*, 19(5), 547-562. doi: [10.1007/BF02230513](https://doi.org/10.1007/BF02230513)
- Echavarrí, M., Godoy, J. C., & Olaz, F. (2007). Diferencias de género en habilidades cognitivas y rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Universitas Psychologica*, 6(2), 319-329. Recuperado de <https://revistas.javeriana.edu.co/index.php/index>
- Escobar-Pérez, J., & Cuervo-Martínez, A. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: Una aproximación a su utilización. *Avances en Medición* 6, 27-36. Recuperado de <http://www.humanas.unal.edu.co/psicometria/revista>
- González, J., Wagenaar, R., & Beneitone, P. (2004). Tuning-América Latina: Un proyecto de las universidades. *Revista Iberoamericana de Educación*, 35, 151-164. Recuperado de <https://rioei.org/RIE/index>
- Gros-Salvat, B. (1990). La enseñanza de estrategias de resolución de problemas mal estructurados. *Revista de Educación*, 292, 415-433. Recuperado de <http://www.educacionyfp.gob.es/revista-de-educacion/inicio.html>
- Hemphill, S. A., & Littlefield, L. (2001). Evaluation of a short-term group therapy program for children with behavior problems and their parents. *Behaviour Research and Therapy*, 39(7), 823-841. doi: [10.1016/S0005-7967\(00\)00058-9](https://doi.org/10.1016/S0005-7967(00)00058-9)
- Heppner, P. P., & Petersen, C. H. (1982). The development and implications of a personal problema-solving inventory. *Journal of Counselling Psychology*, 29(1), 66-75. doi: [10.1037/0022-0167.29.1.66](https://doi.org/10.1037/0022-0167.29.1.66)
- Hernández, R. (2018). *Diseño de una escala para evaluar habilidades directivas: Solución de problemas* (Tesis de maestría). Universidad Nacional Autónoma de México, México.
- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C., & Baptista-Lucio, P. (2014). *Metodología de la Investigación* (6ª ed.). México, D. F.: Mc Graw Hill.
- Huber, G. P. (1992). Toma de decisiones en la gerencia. México: Trillas.
- IBM Corp. (2013). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 22.0. [software de cómputo]. IBM Corp., Armonk, NY.
- Katz, R. (1974). Skills of an effective administrator. *Harvard Business Review*, 33(1), 33-42. Recuperado de <https://hbr.org>
- Katz, E., & Ziderman, A. (1990). Investment in general training: The role of information and labour mobility. *The Economic Journal*, 100(403), 1147-1158. doi: [10.2307/2233964](https://doi.org/10.2307/2233964)
- Lee, W., Park, S., & Choi, E. (2008). Development of a Korean problem-solving process inventory for adults. *Journal of Korean Academy of Fundamentals of Nursing*, 15(4), 548-557. Recuperado de <https://j.kafn.or.kr>
- Lévy-Mangin, J., Martín-Fuentes, M., & Román-González, M. (2006). Optimización según estructuras de covarianzas. En J. Lévy-Mangin & J. Varela-Mallou

- (Eds.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales* (pp. 9-30). España: Netbiblo. doi: [10.4272/84-9745-136-8.ch2](https://doi.org/10.4272/84-9745-136-8.ch2)
- 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. Recuperado de <https://revistas.um.es/analesps>
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P. (2019) Factor Analysis, Versión 10.10.01 64 bits. [software de cómputo]. Universidad Rovira y Virgili
- Lyp-Wrońska, K. (2016). World Class Manufacturing Methodology as an example of problems solution in Quality Management System. *Key Engineering Materials*, *682*, 342-349. doi: [10.4028/www.scientific.net/KEM.682.342](https://doi.org/10.4028/www.scientific.net/KEM.682.342)
- Merrill, K. L., Smith, S. W., Cumming, M. M., & Daunic, A. P. (2017). A review of social problem-solving interventions: Past findings, current status, and future directions. *Review of Educational Research*, *87*(1), 71-102. doi: [10.3102/0034654316652943](https://doi.org/10.3102/0034654316652943)
- Mumford, M., Marks, M., Zaccaro, S., & Reiter-Palmon, R. (2000). Development of leadership skills: Experience and timing. *Psychology Faculty Publications*, *11*(1), 87-114. Recuperado de <http://digitalcommons.unomaha.edu/psychfacpub/64>
- Mumford, M. D., Zaccaro, S. J., Harding, F. D., Jacobs, T. O., & Fleishman, E. A. (2000). Leadership skills for a changing world: Solving complex social problems. *The Leadership Quarterly*, *11*(1), 11-35. doi: [10.1016/S1048-9843\(99\)00041-7](https://doi.org/10.1016/S1048-9843(99)00041-7)
- Nezu, A. M., Nezu, C. M., & D`Zurilla, T. J. (2014). *Terapia de Solución de Problemas: Manual de tratamiento*. Bilbao, España: Desclée de Brouwer.
- Núñez-López, S., Ávila-Palet, J. E., & Olivares-Olivares, S. L. (2016). El desarrollo del pensamiento crítico en estudiantes universitarios por medio del aprendizaje basado en problemas. *Revista Iberoamericana de Educación Superior*, *8*(23), 84-103. Recuperado de <https://www.ries.universia.unam.mx/index.php/ries>
- Palomar-Lever, J., Harari-Quinn, A. P., & Juárez, M. del P. (2010). Elaboración de una escala de resolución de problemas para adultos (ERPA). *Enseñanza e Investigación en Psicología*, *15*(1), 31-39. Recuperado de <https://www.revistacneip.org/index.php/cneip>
- Patrón-Cortés, R., & Barroso-Tanoira, F. (2015). Competencias directivas de gerentes de restaurantes turísticos. Un estudio en la ciudad de San Francisco de Campeche, México. *Estudios y Perspectivas en Turismo*, *24*(1), 96-114. Recuperado de <https://www.estudiosenturismo.com.ar>
- Patrón-Cortés, R. M., Pérez-Canul, C. A., & Medina-Blum, F. (2014). Las competencias directivas más valoradas por las Pymes al elegir a un profesional: Caso tiendas de autoservicio. *Revista Iberoamericana de Producción Académica y Gestión Educativa*, *1*(12). Recuperado de <https://www.pag.org.mx/index.php/PAG/index>
- Patrón-Cortés, R., Pérez-Canul, C., & González-García, E. (2015). Competencias directivas más valoradas por el sector turístico al elegir a sus gerentes de hoteles en el sureste de México. *Revista Iberoamericana para la Investigación y el Desarrollo Educativo*, *2*(3). Recuperado de <https://www.pag.org.mx/index.php/PAG/index>
- Pereda-Pérez, F., López-Guzmán-Guzmán, T., & González-Santa-Cruz, F. (2014). Las habilidades directivas como ventaja competitiva. El caso del sector público de la provincia de Córdoba (España). *Intangible Capital*, *10*(3), 528-561. doi: [10.3926/ic.511](https://doi.org/10.3926/ic.511)
- Pérez-Rave, J., & González-Echavarría, F. (2018). El síndrome de “echar la culpa” desde una mirada sistémica y sus repercusiones para la solución de problemas en la empresa. *Revista Ingenierías Universidad de Medellín*, *17*(33), 187-205. doi: [10.22395/riium.v17n33a10](https://doi.org/10.22395/riium.v17n33a10)
- Quero-Virla, M. (2010). Confiabilidad y coeficiente alpha de Cronbach. *Telos*, *12*(2), 248-252. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=99315569010>
- Rangel-Carreño, T., Lugo-Garzón, I., & Calderón, M. (2018). Revisión bibliográfica equipos de trabajo: Enfoque cuantitativo, características e identificación

- de variables que afectan la eficiencia. *Ingeniería Solidaria*, 14(24). Recuperado de <https://revistas.ucc.edu.co/index.php/in>
- Razali, N., & Wah, Y. (2011). Power comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling tests. *Journal of Statistical Modeling and Analytics*, 2(1), 21-33. Recuperado de http://www.de.ufpb.br/~ulisses/disciplinas/normality_tests_comparison.pdf
- Rico, R., Alcover de la Hera, C., & Taberero, C. (2010). Efectividad de los equipos de trabajo: Una revisión de la última década de investigación (1999-2009). *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 26(1), 47-71. Recuperado de http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1576-59622010000100004&lng=es&tlng=pt
- Robbins, P., & Judge, T. (2009). *Comportamiento Organizacional* (13ª. ed.). México: Pearson/Prentice Hall.
- Rodríguez, E., Rabazo, A., & Naranjo, D. (2015). Evidencia empírica de la adquisición de la competencia de resolución de problemas. *Perfiles Educativos*, 37(147), 50-66. Recuperado de <https://www.iisue.unam.mx/perfiles>
- Ruiz-Méndez, D., & Vega-Valero, C. (2017). Capacitación basada en evidencias: Una aportación tecnológica desde la psicología. *Revista Iberoamericana de Psicología*, 10(2), 35-42. doi: [10.33881/2027-1786.rip.10204](https://doi.org/10.33881/2027-1786.rip.10204)
- Ruiz, D., Nava, C., & Carbajal, R. (2016). Issues in organizational assessment: The case of frustration tolerance measurement in Mexico. *International Scholarly and Scientific Research & Innovation*, 10(3), 912-916. Recuperado de <https://waset.org>
- San Román-Losada, I. (2014). *Factores de comportamiento directivo y su impacto en la calidad*. Uruguay: Académica Española.
- Sánchez, J., Aguirre, M., Barrales, A., Vergara, J., & Mota, I. (2015). Las habilidades directivas. En Red Mexicana de Investigadores en Estudios Organizacionales (Ed.), *El análisis organizacional en México y América Latina, Retos y Perspectivas a 20 años de Estudios* (pp. 125-164). México: Hess. Recuperado de <http://remineo.org/images/documentos/memorias/ciao/xiiciao/aomal.pdf>
- Shipper, F., & Davy, J. (2002). A model and investigation of managerial skills, employees' attitudes, and managerial performance. *The Leadership Quarterly*, 13(2), 95-120. doi: [10.1016/S1048-9843\(02\)00098-X](https://doi.org/10.1016/S1048-9843(02)00098-X)
- Streiner, D. (2003). Being inconsistent about consistency: When coefficient alpha does and doesn't matter. *Journal of Personality Assessment*, 80(3), 217-222. doi: [10.1207/S15327752JPA8003_01](https://doi.org/10.1207/S15327752JPA8003_01)
- Tenhula, W., Nezu, A., Nezu, C., Stewart, M., Miller, S., Steele, J., & Karlin, B. (2014). Moving forward: A problem-solving training program to foster veteran resilience. *Professional Psychology: Research and Practice*, 45(6), 416-424. doi: [10.1037/a0037150](https://doi.org/10.1037/a0037150)
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. doi: [10.1037/a0023353](https://doi.org/10.1037/a0023353)
- Whetten, D., & Cameron, K. (2011). *Desarrollo de habilidades directivas* (8ª ed.). México: Pearson Educación.
- Yukl, G. (1989). Managerial leadership: A review of theory and research. *Journal of Management*, 15(2), 251-289. doi: [10.1177/014920638901500207](https://doi.org/10.1177/014920638901500207)

Apéndice 1

Escala de solución de problemas para directivos (ESOP-D)

Escala “Solución de problemas”

Instrucciones: Indique con qué frecuencia realiza las siguientes acciones cada vez que se presenta un problema en la organización que depende de usted para ser solucionado.

Marque con una X la opción que más se ajuste a su respuesta. Las opciones son:

	Nunca	Casi nunca	Algunas veces	Casi siempre	Siempre			
	1	2	3	4	5			
1	Además de mí, otros compañeros de trabajo pueden verificar que el problema se ha resuelto.			1	2	3	4	5
2	Busco posibles soluciones a un problema laboral desde distintos puntos de vista.			1	2	3	4	5
3	Realizo un registro de todas las acciones que se llevaron a cabo en la solución del problema.			1	2	3	4	5
4	Determino la viabilidad de las alternativas para solucionar el problema organizacional.			1	2	3	4	5
5	Para elegir una solución considero las posibilidades de éxito de cada alternativa.			1	2	3	4	5
6	Analizo los factores externos que influyen en el problema.			1	2	3	4	5
7	Evalúo si la estrategia de solución se ejecutó según lo planeado.			1	2	3	4	5
8	Sigo al pie de la letra las acciones establecidas en el plan de acción para solucionar un problema en mi trabajo.			1	2	3	4	5
9	Establezco un tiempo determinado para solucionar el problema.			1	2	3	4	5
10	Integro estrategias de solución cuando son compatibles.			1	2	3	4	5
11	Delimito la situación problemática.			1	2	3	4	5
12	Cuando tomo decisiones en mi puesto de trabajo, intento predecir los pros y contras de cada alternativa de solución.			1	2	3	4	5
13	Encuentro alternativas variadas.			1	2	3	4	5
14	Puedo reconocer cuando se solucionó el problema en mi trabajo.			1	2	3	4	5
15	Corrijo fallos durante la ejecución del plan de acción para solucionar un problema en mi trabajo.			1	2	3	4	5
16	Reúno toda la información posible para delimitar el problema.			1	2	3	4	5

17	Cuando me enfrento a un problema conocido identifico las alternativas que me han funcionado.	1	2	3	4	5
18	Analizo la relación entre los elementos del problema.	1	2	3	4	5
19	Busco información en mi organización acerca del problema.	1	2	3	4	5
20	Me anticipo a posibles eventualidades que puede generar la solución del problema.	1	2	3	4	5
21	Superviso la ejecución de la alternativa de solución.	1	2	3	4	5
22	Trato de anticiparme al resultado que obtendría con cada alternativa de solución.	1	2	3	4	5
23	Evalúo si el método elegido es adecuado para resolver el problema en la organización.	1	2	3	4	5
24	Elijo la mejor alternativa de solución basándome en los posibles resultados para la organización.	1	2	3	4	5
25	Después de llevar a cabo una solución, analizo hasta qué punto el problema organizacional ha mejorado.	1	2	3	4	5
26	Comparo las fortalezas y debilidades de cada posible solución antes de tomar una decisión.	1	2	3	4	5
27	Verifico la mejora del problema durante la implementación de la solución.	1	2	3	4	5
28	Comparo si los resultados organizacionales obtenidos coinciden con los resultados esperados.	1	2	3	4	5
29	Utilizo un método para comparar alternativas de solución.	1	2	3	4	5
30	Elaboro un plan de acción para resolver el problema.	1	2	3	4	5
31	Considero la primera idea de solución que se me ocurre como la mejor alternativa.	1	2	3	4	5
32	Me aseguro de que todos los involucrados en el problema participen en la solución.	1	2	3	4	5
33	Pienso en la mayor cantidad de posibles soluciones.	1	2	3	4	5
34	Establezco metas claras que me permitan identificar cuando ya se resolvió la problemática organizacional.	1	2	3	4	5
35	Establezco indicadores para saber en qué momento se resolvió el problema.	1	2	3	4	5
36	Verifico si entendí el problema de la organización.	1	2	3	4	5
37	Cuando fracaso al solucionar un problema, examino qué fue lo que no funcionó.	1	2	3	4	5
38	Evalúo la alternativa que implique el menor gasto de recursos y el mayor beneficio para la organización.	1	2	3	4	5
39	Evalúo diversas alternativas para ejecutar el plan de acción.	1	2	3	4	5
40	Cuando tengo más de una alternativa de solución elijo la que en mi consideración es la que tiene más probabilidad de solucionar el problema.	1	2	3	4	5