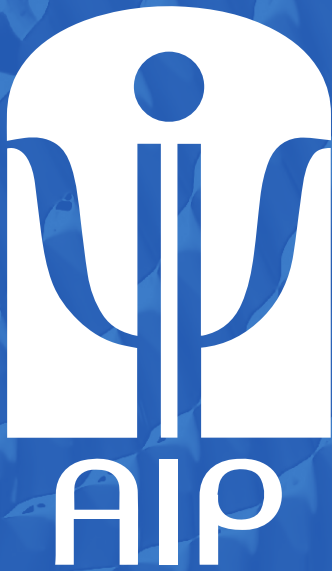




ISSN (edición impresa) 2007-4832
ISSN (edición electrónica) 2007-4719

ACTA DE INVESTIGACIÓN PSICOLÓGICA

PSYCHOLOGICAL RESEARCH RECORDS

Volumen 13, Número 2, Agosto 2023

UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO
FACULTAD DE PSICOLOGÍA

Editor General - Chief Editor

Rolando Díaz Loving
Universidad Nacional Autónoma de México

Editor Ejecutivo- Executive Editor

Sofía Rivera Aragón
Pedro Wolfgang Velasco Matus
Universidad Nacional Autónoma de México

Editor Asociado- Associate Editor

Claudia Ivethe Jaen Cortés
Universidad Nacional Autónoma de México

Consejo Editorial - Editorial Board

Aroldo Rodrigues
California State University

Brian Wilcox
University of Nebraska

Carlos Bruner Iturbide
Universidad Nacional Autónoma de México

David Schmitt
Bradley University

Emilia Lucio Gómez-Maqueo
Universidad Nacional Autónoma de México

Emilio Ribes Iñesta
Universidad Veracruzana

Feggy Ostrosky
Universidad Nacional Autónoma de México

Felix Neto
Universidade do Porto

Heidemarie Keller
University of Osnabrück

Javier Nieto Gutiérrez
Universidad Nacional Autónoma de México

John Berry
Queen's University

José Luis Saiz Vidallet
Universidad de la Frontera

José María Peiró
Universidad de Valencia

Klaus Boehnke
Jacobs University

Laura Acuña Morales
Universidad Nacional Autónoma de México

Laura Hernández Guzmán
Universidad Nacional Autónoma de México

Lucy Reidl Martínez
Universidad Nacional Autónoma de México

María Cristina Richaud de Minzi
Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas

María Elena Medina-Mora Icaza
Instituto Nacional de Psiquiatría

Michael Domjan
University of Texas at Austin

Mirna García Méndez
Universidad Nacional Autónoma de México

Mirta Flores Galaz
Universidad Autónoma de Yucatán

Peter B. Smith
University of Sussex

Ronald Cox
Oklahoma State University

Roque Méndez
Texas State University

Rozzana Sánchez Aragón
Universidad Nacional Autónoma de México

Ruben Ardila
Universidad Nacional de Colombia

Ruth Nina Estrella
Universidad de Puerto Rico

Sandra Castañeda
Universidad Nacional Autónoma de México

Scott Stanley
University of Denver

Silvia Koller
Universidad Federal de Rio Grande do Sul

Steve López
University of South California

Víctor Manuel Alcaraz Romero
Universidad Veracruzana

Victor Corral Verdugo
Universidad de Sonora

William Swann
University of Texas at Austin

Ype H. Poortinga
Tilburg University

© UNAM Facultad de Psicología, 2023

Acta de Investigación Psicológica, Año 13, No. 2, mayo-agosto 2023, es una publicación cuatrimestral editada por la Universidad Nacional Autónoma de México, Cd. Universitaria, Coyoacán, C.P. 04510, México, D.F., a través de la Facultad de Psicología, Av. Universidad 3004, Col. Copilco- Universidad, Del. Coyoacán, C.P. 04510, México, D.F., Tel./Fax (55)56222259 y (55)56222326, <http://www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacionpsicologica/>, aip.psicologia@unam.mx, Editor responsable: Dr. Rolando Díaz Loving. Certificado de Reserva de Derechos al Uso Exclusivo N° 04-2011-040811145400-102, ISSN 2007-4832, e-ISSN 2007-4719, Certificado de Licitud de Título y Contenido: 15476, expedido por la Comisión Calificadora de Publicaciones y Revistas Ilustradas de la Secretaría de Gobernación. Impresa en los talleres del Departamento de Publicaciones de la Facultad de Psicología, UNAM, Domicilio Av. Universidad 3004, Col. Copilco – Universidad, C.P. 04510, Delegación Coyoacán, México, D.F. Responsables de la última actualización de este número: División de Posgrado e Investigación, Facultad de Psicología, Dr. Pedro Wolfgang Velasco Matus y Dra. Sofía Rivera Aragón, Av. Universidad 3004, Col. Copilco-Universidad, Coyoacán, C.P. 04510, México, D.F., fecha de última modificación, 31 de julio de 2023.

El contenido de los artículos es responsabilidad de los autores y no refleja necesariamente el punto de vista de los árbitros ni del Editor. La reproducción total o parcial de los contenidos e imágenes de esta publicación se rige de acuerdo a la licencia Creative Commons Reconocimiento-NoComercial-SinObraDerivada 4.0 Internacional (CC BY-NC-ND 4.0) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Esta revista se distribuye por la Facultad de Psicología, UNAM, Domicilio Av. Universidad 3004, Col. Copilco – Universidad, C.P. 04510, Delegación Coyoacán, México, D.F., con un costo de \$100.00 pesos mexicanos.

Sistema de índices y resúmenes: AIP se encuentra en Latindex, CLASE, SciELO, SciELO Citation Index (Thomson Reuters), ScienceDirect (Elsevier), Iresie, y Redalyc. Abstracting and Indexing: PRR is abstracted or indexed in Latindex, CLASE, SciELO, SciELO Citation Index (Thomson Reuters), ScienceDirect (Elsevier), Iresie, and Redalyc

ÍNDICE

Index

Agosto 2023
August 2023

Volumen 13
Volume 13

Número 2
Issue 2

Prólogo	1
Preface	3
Dr. Rolando Díaz Loving	
DERSR-B. A Brief Scale for Detection of Emotional Dysregulation Risk <i>DERSR-B. Una Escala Breve para la Detección de Riesgo de Desregulación Emocional</i> Gilda Gómez Peresmitré, y Romana Silvia Platas Acevedo	5
Apego Adulto y Soltería: Validación de una Escala <i>Adult Attachment and Singleness: Validation of a Scale</i> Michelle García Torres, y Mirna García Méndez	19
Motivación Intrínseca y Perspectiva Temporal de Universitarios del Noroeste de México <i>Intrinsic Motivation and Temporal Perspective of College Students from Northwestern Mexico</i> Daniel González Lomelí, Daniela González Valencia, Ma. De los Ángeles Maytorena Noriega, y César Omar Sepúlveda Moreno	32
Association between HIV Perceived Risk and Intimate Partner Violence among Women <i>Asociación entre Percepción de Riesgo de VIH y Violencia de Pareja en Mujeres</i> Centli Guillén Díaz Barriga, Dulce María Díaz Sosa, Cintia Tamara Sánchez Cervantes, y Mayra Alejandra Mora Miranda	43
Impacto de las Creencias Conspirativas en la Intención de Vacunación contra el COVID-19 en Adultos Mexicanos <i>Impact of Conspiracy Beliefs on the Intention to Vaccinate against COVID-19 in Mexican Adults</i> Marcoantonio Villanueva, Jorge Schleef, y Joaquín Alberto Padilla Bautista	55
Construcción y Validación de una Escala de Conductas de Separación de Pareja <i>Construction and Validation of a Scale of Couple Separation Behaviors</i> Judith Guadalupe Ángel Ramírez y Sofía Rivera Aragón	64
Desarrollo de Escala sobre Celos Románticos en Redes Sociales (Facebook y WhatsApp) <i>Development of the Social Networking Sites (Facebook and WhatsApp) Romantic Jealousy Scale</i> Jorge Luis Montes-Domínguez, Sofía Rivera-Aragón, Mirta Margarita Flores Galaz, Rolando Díaz-Loving, y Ángel Eduardo Velasco Rojano	76
Online Training for Primary Care Staff: Skills Development on the Mental Health Gap Action Programme (mhGAP) Intervention Guide <i>Entrenamiento en Línea para Personal de Atención Primaria: Desarrollo de Habilidades sobre la Guía de Intervención para Superar las Brechas en Salud Mental (mhGAP)</i> Violeta Félix Romero, Ángel Eugenio Tovar, Alejandra López Montoya, Marco Antonio Flores Coronado, Sandra Iyonne Ferrer Reyes, Silvia Morales Chainé, y Miguel Malo Serrano	88
Coping with Transgressions by the Romantic Partner: An Inventory Validation and its Correlation with Forgiveness <i>Afrontamiento ante las Transgresiones en la Pareja: Validación de un Inventario y su Relación con el Perdón</i> Rodrigo Miguel Rosales Sarabia, Sofía Rivera Aragón, Rolando Díaz Loving, y Paulette Eurídice Robles Pérez	100
Reactividad Cardíaca ante Evocación de Eventos Estresantes en Población Universitaria <i>Cardiac Reactivity to Evocation of Stressful Events in a University Population</i> José Esael Pineda Sánchez, Erik Leonardo Mateos Salgado, Benjamín Domínguez Trejo, Fructuoso Ayala Guerrero, Brian Michelle González Hernández, y Norma Angélica Ortega Andrade	115

Proceso Editorial

Guidelines for Authors

Editorial Process



PRÓLOGO

El Volumen 13-2 de Acta de Investigación Psicológica correspondiente a agosto del 2023 se compone de 10 artículos empíricos cubriendo una variedad de temas de la psicología. Al igual que en previas ediciones de la revista, se envió cada artículo a 2 jueces que emitieron su dictamen al editor, posteriormente, en caso de ser aceptado el manuscrito, las correcciones de los autores y la re-revisión por parte del cuerpo editorial se completaron, dando como resultado un ejemplar de investigación sistemática y rigurosa sobre aspectos relativos a relaciones interpersonales, salud y educación. En el rubro más amplio, aparecen cinco artículos interesantes refiriéndose a diversos aspectos de las relaciones interpersonales, con énfasis en la pareja. A saber, el perdón como estrategia de afrontamiento ante las transgresiones de la pareja; el apego adulto y la soltería; percepción de riesgo de VIH y violencia de pareja en mujeres; conductas de separación en la pareja; y sobre celos románticos en las redes sociales. Continuando con aspectos de educación, se aprobó un artículo sobre motivación intrínseca y perspectiva temporal en universitarios. En cuanto al tema de salud, aparecen cuatro trabajos: un estudio sobre la detección del riesgo de desregulación emocional; efectos de creencias conspirativas en la intención de vacunación contra COVID19; entrenamiento para personal de salud mental; y la reactividad cardiaca ante eventos estresantes. Con el propósito de mantener los mismos altos niveles de relevancia y calidad que en números anteriores de la revista, se utilizaron los mismos criterios editoriales de objetividad y reconocimiento de la tarea educativa que juega el proceso editorial. Se extiende un agradecimiento a los revisores por sus objetivas directrices a las personas que sometieron manuscritos, y a quienes enviaron sus investigaciones al proceso de análisis. El comité Editorial espera seguir contando con sus valiosas contribuciones para futuras ediciones de Acta de Investigaciones Psicológicas.

Dr. Rolando Díaz Loving
Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, México
aip.psicologia@unam.mx



PREFACE

Volume 13-2 of the Psychological Research Proceedings, corresponding to August 2023, consists of 10 empirical articles covering a variety of topics in psychology. As in previous editions of the journal, each article was sent to two judges who issued their opinion to the editor; subsequently, if the manuscript was accepted, the corrections of the authors and the re-review by the editorial board were completed, resulting in an issue with systematic and rigorous research on aspects related to interpersonal relationships, health, and education. In the broader category, there are five interesting articles referring to various aspects of interpersonal relationships, with emphasis on the couple. The first article is on forgiveness as a coping strategy for dealing with couple transgressions; second, adult attachment and singleness; third, perception of risk of HIV and intimate partner violence in women; fourth, separation behaviors in the couple; and finally, about romantic jealousy in social media. Continuing with aspects of education, an article on intrinsic motivation and temporal perspective in university students was approved. Regarding the issue of health, four studies appear: one study on the detection of the risk of emotional dysregulation; another on the effects of conspiratorial beliefs regarding COVID19 on vaccination intention; and then, training for mental health personnel; and cardiac reactivity to stressful events. To maintain the same high levels of relevance and quality as in previous issues of the journal, the same editorial criteria of objectivity and recognition of the educational task played by the editorial process were used. Thanks are extended to the reviewers for their objective guidelines to the people who submitted manuscripts, and to those who submitted their research to the analysis process. The Editorial Committee looks forward to continuing to count on your valuable contributions for future editions of Psychological Research Records.

Rolando Díaz Loving
Psychology Faculty, National Autonomous University of Mexico, Mexico City, Mexico
aip.psicologia@unam.mx



ORIGINAL

DERSR-B. A Brief Scale for Detection of Emotional Dysregulation Risk¹

DERSR-B. Una Escala Breve para la Detección del Riesgo de Desregulación Emocional

Gilda Gómez-Peresmitré² y Romana Silvia Platas Acevedo

Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, México

Recibido 15 de junio de 2022; aceptado 25 de julio de 2023

Abstract

Emotional dysregulation (ED) is related to problems in understanding, perceiving, and regulating emotions. The aim is to find the psychometric properties of an instrument that measures ED and classifies the high/low ED group membership with the least possible error. For statistical purposes (factor analysis), two independent samples of males and females ($n_1 = 476$) and ($n_2 = 562$) were obtained, with ages sample 1 (15-19 years; $M = 15.8$; $SD = 0.71$) and sample 2 (15-19 years; $M = 15.6$; $SD = 0.69$). Three factors were formed by sex, males with 14 items and females with 13 items, each loading on a single factor (total $\alpha = 0.71 - 0.78$ $\omega = 0.67 - 0.79$ females; $\alpha = 0.70 - 0.79$ $\omega = 0.73 - 0.75$ males) and good fit indices. In sum, a validated cut version instrument (DERSR-B), a risk screening instrument, was obtained.

Keywords: Emotional dysregulation; Psychometric properties; Confirmatory factor analysis; Discriminant analysis; Brief version scale

Resumen

La desregulación emocional (DE) se relaciona con problemas para comprender, percibir y regular las emociones. Determinar las propiedades psicométricas de un instrumento que mide DE y que clasifica con el menor error posible la pertenencia de grupo alto/bajo de DE se propuso como el objetivo de este estudio. Para propósitos estadísticos (análisis factoriales) se obtuvieron dos muestras independientes de hombres y mujeres ($n_1 = 476$) y ($n_2 = 562$) respectivamente, con edades para muestra 1 (15-19 años; $M = 15.8$; $DE = 0.71$) y muestra 2 (15-19

¹ This work was supported by UNAM-PAPIIT IN310620. Self-detection of risk and early online prevention. Eating disorders and related problems. We would like to thank the selfless collaboration of students and teachers from the different campuses where the data was obtained.

² Contact: Gilda Gómez-Peresmitré (gildag@unam.mx); Romana Silvia Platas Acevedo (romsip@unam.mx)

años; $M=15.6$; $DE= 0.69$). Se obtuvieron tres factores por sexo, hombres con 14 ítems y mujeres con 13 ítems cada uno cargando en un solo, un único factor (total $\alpha =0.71 - 0.78$ $\omega =0.67- 0.79$ mujeres; $\alpha=0.70 - 0.79$ $\omega=0.73-0.75$ hombres) y con índices de ajuste aceptables. Se obtuvo un instrumento válido en versión corta de detección rápida de riesgo de Desregulación Emocional (DERSR-B).

Palabras clave: Propiedades psicométricas; Desregulación emocional; Clasificación de pertenencia de grupo; Análisis factorial; Análisis discriminante; Escala versión corta

Emotional Dysregulation (ED) is related to the onset and development of maladaptive behaviors, in which the role of emotions is fundamental. According to Gratz and Roemer (2004), emotional regulation is the ability to understand, accept and modulate our emotional states in pursuit of goal-directed behaviors. Effective use of strategies for emotional regulation has been associated with improved psychological well-being and better functioning. Conversely, difficulties in understanding, perceiving, and regulating emotions can contribute to a wide range of adverse outcomes (Berking & Whitley, 2014; Yiğit & Guzey-Yiğit, 2019).

Aldao et al. (2010), Gross & Jazaieri (2014), and Gómez et al. (2014), among other authors, propose that ED is a transdiagnostic element (common element for the diagnosis of various psychopathologies) present in both anxiety disorders and depressive disorders.

Emotional Dysregulation (ED) allows for predicting short-term anxiety, social competence impairment, and cognitive impairment (e.g., Berkovits & Baker, 2014). However, in the long term and at early ages, ED increases the likelihood of anxiety, depression, risky eating behavior, and aggression, among other disorders (Kelly et al., 2016; Racine & Wildes, 2015).

Emotional Regulation (ER) strategies, on the other hand, are different and may be influenced by the self-perception of the emotion and by the stress of the environment in which they occur. For example, women have reacted more effusively and emotionally, while men appraise their emotions as more stressful and intense (Nolen-Hoeksema, 2012). In addition, Bender et al. (2012) found that adolescent

females in their study had, compared to males, higher rates of anxiety, difficulty regulating emotions, and less emotional clarity; adolescent males had lower rates of anxiety and more difficulty with emotional awareness.

One of the most widely used instruments in the assessment of ED and ER is the Dysregulation and Emotional Regulation Scale (DERS) developed by Gratz and Roemer (2004). The authors used Exploratory Factor Analysis (EFA) with the Principal Component extraction method with PROMAX rotation to determine the factor structure formed by 36 items distributed six factors: F1 non-acceptance of emotional responses (non-acceptance) $\alpha=0.85$; F2 difficulties in goal-directed behaviors when upset (goals) with an $\alpha=0.89$; F3 difficulties controlling impulsive behaviors when upset (impulsivity) $\alpha=0.86$; F4 limited access to perceived effective emotional regulation strategies (strategies) with an $\alpha=.88$; F5 lacks emotional awareness (awareness) with an $\alpha=0.80$, and F6 lacks emotional clarity (clarity) with an $\alpha=.84$.

Different authors in different countries applied the DERS replicating the six-factor structure reported for the original DERS (Gratz & Roemer 2004). Among these authors are Ruganci and Gençöz (2010), who applied the DERS in Turkey; Giromini et al. (2012) validated the DERS in Italy; Medrano and Trógo-lo (2014) adapted the DERS in Argentina; Gómez et al. (2014) validated the scale in Spain. In the USA (Bardeen et al., 2012), India (Snow et al., 2013), and Korea (Cho & Hong, 2013). In Chile, Guzmán-González, et al., (2014) conducted a study testing the validity and reliability of the DERS-E (report a five-factor structure). Other authors, such as Hervás and Jodar (2008), proposed an internal structure

based on five factors where the items of Impulse and Strategies were grouped into a single factor. It should be noted that these studies, except the last two, replicated the structure of the original DERS, and the values of the alpha coefficients resulted in similarities with a few exceptions (e.g., factor 4 from the application of Medrano & Trogolo, 2014); factor 5 from the application of Gómez et al. (2014). The original structure has also been replicated in adolescent samples, e.g., in the Dutch community (Neumann et al., 2016) and American communities (Perez et al., 2012). In Mexico, Marin et al. (2012) tested the psychometric properties of the Spanish format of the DERS (DERS-E) with a non-clinical population of adolescents. Participants were 455 high school students from a public high school (mean age=13.1). A Confirmatory Factor Analysis was applied, and in comparison, with the original version, they did not find the six-factor structure using the 36 items. The application of the EFA yielded a four-factor structure with 24 items; the DERS was validated using a CFA, the reliability of the factors was from: $\alpha=0.68$ to 0.85 , and the concurrent validity was significant ($r=.51$ to $.76$, $p \leq .05$).

The exposed results stated that DERS has good psychometric properties (validity and reliability) and cross-cultural validity in clinical and community samples. They also show the importance of emotion management and its impact on adolescence.

It is important to note that other studies conducted in different populations and sociocultural contexts do not replicate the factor structure of the original 6-factor DERS (Gratz & Roemer, 2004) but maintain adequate psychometric properties. These have been defined as short versions. Among them are DERS- 2F, 15 (Muñoz-Martínez et al., 2016). Factor Analysis showed that 15 of the original 36 items contributed significantly to 54% of the variance. However, the second factor was formed by only one item. The authors did not provide the factors' reliability or the overall scale. The DERS-16 was applied by Shahabi et al. (2020), and their internal consistency and validity were examined in clinical and community samples. The validity of the DERS-

16 was evaluated by comparing the relative strength of the association of the two versions of the DERS with measures of emotion regulation and related constructs, psychopathology, and clinically relevant behaviors theorized to stem from emotion regulation deficits. Results demonstrate that the DERS-16 has retained excellent internal consistency, good test-retest reliability, and good convergent and discriminant validity. Shahabi et al. (2020) applied the same scale (DERS-16) to extend the research by evaluating the reliability and validity of the Persian version in a university sample. The Persian DERS-16 demonstrated excellent internal consistency, test-retest reliability, and concurrent validity. Furthermore, confirmatory factor analysis (CFA) supported the proposed factor structure. Victor and Klonsky (2016) found that item-total correlations of DERS-18 ranged from .53 to .83, similar to those reported by Gratz and Roemer (2004). The mean inter-item correlations for each subscale and the overall score ranged from .53 to .75. The DERS-18 showed all of the high alpha values (.91). Powers, et al. (2014) reported a brief, self-report measure of emotion dysregulation EDS-Short 12 items that show good construct validity and provide significant predictive utility concerning psychopathology and resiliency factors. This brief scale showed good construct validity, relating to other measures of emotion dysregulation, and was highly correlated with the DERS, (e.g., Ehring & Quack, 2010). Contreras et al. (2018) applied the Emotional Dysregulation Scale (EDS-short), consisting of 12 items for Mexican children and adolescents; the scale presented adequate reliability a Cronbach's alpha of .90. The Portuguese version of DERS-SF 6 factors, 18 items, has good psychometric properties, an acceptable fit, good reliability, convergent validity, and a correlated six-factor structure to the original version. The results also suggested the invariance of the factor structure of the DERS-SF across genders (Gouveia, Ramos, Brito, Almeida & Cardoso, 2022).

The present research is a precedent in the study of emotional dysregulation, and its aim is to find the psychometric properties, structural validity (AFE, AFC, and models derived from), as well as to know

the discriminant probability functions (Discriminant Analysis) to classify the group membership, in addition to the membership criterion for the new cases. Furthermore, the internal consistency of this instrument, which corresponds to a brief scale of rapid detection of risk emotional dysregulation (DERSR-B) in Mexican high school students from public schools, is part of the goal of this study.

Method

Design and participants

We worked with instrumental design, distance data collection, and cross-sectional. For statistical purposes (analysis and factorial models), two independent non-probabilistic samples were obtained and distributed on five university campuses of study. Sample 1 (N1=476) 283 women and 193 men (15-19 years; $M = 15.8$; $SD = .71$) and Sample 2 (N2= 562) 378 females and 184 males (15-19 years; $M = 15.6$; $SD = .69$).

Instrument

The instrument was composed of two variable sections: A sociodemographic section with eight items exploring data such as age, work, parents' level of studies, and a Difficulties in Emotional Regulation Scale Section (DERS) (Gratz & Roemer, 2004). Gómez et al. (2014) based on the scales of Hervás and Jodar (2008); Marín et al. (2012) from Mexico, and Herrera et al. (2008) from Colombia, to obtain a version adapted to Spanish youth population with six factors and 28 items (with five response options ranging from never, to always).

Procedure

School principals were contacted to request the participation of their students in the study. The instrument

was uploaded to the platform of the five campuses in the study. Students who agreed to take part received a link to the research instrument by e-mail. To ensure compliance with ethical standards, informed consent was obtained from both the school authorities as legal guardians and the participants themselves. This study followed the General Health Law on Research, considering that it is research without risk, and was approved by the ethics committee of the Faculty of Psychology UNAM (FPCE_08032021_H_AC).

Statistical analysis

A frequency analysis was used to report the socio-demographic characteristics of the sample. The SPSS software V. 22 statistical package (IBM, Armonk, NY, USA) for Windows was used. The variability and normality of the responses were tested with a frequency analysis (Potthar, 1993). A t-test for independent samples was used to determine differences by sex; 14 of the 20 items showed statistically significant differences ≤ 0.05 , so we proceeded to run CFA by sex. Compliance with $KMO \geq .70$ and compliance with Bartlett Sphericity Test $X^2 p \leq .05$ (Kaiser, 1974) were evaluated. AFC was applied to sample 1 using the unweighted least squares method and varimax rotation (factor loadings $\geq .40$, number of items ≥ 3 for each factor). Discriminant analysis was performed to determine the percentage classification of the instrument (low and high risk) (Dimitrov, 2014). The CFA was applied to sample 2 using the maximum likelihood method with VARIMAX rotation, and the same criteria were followed as for the AFE; AMOS 21 software (Arbuckle, 2012) was used. The following goodness-of-fit index were considered: $\chi^2 / df \leq 3$, Root Mean Square error of approximation (RMSEA ≤ 0.05), goodness-of-fit index (GFI ≥ 0.90), adjusted goodness-of-fit index (AGFI; ≥ 0.90), comparative fit index (CFI ≥ 0.95), non-normed fit Index (NNFI $\geq .90$) Standardized Mean Squared Residual (SMRR $\leq .05$) (Brown, 2015, Kline, 2016).

Results

Socio demographics Variables

Table 1
Characteristics of the AFC sample

	Men	Women
<i>Age</i>		
Average age (<i>SD</i>)	15.6 (0.82)	15.6 (0.69)
Range	15-19	15-19
<i>You are currently living with</i>		
Immediate family	75%	78%
Father or mother	24%	21%
Another	1%	1%
<i>Father's education</i>		
I do not have a father	16%	11%
Uneducated	1%	1%
Basic education	22%	29%
Middle education	34%	31%
Higher education	27%	28%
<i>Father's occupation</i>		
I do not have a father	16%	11%
Unemployed	-	3%
Informal economic activity	21%	32%
Formal economic activity	62.5%	54%
<i>Mother's education</i>		
I do not have a mother	1%	1%
Uneducated	--	
Basic education	26%	27%
Middle education	40%	39%
Higher education	31%	33%
<i>Mother's occupation</i>		
I do not have a mother	1%	1%
Unemployed	--	--
Informal economic activity	54%	54%
Formal economic activity	45%	45%
<i>Domestic violence:</i>		
Yes	16%	18%
No	84%	80%
<i>Types of violence:</i>		
Physical	28%	28%
Psychological	48%	50%
Economic	3%	7%
Verbal	21%	15%

Table 2
Index of Goodness of Fit

	X^2	Sig	RMSEA	CFI	TLI	SMRR
Men	2	0.001	0.06	0.91	0.90	0.06
Women	2	0.001	0.06	0.96	0.94	0.07

Confirmatory factor analysis

Results for the male sample, the values obtained were (KMO = 0.80) and Bartlett's test of sphericity $X^2(190) = 1208.98$; $p \leq .001$, with three factors (33% of variance explained, $\alpha = 0.82$, $\omega = 0.75$). The first factor (13% variance explained, $\alpha = 0.79$, $\omega = 0.79$) with five items related to Strategies. Second factor (11% variance explained, $\alpha = 0.78$, $\omega = 0.79$) with 4 items measuring Goals, and third factor (9% variance, $\alpha = 0.68$, $\omega = 0.67$) with 5 items related to Impulse. The goodness-of-fit indices for both models were adequate (see Table 2 and Figures 1 and 2).

The female sample was (KMO = .85) and Bartlett's test of sphericity $X^2(190) = 2440.502$; $p \leq .000$, with three factors (31% explained variance, $\alpha = .84$, $\omega = .75$). First factor (12% explained variance, $\alpha = 0.78$, $\omega = 0.78$) with 5 items related to Goals. Second factor (11% explained variance, $\alpha = 0.72$, $\omega = 0.73$) with 5 items related to Strategies, and Third factor (8% variance, $\alpha = 0.71$, $\omega = 0.73$) with 3 items measuring Impulse. The goodness of fit indices for both models were appropriate (See Table 2 and Figures 1 and 2).

Discriminant Analysis

A Discriminant Analysis (DA) was applied to the dysregulation instrument, using the stepwise method, obtaining the functions that classify the probability of group membership (high/low dysregulation) and the membership criterion for new cases. Before applying the DA, the data for each factor were classified into two groups, high/low dysregulation, using the 25th and 75th percentiles as cut-off points.

The discriminant analysis results showed that of the 14 items for men yielded by the CFA, only 7 of them were statistically significant; in the discriminant function of the 13 items, only 10 of them discriminated against women (Table 4).

It should be noted that in the case of women, the standardized coefficients show that the item that contributes most to differentiation is "I get angry easily" (0.52); while among men, the item that best discriminates is "When I am upset, I lose control" (0.50).

As for the canonical correlation (CR), a significant association was obtained between groups (low dysregulation / high dysregulation) with the predictor factors and R-values. For the women's group, a CR ≥ 0.93 was obtained (Table 5). The effect size determinant coefficients were ($R^2 = 0.86$). For men, a CR of 0.93 ($R^2 = 0.86$) was obtained. The centroid values (means) showed, in each case, good inter-centroid separations, indicating that the function adequately separates between low emotional dysregulation and high emotional dysregulation.

The discriminant function's predictive ability (correct classification) (and the criterion for membership of the new cases) was 100% for both the original grouping and the cross-validation.

Discussion

The objective of this study was to determine the psychometric properties and structural validity (AFE, AFC, AFC-Models) and conduct a discriminant analysis to determine the functions to classify the probability of group membership (high/low dysregulation) in addition to the membership criterion for the new cases. In addition, the internal consistency

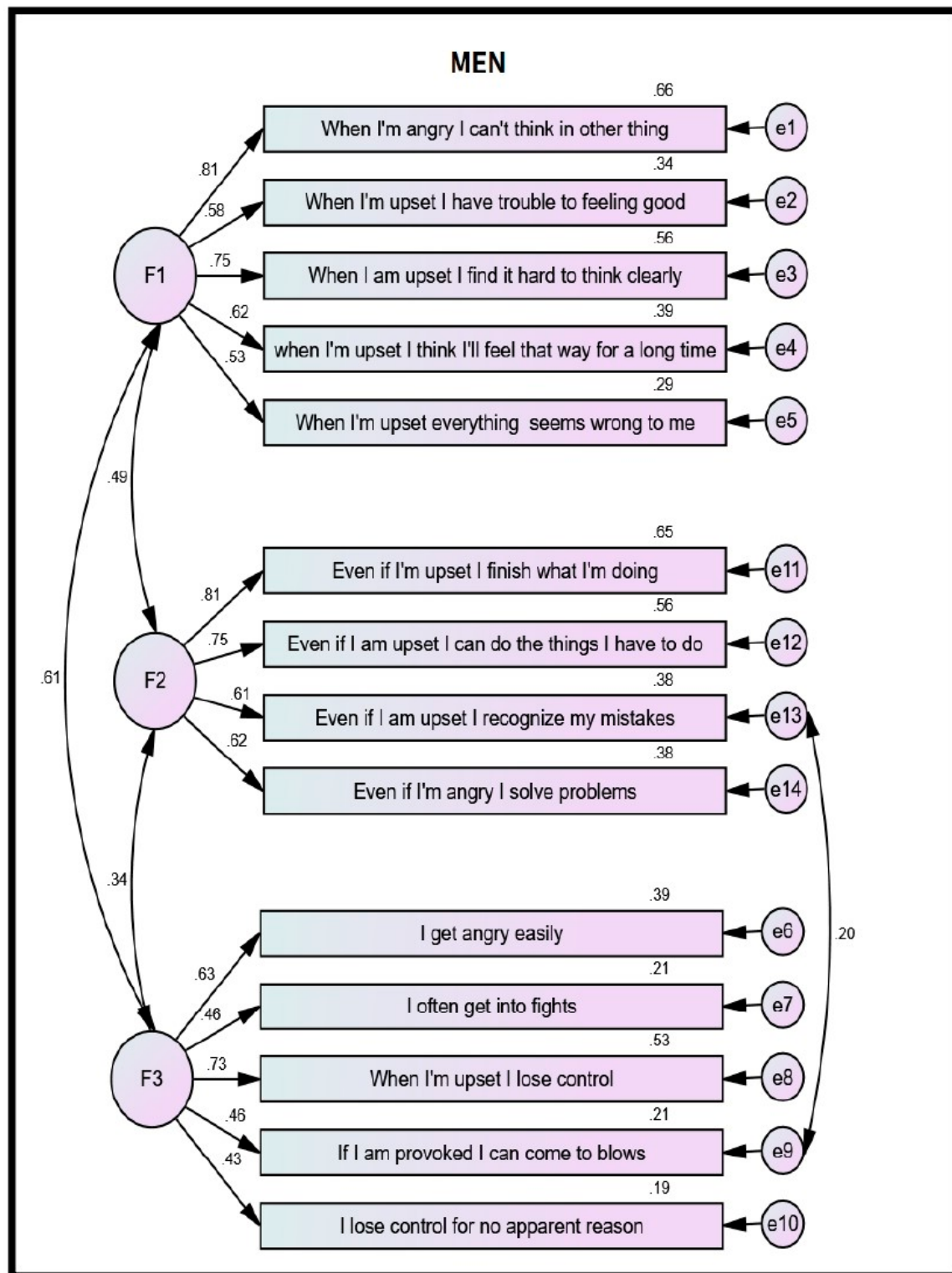


Figure 1. Confirmatory Model. Emotional dysregulation (men).

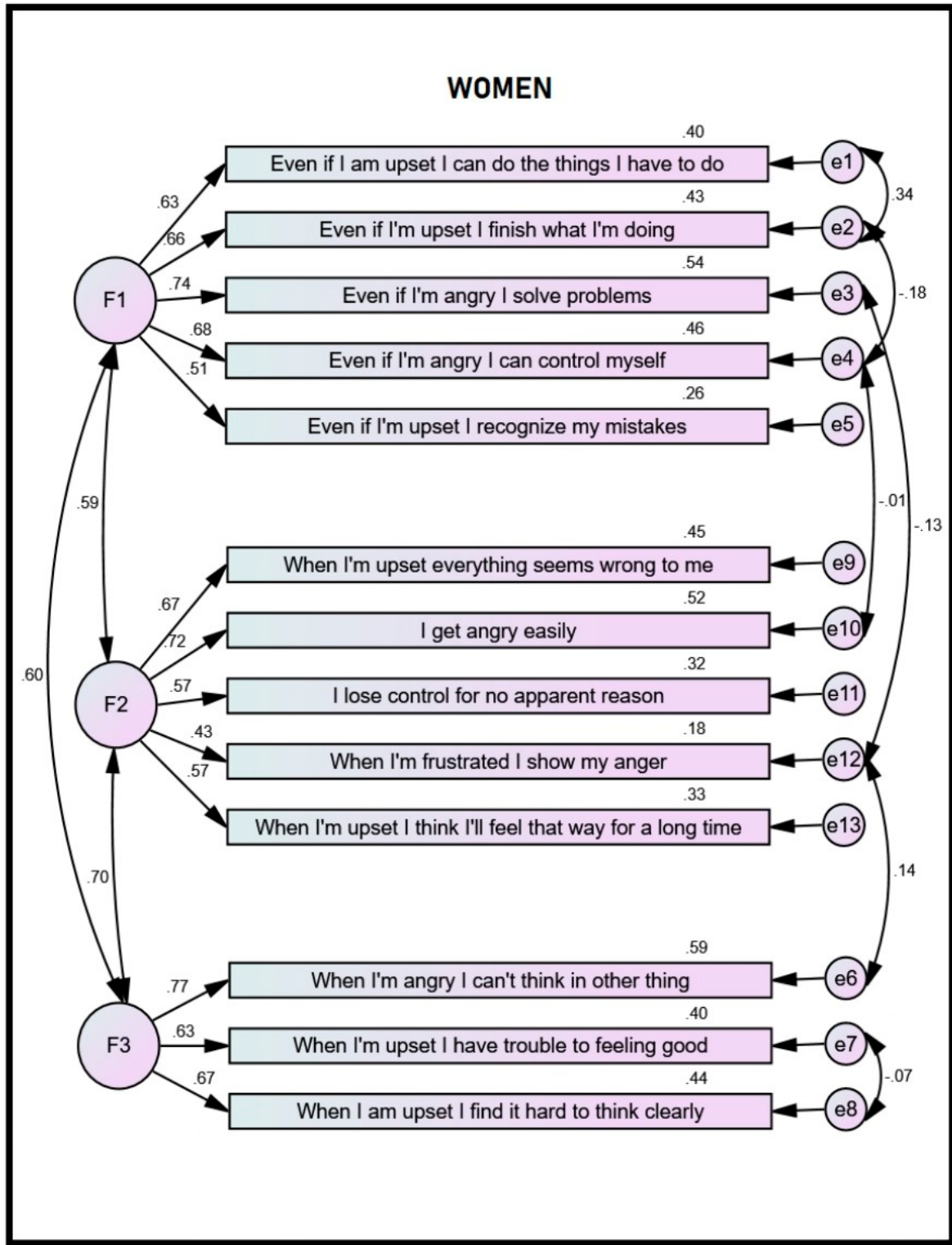


Figure 2. Confirmatory Model. Emotional dysregulation (women).

Table 3
Men. Summary of structural model data

Model	Factor	Name Factor	Correlations	Items	Factor Loads	Variance	α	ω
Men	Factor 1	Strategies	F1 – F2 0.49	1. When I'm angry, I can't think in other thing	0.81	0.66	0.79	0.79
				2. When I'm upset, I have trouble feeling good	0.58	0.34		
				3. When I'm upset, I find it hard to think clearly	0.75	0.56		
				4. When I'm upset, I think I'll feel that way for a long time	0.62	0.39		
				5. When I'm upset, everything seems wrong to me	0.53	0.29		
	Factor 2	Goals	F2 – F3 0.34	1. Even if I'm upset, I finish what I'm doing	0.81	0.65	0.68	0.67
				2. Even if I'm upset, I can do the things I have to do	0.75	0.56		
				3. Even if I'm upset, I recognize my mistakes	0.61	0.38		
				4. Even if I'm angry, I solve problems	0.62	0.38		
	Factor 3	Impulse	F3 – F1 0.61	1. I get angry easily	0.63	0.39	0.78	0.79
				2. I often get into fights	0.46	0.21		
				3. When I'm upset, I lose control	0.73	0.53		
				4. If I am provoked, I can come to blows	0.46	0.21		
				5. I lose control for no apparent reason	0.43	0.19		
	TOTAL							0.82

of this instrument, which corresponds to a brief scale of rapid detection of emotional dysregulation (DER-SR-B-14-13) in Mexican high school students from public schools, was also part of the aim.

Our study's female and male samples were young students (15 to 19 years, $SD < 1.0$). Congruent with age and cultural customs, most of them lived with a nuclear family (father, mother, siblings). Slightly more than half of the fathers had high school and higher education, while slightly more than two-thirds of the mothers had the same levels of education. More than half of the fathers were engaged in some formal economic activity, while a little more than half of the mothers were engaged in informal commerce. Only

one-fifth of the sample perceived violence in the family environment, considering it mainly psychological and secondarily physical violence.

The final results of the factor analysis yielded two models (male/female) with three factors each and fourteen and thirteen items, respectively. Concerning the men's model and according to the names of the DERS factors (Gratz & Roemer, 2004), F1 grouped five items that measure strategies (ability to use emotion regulation strategies); the five items of F2 are related to Goals (commitment to goal-directed behaviors) and the four items of F3 to impulse control (control of impulsive behavior when experiencing negative emotions). In the women's model, the items

Table 4
Women. Summary of structural model data

Model	Factor	Name Factor	Correlations	Items	Factor Loads	Variance	α	Ω
Women	Factor 1	Goals	F1 – F2 0.59	1. Even if I'm upset, I can do the things I have to do	0.63	0.40	0.78	0.78
				2. Even if I'm upset, I finish what I'm doing	0.66	0.43		
				3. Even if I'm angry, I solve problems	0.74	0.54		
				4. Even if I'm angry, I can control myself	0.68	0.46		
				5. Even if I'm upset, I recognize my mistakes	0.51	0.26		
	Factor 2	Strategies	F2 – F3 0.70	1. When I'm upset everything seems wrong to m	0.67	0.45	0.72	0.73
				2. I get angry easily	0.72	0.52		
				3. I lose control for no apparent reason	0.57	0.32		
				4. When I'm frustrated, I show my anger	0.43	0.18		
				5. When I'm upset, I think I'll feel that way for a long time	0.57	0.33		
	Factor 3	Impulse	F3 – F1 0.60	1. When I'm angry, I can't think in other thing	0.77	0.59	0.71	0.73
				2. When I'm upset, I have trouble to feeling good	0.63	0.40		
				3. When I'm upset, I find it hard to think clearly	0.67	0.44		
TOTAL							0.84	0.75

Table 5
Canonical discriminant functions

	Function	Eigenvalue	% of variance	% accumulated	Canonical Correlation
Men	1	6.472 ^a	100.0	100.0	0.93
Women	1	6.167 ^a	100.0	100.0	0.93

Note. The first canonical discriminant functions were used in the analysis.

measuring Goals formed the F1, the most important factor, since it explains the greatest variance, while in the men's model, F1 is related to Strategies. So, while for women, goals are more important (for example, even if I am angry. I do what I have to do, I finish my work.), for men, it is strategies (when I am upset. I cannot think of anything else. I have a

hard time thinking clearly.). In both models, the items in F3 were those that measure Impulse (when I am angry, I can't think of another thing). Goals and strategies formed the F2 for men and women, respectively. The models derived from the CFA of the male sample obtained a higher correlation between the factors: F1-F3 ($r=.61$); and moderate correlations

Table 6
Cross-validation of men and women

Classification results - Women					
		Dysregulation	Predicted group membership		Total
			1.00	2.00	
Original	Recount	1.00 (Low)	96	0	96
		2.00 (High)	1	103	103
		Ungrouped cases	102	77	179
	%	1.00	100.0	.0	100.0
		2.00	.0	100.0	100.0
		Ungrouped cases	57.0	43.0	100.0
Cross-validation	Recount	1.00	96	0	96
		2.00	0	103	103
	%	1.00	100.0	.0	100.0
		2.00	0	100	100.0
Classification results Men					
Original	Recount	1.00 (Low)	46	0	46
		2.00 (High)	1	46	47
		Ungrouped cases	64	27	91
	%	1.00	100.0	.0	100.0
		2.00	2.1	97.9	100.0
		Ungrouped cases	70.3	29.7	100.0
Cross-validation	Recount	1.00	46	0	46
		2.00	1	46	47
	%	1.00	100.0	.0	100.0
		2.00	2.1	97.9	100.0

between F1-F2 ($r=0.49$) and F2-F3 ($r = 0.34$). Between women the correlations were higher than those of men: F1-F3 ($r = 0.60$); F1-F2 ($r= 0.59$); F2-F3 ($r=0.70$).

As can be seen according to the above-reported text, the number of items composing the variety of “short version” scales of the DERS ranges from 12 to 18 and from one (unidimensional) to six factors. The validated scale of our study (DERSR-B-3-13) for the female model and (DERSR-B-3-14) for the male model obtained acceptable alpha values, three fac-

tors with 4 and 5 items each, with significant factor loadings and acceptable contribution of explained variance. Besides the measure problems of emotional dysregulation present in all the short version scales (goals, strategies, and impulsivity) with the absence of dysregulation items that have shown to have problems, especially those related to conscience or awareness (e.g., Bardeen et al., 2012; Hallion, et al., 2018; Muñoz-Martínez, et al., 2016). It is important to remark that the factors of both models showed well-adjusted fit indexes (Table 2).

It should be noted that the results of the discriminant analysis (DA) yielded a high and equal Canonical Correlation (CC) for each group (0.93). For this reason, we also observed an excellent coefficient of determination (0.86) (only 14 percent of the variance remains unexplained) which can also be interpreted as a high effect size (0.86) (predictor and type of dysregulation). It is interesting to note that this value is unusual, as low and moderate values are usually reported. Furthermore, among the most striking findings, it was found that among men and women, the items that discriminate best to achieve a classification of group membership with the lowest possible error are those related to loss of control, for example, among men “when I get angry, I lose control” and among women “I get angry easily”. Finally, it should be noted that the brief scale of emotional dysregulation for Mexican high school students in public schools showed a correct classification (belonging to the dysregulation group) of one hundred percent, that is, without error, in both the male and female groups.

Conclusion

The final product of our study conformed to our expectations. To have a validated instrument that measures emotional dysregulation in samples of Mexican adolescents from public high schools and that at the same time has a high probability of classifying, with the least possible error, the risk of belonging to the high or low-risk group of dysregulations. Three interpretable factors were obtained for each sex, males with 14 items and females with 13 items with each item loading on only one factor, with good internal consistency values and acceptable fit indices. An additional advantage is that our validated instrument belongs to the “short version” modality, i.e., a brief scale (it takes approximately no more than five minutes) of rapid detection of risk emotional dysregulation (DERSR-B). There is a need for short instruments of valid measurement that can be used in large-scale studies or used as a clinical screener to detect individuals who may require more precise and intensive diagnostic evaluation. DERSR-B was also able to achieve a

high percentage of variance explained or significant effect size (R^2) and a high probability of classification without group membership error.

The most critical limitation of the present study is the impossibility of generalizing the results to the Mexican high school student population since we worked with incidental and non-random samples. Likewise, it is necessary to investigate the relationship of the DERSR-B with other measures already tested to obtain the convergent/divergent validity that complements the validation process carried out in the present work.

References

- Aldao, A., Nolen-Hoeksema, S., & Schweizer, S. (2010). Emotion-regulation strategies across psychopathology: A meta-analytic review. *Clinical psychology review*, 30(2), 217–237. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.11.004>
- Aldao, A., Jazaieri, H., Goldin, P. R., & Gross, J. J. (2014). Adaptive and maladaptive emotion regulation strategies: interactive effects during CBT for social anxiety disorder. *Journal of anxiety disorders*, 28(4), 382–389. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2014.03.005>
- Arbuckle, J. L. (2012). *IBM SPSS Amos 21 Users Guide*. Chicago, IL: IBM Software Group.
- Bardeen, J. R., Fergus, T. A., & Orcutt, H. K. (2012). An examination of the latent structure of the difficulties in Emotion Regulation Scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 34(3), 382–392. <https://doi.org/10.1007/s10862-012-9280-y>
- Bender, P. K., Reinholdt-Dunne, M. L., Esbjørn, B. H. y Pons, F. (2012). Desregulación emocional y ansiedad en niños y adolescentes: diferencias de género. *Personalidad y diferencias individuales*, 53 (3), 284–288. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.03.027>
- Berking, M., & Whitley, B. (2014). Emotion regulation: Definition and relevance for mental health. In *Affect Regulation Training. A Practitioners' Manual* (pp. 5-17). https://doi.org/10.1007/978-1-4939-1022-9_2
- Berkovits, L. D., & Baker, B. L. (2014). Emotion dysregulation and social competence: stability, change and predictive power. *Journal of intellectual disability research: JIDR*, 58(8), 765–776. <https://doi.org/10.1111/jir.12088>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2nd ed.). New York, NY: Guilford Publications.

- Cho, Y., & Hong, S. (2013). The New Factor Structure of the Korean Version of the Difficulties in Emotion Regulation Scale (K-DERS). Incorporating Method Factor. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 46(3), 192–201. <https://doi.org/10.1177/0748175613484033>
- Contreras-Valdez, J. A., Hernández-Guzmán, L., & Freyre, M. Á. (2018). Validez de constructo de la versión corta de la Escala de Desregulación Emocional para niños y adolescentes. *Pensamiento Psicológico*, 16(1), 19-31. <https://doi.org/10.11144/Javerianacali.PPSI16-1.vcvc>
- Dimitrov, D.M. (2014) *Statistical Methods for Validation of Assessment Scale Data in Counseling and Related Fields*. (1st ed.) The Netherlands: Amsterdam.
- Ehring, T., & Quack, D. (2010). Emotion regulation difficulties in trauma survivors: the role of trauma type and PTSD symptom severity. *Behavior therapy*, 41(4), 587–598. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2010.04.004>
- Giromini, L., Velotti, P., De Campora, G., Bonalume, L., & Cesare Zavattini, G. (2012). Cultural adaptation of the difficulties in emotion regulation scale: Reliability and validity of an Italian version. *Journal of clinical psychology*, 68(9), 989-1007. <https://doi.org/10.1002/jclp.21876>
- Gómez, I., Penelo, E. & De la Osa, N. (2014). Estructura factorial e invarianza de la Escala de Dificultad en la Regulación Emocional (DERS) en adolescentes españoles. *Psicothema*, 26(3), 401-408. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.324>
- Gouveia, P., Ramos, C., Brito, J., Almeida, T. C., & Cardoso, J. (2022). The Difficulties in Emotion Regulation Scale— Short Form (DERS-SF): psychometric properties and invariance between genders. *Psicologia, reflexao e critica: revista semestral do Departamento de Psicologia da UFRGS*, 35(1), 11. <https://doi.org/10.1186/s41155-022-00214-2>
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *Journal of psychopathology and behavioral assessment*, 26(1), 41-54. <https://doi.org/10.1023/B:JOBA.0000007455.08539.94>
- Gross, J. J., & Jazaieri, H. (2014). Emotion, emotion regulation, and psychopathology: An affective science perspective. *Clinical Psychological Science*, 2(4), 387–401. <https://doi.org/10.1177/2167702614536164>
- Guzmán-González, M., Trabucco, C., Urzúa, A., Garrido, L., & Leiva, J. (2014). Validez y confiabilidad de la versión adaptada al español de la Escala de Dificultades de Regulación Emocional (DERS-E) en población chilena. *Terapia psicológica*, 32(1), 19-29. <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082014000100002>
- Hallion, L. S., Steinman, S. A., Tolin, D. F., & Diefenbach, G. J. (2018). Psychometric properties of the Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS) and its short forms in adults with emotional disorders. *Frontiers in psychology*, 9, 539. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00539>
- Hervás, G., & Jódar, R. (2008). Adaptación al castellano de la Escala de Dificultades en la Regulación Emocional. *Clínica y salud*, 19(2), 139-156.
- Herrera, J., Niño, M.V., Caycedo, C. & Cortés, O. (2008). *Validación de la Escala de Desregulación Emocional en universitarios bogotanos*. Tesis no publicada. Fundación Universitaria Konrad Lorenz.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31–36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- Kelly, J. R., Borre, Y., Brien, C., Patterson, E., El Aidy, S., Deane, J., & Dinan, T. G. (2016). Transferring the blues: depression-associated gut microbiota induces neurobehavioural changes in the rat. *Journal of psychiatric research*, 82, 109-118. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2016.07.019>
- Kline, R.B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Marín Tejeda, M., Robles García, R., González-Forteza, C., & Andrade Palos, P. (2012). Psychometric properties of the Difficulties in Emotion Regulation Scale in Spanish (DERS-E) in Mexican adolescents. *Salud mental*, 35(6), 521-526.
- Medrano, L., & Trógo, M. (2014). Validación de la escala de dificultades en la regulación emocional en la población universitaria de Córdoba, Argentina. *Universitas Psychologica*, 13(4), 1345-1356. <http://dx.doi.org/10.11144/Javeriana.UPSY13-4.vedr>
- Muñoz-Martínez, A. M., Vargas, R. M., & Hoyos-González, J. S. (2016). The difficulties in emotion regulation scale (DERS): factor analysis in a Colombian sample. *Acta Colombiana de Psicología*, 19(1), 237-248. <https://doi.org/10.14718/ACP.2016.19.1.10>
- Neumann, A., van Lier, P. C., Gratz, K. L., & Koot, H. M. (2010). Multidimensional assessment of emotion regulation difficulties in adolescents using the difficulties in emotion regulation scale. *Assessment*, 17(1), 138–149. <https://doi.org/10.1177/1073191109349579>
- Nolen-Hoeksema, S. (2012). Emotion regulation and psychopathology: The role of gender. *Annual review of clinical psychology*, 8(1), 161-187. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032511-143109>
- Pérez, J., Venta, A., Garnaat, S., & Sharp, C. (2012). The Difficulties in Emotion Regulation Scale: Factor

- structure and association with nonsuicidal self-injury in adolescent inpatients. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 34(3), 393-404. <https://doi.org/10.1007/s10862-012-9292-7>
- Potthar, M. (1993). Confirmatory factor analysis of ordered categorical variables with large models. *British Journal of mathematical and statistical psychology*, 46(2), 273-286. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1993.tb01016.x>
- Powers, A., Stevens, J., Fani, N., & Bradley, B. (2015). Construct validity of a short, self-report instrument assessing emotional dysregulation. *Psychiatry Research*, 225(1-2), 85-92. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2014.10.020>
- Racine, S. E., & Wildes, J. E. (2015). Emotion dysregulation and anorexia nervosa: An exploration of the role of childhood abuse. *International Journal of Eating Disorders*, 48(1), 55-58. <https://doi.org/10.1002/eat.22364>
- Rugancı, R. N., & Gençöz, T. (2010). Psychometric properties of a Turkish version of the Difficulties in Emotion Regulation Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 66(4), 442-455. <https://doi.org/10.1002/jclp.20665>
- Shahabi, M., Hasani, J., & Bjureberg, J. (2020). Psychometric properties of the brief Persian version of the Difficulties in Emotion Regulation Scale (The DERS-16). *Assessment for Effective Intervention*, 45(2), 135-143. <https://doi.org/10.1177/1534508418800210>
- Snow, N. L., Ward, R. M., Becker, S. P., & Raval, V. V. (2013). Measurement invariance of the difficulties in emotion regulation scale in India and the United States. *Journal of Educational and Developmental Psychology*, 3(1), 147. <https://doi.org/10.5539/jedp.v3n1p147>
- Victor, S. E., & Klonsky, E. D. (2016). Validation of a brief version of the difficulties in emotion regulation scale (DERS-18) in five samples. *Journal of psychopathology and Behavioral Assessment*, 38(4), 582-589. <https://doi.org/10.1007/s10862-016-9547-9>
- Yiğit, İ., & Guzey Yiğit, M. (2019). Psychometric properties of the Turkish version of difficulties in emotion regulation scale-brief form (DERS-16). *Current Psychology*, 38(6), 1503-1511. <https://doi.org/10.1002/jclp.20665>



ORIGINAL

Apego Adulto y Soltería: Validación de una Escala

Adult Attachment and Singleness: Validation of a Scale

Michelle García Torres¹ y Mirna García Méndez

Facultad de Estudios Superiores Zaragoza, Universidad Nacional Autónoma de México, México

Recibido 25 de julio de 2022; aceptado 25 de julio de 2023

Resumen

El apego es un vínculo afectivo que caracteriza y moldea las relaciones interpersonales cercanas. Los estilos de apego son el conjunto de conocimientos, expectativas e inseguridades que se sostienen sobre el sí mismo y los demás. El objetivo de la presente investigación fue elaborar una escala que evalúe el apego adulto no solo en el contexto romántico, sino con otros significativos, lo que permitirá el estudio de las personas sin pareja. Se realizaron tres estudios: en el estudio uno se realizó un análisis factorial exploratorio ($n=400$); en el estudio dos un análisis factorial confirmatorio ($n=700$). Se obtuvo una escala compuesta por 16 reactivos distribuidos en cuatro factores: preocupado, temeroso, evitante y seguro. La varianza explicada fue del 38.09%, con un índice de fiabilidad con un rango de 0.46 a 0.82 en los distintos factores. En el estudio tres se analizó la validez concurrente ($n=201$). En los tres estudios se encontraron diferencias entre las personas con pareja y sin pareja, puntuando más alto en seguridad las primeras y más alto en apego ansioso aquellas sin pareja. Se obtuvo una escala válida, confiable, culturalmente relevante que evalúa el apego adulto no solo en el ámbito romántico, sino con otros significativos.

Palabras clave: Apego; Medición; Adultos; Soltería; Otros significativos

Abstract

The attachment is an affective bond that characterizes and shapes close interpersonal relationships. Attachment styles are the set of knowledge, expectations and insecurities about oneself and others. The aim of this research was to develop a scale with adequate psychometric properties, that allows to assess adult attachment not only in a romantic context, but with significant others in general. It will allow the study of groups such as single people.

¹ Contacto: Michelle García Torres (michelle.garcia@zaragoza.unam.mx); Mirna García Méndez (mina@unam.mx)

To address that aim, three studies were conducted in which men and women from Mexico City participated voluntarily. In *study one* an exploratory factor analysis was performed ($n=400$), in *study two* a confirmatory factor analysis was performed ($n=700$). As a result of these studies, it was obtained a scale compounded by 16 items distributed in four factors: preoccupied, fearful, dismissing, and secure. The explained variance was 38.09%, with a reliability index of 0.46 to 0.82 in the different factors. In *study three* concurrent validity was analyzed ($n=201$). Differences between people with a partner and single were found in the three studies, scoring higher in security the first and single people scoring higher in preoccupied attachment. It was obtained a valid, reliable, and culturally relevant scale to assess adult attachment not only in the romantic ambit, but also in relation to significant others like family and friends.

Keywords: Attachment; Assessment; Adults; Singleness; Significant others

La teoría del apego es resultado de las investigaciones realizadas por John Bowlby y Mary Ainsworth (Bretherton, 1991). Al primero se le reconoce su aportación de una nueva manera de ver el vínculo emocional entre un niño pequeño y sus cuidadores. Ainsworth es reconocida por sus estudios que explican las diferencias individuales en el apego y su concepto de base segura. Para (Bowlby, 1989) el apego tiene una función biológica de protección, de tal modo que se cuenta con personas con un vínculo afectivo dispuestas a acudir en apoyo en caso de requerirse.

En el estudio del apego adulto sobresalen los estudios de Hazan y Shaver quienes proponen que el amor romántico es un proceso de apego en el que se forman vínculos afectivos entre los amantes, similares a los que se forman entre un niño pequeño y sus cuidadores (Hazan & Shaver, 1987). Existen distintos estilos de apego adulto con características relativamente duraderas, que modelan no solo las relaciones interpersonales particulares, sino que pueden estructurar la calidad de las interacciones de todas las relaciones cercanas (Bartholomew, 1994; Cantón Duarte & Cortés Arboleda, 2000).

El apego puede clasificarse teniendo en cuenta dos dimensiones, una de ansiedad y otra de evitación (Bartholomew & Horowitz, 1991): aquellos con baja puntuación en ambas dimensiones son los *seguros*, cómodos con la intimidad y autónomos en sus relaciones; aquellos bajos en ansiedad pero altos en evitación son *evitantes*, compulsivamente independientes, con tendencia a minimizar la importancia de las relaciones interpersonales; los que puntúan bajo

en evitación pero alto en ansiedad, son los *preocupados* respecto a sus relaciones cercanas, dependientes de otros, demandantes de los demás para su propio bienestar y autoestima; por último se encuentran los que puntúan alto en ambas dimensiones, que son los *temerosos*, dependientes de otros para su bienestar pero rechazantes por miedo a ser abandonados.

Los estilos de apego adulto son la constelación de conocimientos, expectativas e inseguridades que las personas sostienen de ellas mismas y de sus relaciones cercanas (Fraley & Roisman, 2019). Las diferencias individuales en el estilo de apego están relacionadas con una amplia gama de antecedentes del desarrollo, incluyendo la temprana sensibilidad maternal, cambios en la misma, la ausencia del padre, las competencias sociales tempranas y la calidad de las amistades más cercanas (Fraley et al., 2013).

La hiperactivación o desactivación del sistema de apego es lo que da paso a sus distintos estilos, con procesos cognoscitivos, afectivos y conductuales particulares (Pepping et al., 2018). Respecto a la *desactivación* o el estilo evitante se reporta no creer en el amor, poco interés romántico, bajos niveles de compromiso, inhibición emocional, relaciones sexuales sin emoción ni compromiso, aumento de actividades sexuales solitarias como la masturbación, pasar más tiempo a solas, pocas habilidades sociales y tener un estilo de autopresentación muy positivo y autosuficiente; en la *hiperactivación* se reporta un fuerte deseo de intimidad y poca confianza en que será recíproco, ser incapaz de inspirar amor, dificultad para la regulación emocional, preocupación constante de

ser rechazado, abandonado o recibir desaprobación, usar las relaciones sexuales para intensificar la intimidad, actuar de manera impotente, necesitada y ser propenso a buscar seguridad excesiva.

De acuerdo con la teoría el apego, un estilo seguro facilita el funcionamiento del sistema conductual de cuidados y la provisión empática de los mismos ante el sufrimiento de los demás con una influencia positiva en notar y reaccionar favorablemente ante el sufrimiento de la pareja romántica y aún de personas extrañas (Shaver et al., 2019). El apego de tipo seguro predice la empatía cognoscitiva a través de la mediación de la reevaluación cognoscitiva y no de la supresión de la expresión emocional, lo que sugiere que las personas que puntúan alto en la seguridad del apego con mayor frecuencia reevalúan sus emociones, lo que les permite tomar la perspectiva de los demás de una manera adecuada (Troyer & Greitemeyer, 2018). Mientras que aquellos con apego evitante reportan bajos niveles de empatía afectiva debido a que emplean la supresión de la emoción.

El apego seguro promueve el sentido de cercanía y la extensión en la que los miembros de la red social son convocados para cumplir con funciones de apego (Gillath et al., 2019). En contraste, el apego inseguro tiende a debilitar la densidad y complejidad de sus redes sociales, impide brindar apoyo efectivo a la pareja romántica, en especial en el caso de los hombres. Esto debido a que las personas ansiosas tienden a sentirse menos valoradas y apreciadas cuando su pareja se encuentra en momentos de angustia (Jayamaha et al., 2017). Por lo regular, en lugar de proporcionar ayuda, pueden mostrarse humillantes, rechazantes e invalidar al otro.

A mayores niveles de apego evitante, menores de compromiso, satisfacción, amor, intimidad, confianza y pasión en la pareja, por lo que la evitación puede afectar la calidad de las relaciones en general (Medina et al., 2016). Mientras que el apego ansioso, está relacionado de manera negativa con la satisfacción y el compromiso en la pareja. Al hacer comparaciones por género, los autores señalan que las mujeres puntúan más alto en ansiedad y los hombres en evitación. Lo que concuerda con el estudio de Monteoliva et al. (2012), quienes mencionan que las mujeres están

más dispuestas que los hombres a manifestar y hacer saber sus sentimientos a sus parejas, así como a mantener en general un promedio menor de relaciones románticas.

Respecto al estudio del apego en personas sin pareja, los solteros son un grupo poco estudiado a pesar de que el número de individuos que retrasan el matrimonio o nunca se casan está en aumento (Brumbaugh, 2017). En comparación con personas que se encuentran en una relación amorosa, se ha encontrado que los solteros son globalmente más inseguros en sus relaciones de apego. Schachner et al. (2008) encontraron una asociación entre el apego ansioso y la soltería en hombres, lo que puede deberse a los roles tradicionales de género que promueven la expectativa de que debe ser el hombre el que tome la iniciativa para comenzar una relación, lo que implica el riesgo de ser rechazado. Así mismo, la soltería a largo plazo ha sido asociada con depresión, ansiedad general y afecto negativo como la soledad.

Las experiencias pasadas o existentes en las relaciones cercanas intervienen en la formación de nuevas relaciones. Al estudiar a un grupo de jóvenes adultos solteros, Brumbaugh (2017) encontró que aquellos a quienes les preocupaban sus relaciones con amigos o hermanos tenían mayor probabilidad de sentirse ansiosos hacia casi todas las personas, mientras que aquellos que se distanciaban emocionalmente de amigos y hermanos se sentían igualmente distanciados solo cuando se encontraban con personas con características que les recordaban a sus otros significativos.

Las personas solteras, a diferencia de las que están en una relación, tienden a reportar bajos niveles de satisfacción sexual general, indicando que la ausencia de una pareja íntima regular resulta en insatisfacción sexual, recurriendo a alternativas como el sexo casual y la masturbación (Schachner et al., 2008). Las personas que permanecen solteras a largo plazo debido a procesos asociados con la evitación del apego tienen mayor probabilidad de presentar resultados deficientes en distintas áreas de la vida, como un pobre ajuste psicosocial (Pepping & MacDonald, 2019).

Sin embargo, también se ha encontrado que el tener un número adecuado de hermanos y amigos es benéfico para las personas solteras debido a que

se disminuyen los niveles de evitación, lo que puede conducir a cultivar una personalidad abierta en la parte afectiva y a proporcionar apoyo emocional (Brumbaugh, 2017). Además de que las personas solteras pueden encontrar protección emocional de los efectos negativos de su soltería en distintas fuentes (Pepping & MacDonald, 2019). Los autores señalan que los factores protectores para las personas evitantes pueden ser el éxito profesional y el logro de metas. Mientras que para las personas ansiosas el buscar relaciones fuera de la esfera romántica puede ser protector.

Un aspecto importante para tener en cuenta en el estudio del apego es la cultura a la que se pertenece. El tipo de apego tiene resultados distintos en las relaciones cercanas dependiendo de si la cultura es colectivista o individualista (Friedman et al., 2010). En el caso específico de México, a diferencia de culturas individualistas, se ha encontrado que a mayores niveles de evitación, menor satisfacción en las relaciones, menor percepción de apoyo social y un mayor conflicto interpersonal.

Para la medición del apego adulto se han diseñado instrumentos en distintos contextos culturales. Respecto a las escalas utilizadas en población mexicana se encuentra la versión española del *Experiences in Close Relationships (ECR) Adult Attachment Questionnaire* (Alonso-Arbiol et al., 2007). La escala se compone de 32 reactivos divididos en dos factores, evitante y ansioso, que explican el 34.6% de la varianza, con un Alfa de Cronbach de 0.87 y 0.85 respectivamente. También se ha empleado la Escala de Estilos de Apego Adulto para la población mexicana (Márquez-Domínguez et al., 2009). El instrumento se compone de 73 reactivos divididos en tres factores, seguro, ansioso y evitante que explican el 55.49% de la varianza, con un Alfa de Cronbach de 0.81 a 0.88 entre sus factores. Para el contexto mexicano se encuentra además la escala de Padilla Bautista y Díaz-Loving (2016) que evalúa el apego en adultos, que explica el 59% de la varianza con un Alfa de Cronbach de 0.62 a 0.79 entre sus factores.

De los instrumentos anteriores, el primero de ellos fue desarrollado en un contexto cultural anglosajón para después ser traducido y adaptado a un español

europeo. Además, dicho instrumento solo evalúa el aspecto inseguro del apego con sus dos dimensiones de ansiedad y evitación. Respecto a los otros dos instrumentos, aunque se desarrollaron en un contexto mexicano, solo evalúan el apego romántico, dejando de lado los vínculos afectivos del adulto fuera del contexto de pareja como son las relaciones familiares y de amistad.

Por lo anterior, el objetivo de la presente investigación fue desarrollar una escala válida, confiable, culturalmente relevante que evalúe el estilo de apego adulto con otros significativos, independientemente del tipo de relación que se tenga con dichas figuras de apego y así poder realizar evaluaciones incluyentes de personas solteras sin pareja. Así como tener un instrumento que permita evaluar no solo el aspecto inseguro del apego, sino también la seguridad de los vínculos afectivos en las relaciones interpersonales en general. Para lograr el objetivo, la presente investigación se llevó a cabo por medio de tres estudios.

Método

Estudio 1: Análisis Factorial Exploratorio

Con base en los supuestos teóricos del apego, se procedió a elaborar una escala tipo Likert para evaluar el estilo de apego predominante en las relaciones con otros significativos independientemente del tipo de relación. De acuerdo con los supuestos teóricos de Bartholomew y Horowitz (1991), se redactaron diez reactivos por área del apego a evaluar: seguro, evitante, preocupado y temeroso. Se obtuvo una escala preliminar de cuarenta reactivos que fue piloteada para identificar reactivos confusos para los participantes y se procedió a realizar las modificaciones pertinentes.

Participantes

Se contó con la colaboración de 400 personas voluntarias, 219 hombres y 181 mujeres, con un rango de edad de 18 a 60 años ($M = 25.18$, $DE = 9.49$). El 61.25% tenía estudios de preparatoria, 29.5% de

Tabla 1
Reactivos de la escala de apego adulto y otros significativos

	Totalmente en desacuerdo			Totalmente de acuerdo		
19. Temo mostrar más de mí por miedo a que me rechacen	1	2	3	4	5	6
21. En una relación afectiva, temo ser abandonado	1	2	3	4	5	6
27. Me siento seguro de mis relaciones afectivas a pesar del tiempo y la distancia	1	2	3	4	5	6
37. Evito establecer relaciones afectivas con otras personas porque me divierto cuando estoy solo	1	2	3	4	5	6
40. Mis metas y actividades me impiden invertir en relaciones afectivas.	1	2	3	4	5	6

licenciatura, 4% de secundaria, 2.75% de posgrado, 1.75% de primaria y el 0.75% no respondió. El 76.75% reportó ser soltero, 12.75% casado, 5.5% vivir en unión libre, 3% ser divorciado, 1.5% separado y el 0.5% viudo. Todos residentes de la ciudad de México y área Metropolitana. El criterio de eliminación fue que los participantes respondieran de manera incompleta el instrumento de medición. El muestreo fue no probabilístico de oportunidad (Kerlinger & Lee, 2002).

Instrumentos

El instrumento incluyó tres apartados: el primero contiene una explicación general de los objetivos del estudio, la confidencialidad de la información y el anonimato del participante; el segundo apartado está integrado por un cuestionario de datos sociodemográficos; el tercer apartado contiene la escala compuesta de 40 reactivos cuya opción de respuesta tuvo un intervalo de seis puntos que van de *Totalmente en desacuerdo* (1) a *Totalmente de acuerdo* (6). La Tabla 1 muestra algunos de los reactivos de la escala.

Procedimiento

Los participantes se localizaron en áreas recreativas de la ciudad de México y área Metropolitana. Se les explicó brevemente el objetivo de la investigación. Se hizo énfasis en que la información proporcionada era anónima y confidencial. Se les pidió firmaran

que estaban de acuerdo en participar. Se procedió a entregar el instrumento para que fuera respondido en papel y lápiz. Se aclararon las dudas que los participantes llegaron a tener y al finalizar se les agradeció su participación y tiempo brindado.

Resultados

Con los datos obtenidos se siguieron los lineamientos de Reyes-Lagunes (1993). Para detectar y corregir errores en la base de datos se realizó: a) análisis de frecuencia; b) sesgo para la identificación de la distribución de los reactivos dentro de la curva normal; c) correlación ítem-total para ver la relación de cada reactivo con la escala total; d) prueba *t* de *Student* para discriminación de reactivos; e) para conocer las dimensiones que conforman el constructo del apego se realizó un análisis factorial exploratorio y un f) alfa de Cronbach para obtener la consistencia interna de los factores y de la escala total.

Como resultado de los análisis (sesgo, correlación ítem-total y prueba *t* de *Student*), de los 40 reactivos iniciales quedaron 33, a los que se les aplicó un análisis factorial exploratorio con el método de extracción de factorización de ejes principales, con rotación ortogonal y método Varimax. La prueba de esfericidad de Bartlett ($X^2 = 1411.39$, $gl = 120$, $p = 0.001$) y la medida de adecuación muestral de Kaiser-Mayer-Olkin ($KMO = 0.844$) mostraron una interrelación satisfactoria entre los reactivos, necesaria para realizar un análisis factorial exploratorio (Leech et al., 2015). El criterio que se siguió para considerar un

Tabla 2
Resultados del análisis factorial exploratorio y datos psicométricos de la escala

Reactivos	Factores			
	1	2	3	4
21. En una relación afectiva, temo ser abandonado	.742	.177	.052	-.045
20. Me da miedo recibir menos afecto del que yo doy	.711	.097	.078	-.144
30. El sólo pensar que otros me pueden rechazar me pone ansioso	.680	.031	.281	-.008
19. Temo mostrar más de mí por miedo a que me rechacen	.615	.169	.213	-.157
29. Me siento ansioso cuando los demás ignoran mis necesidades	.586	.078	.182	.025
36. Temo perder mis relaciones afectivas	.556	.203	.012	.095
6. Necesito que me digan constantemente que me aman y me valoran	.463	.069	.021	.133
23. Hay áreas en mi vida que a nadie le permito conocer	.068	.657	.118	-.018
24. Me incomoda hablar de mis sentimientos con los demás	.144	.611	.241	.062
35. Oculto a los demás cómo me siento por dentro	.284	.531	.149	.000
9. Me resulta superficial tener relaciones afectivas con otras personas	.050	.074	.510	-.140
8. Me molesta cuando alguien quiere conocer más de mí	.129	.185	.453	-.005
37. Evito establecer relaciones afectivas con otras personas	.205	.229	.400	-.071
25. En momentos de dificultad, busco consuelo y refugio con personas importantes para mí	.076	-.031	-.067	.501
15. Me siento tranquilo con las relaciones afectivas que tengo	-.350	-.138	-.008	.501
13. Considero que soy una persona digna de amor y cuidados	.040	.114	-.082	.442
Número de reactivos	7	3	3	3
Varianza Explicada	23.813	6.467	5.124	2.688
Alfa de Cronbach	.826	.660	.495	.461
Media	2.375	3.450	2.320	4.825
Desviación Estándar	1.020	1.237	0.956	0.922

Nota: 1=preocupado, 2=temeroso, 3=evitante, 4=seguro

reactivo como parte de un factor fue que tuviera un peso factorial igual o mayor a 0.40, con *Eigenvalue* mayor a 1. Los criterios para conservar factores fueron que hubiera interpretabilidad razonable en su conformación y que estuvieran conformados por al menos tres reactivos (Lloret-Segura et al., 2014). Como resultado del análisis factorial exploratorio, la escala quedó compuesta por 16 reactivos distribuidos en cuatro factores (ver Tabla 2) que explican el 38.09% de la varianza, con un Alfa de Cronbach de 0.46 a 0.83 entre sus factores.

El factor *preocupado* se caracteriza por bajos niveles de evitación y altos de ansiedad en sus relaciones interpersonales. Es dependiente de los demás para su propia aceptación, por lo que busca la aprobación de manera constante. Tiene miedo a ser abandonado por

las personas significativas para él, lo que le genera un estado de ansiedad y vigilancia de sus relaciones. El factor *temeroso* se caracteriza por tener altos niveles de evitación y de ansiedad. Suele tener un concepto negativo de sí mismo y de los demás, se anticipa al rechazo por lo que evadirá involucrarse de manera cercana con otros como forma de protección. El factor *evitante* se distingue por tener altos niveles de evitación y bajos de ansiedad. Tiene un buen autoconcepto, es altamente independiente y minimiza la importancia de las relaciones interpersonales debido a que percibe a los demás como poco confiables y no disponibles. El factor *seguro* posee bajos niveles de evitación y de ansiedad. Tiene un adecuado autoconcepto, se concibe como digno de amor y de cuidados, se siente cómodo con las relaciones interpersonales cercanas

Tabla 3
Correlación entre factores

	Preocupado	Temeroso	Evitante	Seguro
Preocupado	1			
Temeroso	.339**	1		
Evitante	.300**	.353**	1	
Seguro	-.197**	-.083	-.162**	1

Nota: ** $p \leq 0.01$; * $p \leq 0.05$

ya que percibe a los otros como accesibles y dadores de cuidados. La seguridad en sus relaciones le permite manejar adecuadamente las ausencias y ser autónomo.

Se aplicó una correlación de Pearson para conocer la relación entre los factores de la escala, los resultados se muestran en la Tabla 3.

Para analizar si había diferencias entre las personas con pareja y sin pareja respecto a los estilos de apego, se realizó una prueba *t* de *Student* para muestras independientes en la que se compararon dos grupos, aquellos en una relación de pareja (casados y en unión libre) y los que no la tenían, o no de manera formal (divorciados, solteros, viudos y separados). Los resultados mostraron diferencias estadísticamente significativas solo en el factor *seguro* $t(398) = 3.163$, $p < .01$, puntuando las personas con pareja más alto en seguridad relacional ($M = 5.13$) que aquellas que reportaron no tener pareja ($M = 4.75$). El tamaño del efecto fue de $d = 0.405$.

Estudio 2: Análisis Factorial Confirmatorio

Participantes

Colaboraron 700 personas voluntarias, 252 hombres y 445 mujeres (tres participantes no indicaron su género), con un rango de edad de 18 a 60 años ($M = 30.63$, $DE = 10.76$). De los cuales el 47.3% declaró tener una escolaridad de preparatoria, el 25.6% de licenciatura, el 18.6% de secundaria, el 4.6% de primaria y el 3.9% de posgrado. Respecto al estado civil, el 50.4% reportó ser soltero, el 26% casado, el 12.6% vivir en unión libre, 5.3% ser divorciado, 4.9% separado y el 0.8% viudo. Todos residentes de

la ciudad de México y área metropolitana. El criterio de eliminación fue que los participantes respondieran de manera incompleta el instrumento de medición. El muestreo fue no probabilístico de oportunidad (Kerlinger & Lee, 2002).

Instrumentos

Se utilizó la escala de Apego Adulto y Soltería, producto del análisis factorial exploratorio, compuesta por 16 reactivos distribuidos en cuatro factores (preocupado, temeroso, evitante y seguro), con opciones de respuesta tipo Likert de seis puntos que iban de *Totalmente en desacuerdo* (1) a *Totalmente de acuerdo* (6).

Procedimiento

Se localizó a los participantes en zonas recreativas de la Ciudad de México y área Metropolitana, a los que accedieron a colaborar se les explicó el objetivo del estudio, se les pidió firmaran el consentimiento informado, se garantizó su participación anónima y la confidencialidad de sus datos. Se procedió a entregar el instrumento para que fuera respondido en papel y lápiz. Se aclararon las dudas y se agradeció el tiempo brindado.

Resultados

Se efectuó un análisis factorial confirmatorio con base en el programa de ecuaciones estructurales (Kline, 2011), mediante la utilización del programa AMOS 21. Las varianzas de las variables latentes

se fijaron en 1.0. Las varianzas de los términos de error fueron especificadas como parámetros libres. Se empleó el método de estimación de máxima verosimilitud (ML), que es una técnica iterativa que intenta encontrar la mejor solución probando distintas soluciones posibles, hasta encontrar la mejor (Miles & Shevlin, 2006). Los índices de bondad de ajuste obtenidos para la escala fueron: (1) $X^2 / df = 263.761 / 95 = 2.77$; (2) índice de ajuste comparativo de Bentler (CFI, *Comparative fit index*) = 0.940, (3) raíz cuadrada media de error de aproximación (RMSEA, *Root mean square error of approximation*) = 0.05; (4) GFI (*Goodness of fit* o bondad de ajuste) = 0.954. Miles y Shevlin indican que, si el valor de X^2 es pequeño y produce un resultado no significativo, es un indicador de que los datos ajustan al modelo. En suma, el modelo presentó niveles admisibles de ajuste a los datos, lo cual confirma la estructura factorial obtenida en el análisis exploratorio. La figura 1 muestra el modelo confirmatorio de la escala.

En este estudio, el factor preocupado presentó un Alfa de Cronbach de 0.85, el temeroso de 0.66, el evitante de 0.55 y el factor del apego seguro un Alfa de Cronbach de 0.50.

Para ver las diferencias entre las personas con pareja y sin pareja respecto al apego, se realizó una prueba *t* de *Student* para muestras independientes. El grupo uno lo conformaron las personas dentro de una relación de pareja (casados o en unión libre) y el dos aquellos que reportaron no tener pareja o no de manera formal (divorciados, solteros, viudos y separados). Los datos mostraron diferencias estadísticamente significativas en: el *estilo preocupado*, $t(698) = -2.366$, $p < .05$, puntuando más alto en ansiedad las personas sin pareja ($M = 2.56$) que aquellas que reportan tenerla ($M = 2.35$), con un tamaño del efecto de $d = -0.183$; respecto al *estilo temeroso*, $t(698) = -3.289$, $p < .01$, de igual forma las personas sin una relación reportaron niveles más altos de inseguridad ($M = 3.45$) que aquellas en una relación ($M = 3.11$), con un tamaño del efecto de $d = -0.254$; se resaltan las diferencias en el *estilo seguro*, $t(698) = 4.268$, $p < .01$, puntuando más alto en seguridad las personas con pareja ($M = 5.08$) que aquellas que reportaron no tenerla ($M = 4.76$), con un tamaño del efecto de $d = 0.327$.

Estudio 3: Validez Concurrente

Se obtuvo la validez concurrente de la escala de apego adulto global, que refiere a la validación de la nueva prueba por medio de su comparación con una medida del constructo ya existente (Coolican, 2005).

Participantes

Se contó con la participación de 201 personas voluntarias, 80 hombres y 118 mujeres (tres participantes no respondieron), con un rango de edad de 18 a 60 años ($M = 32.24$, $DE = 112.38$). El 47% declaró tener una escolaridad de preparatoria, el 21.5% de licenciatura, el 14% de secundaria, el 11.5% de técnico, el 3.5% de posgrado y el 2.5% de primaria. Referente al estado civil, el 55.2% reportó ser soltero, el 22.4% casado, el 14.4% vivir en unión libre, 3.5% ser separado, 3% divorciado y el 1.5% no respondió. Todos residentes de la ciudad de México y área Metropolitana. El criterio de eliminación fue que los participantes respondieran de manera incompleta los instrumentos de medición. El muestreo fue no probabilístico de oportunidad (Kerlinger & Lee, 2002).

Instrumentos

Se utilizaron dos escalas: La Escala de Apego Adulto y Soltería, producto de los análisis factorial exploratorio y confirmatorio del presente estudio y la versión española del *Experiences in Close Relationships (ECR) Adult Attachment Questionnaire* de (Alonso-Arbiol et al., 2007). Se utilizó la versión de 32 reactivos (recomendada por los autores para estudios en habla hispana), distribuidos en dos factores, evitante y ansioso. El cuestionario tiene una escala de respuesta tipo Likert con un rango de 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 7 (*totalmente de acuerdo*). La escala explica el 34.6% de la varianza, con un Alfa de Cronbach de 0.87% para el factor evitante y del 0.85% para el ansioso.

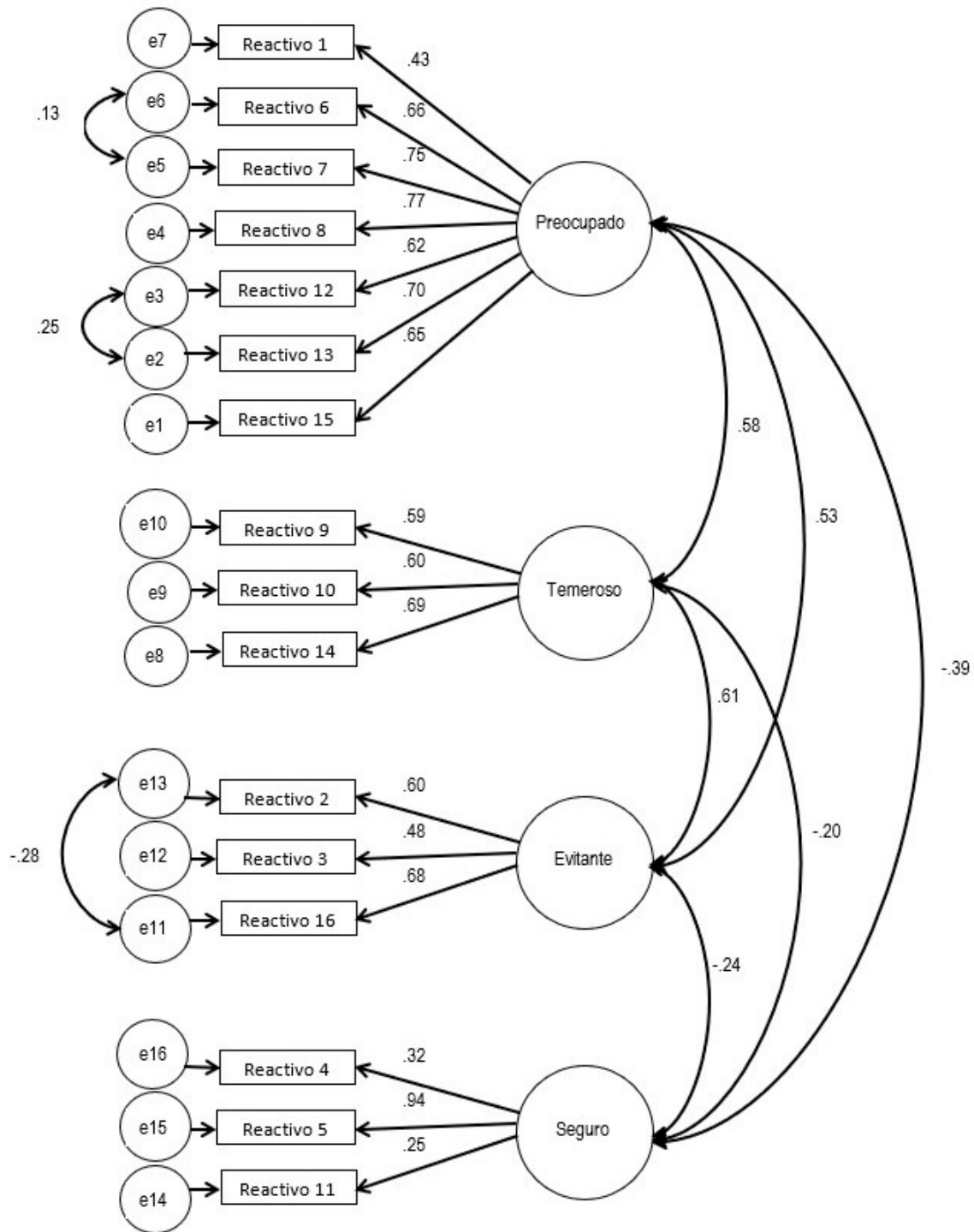


Figura 1. Modelo del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Se confirmó la estructura factorial del análisis exploratorio de la escala

Tabla 4
Correlación de los factores de la Escala de Apego Adulto y Soltería y el Cuestionario de ECR

	Preocupado	Temeroso	Evitante	Seguro	Ansioso (ECR)	Evitante (ECR)
Preocupado	1					
Temeroso	.401**	1				
Evitante	.303**	.388**	1			
Seguro	.024	-.124	-.185**	1		
Ansioso (ECR)	.726**	.322**	.215**	.073	1	
Evitante (ECR)	.335**	.356**	.458**	-.265**	.187**	1

Nota: ** $p \leq 0.01$; * $p \leq 0.05$

Procedimiento

Los participantes se localizaron preferentemente en áreas recreativas de la ciudad de México y área Metropolitana. Se les explicó brevemente el objetivo de la investigación. Se hizo énfasis en que la información proporcionada era anónima y confidencial. Se les pidió firmaran que estaban de acuerdo en participar. Se les entregó el instrumento para que fuera respondido en papel y lápiz y se aclararon las dudas que los participantes llegaron a tener. Al finalizar se les agradeció su participación y tiempo brindado.

Resultados

Con los datos obtenidos se realizaron correlaciones producto momento de Pearson entre los factores de ambas escalas. La tabla 4 muestra el resultado de las correlaciones.

Para determinar las diferencias en el apego de personas con pareja y sin pareja, se realizó una prueba *t* de Student para muestras independientes. Un grupo formado por personas en una relación (casados y en unión libre) y aquellas sin pareja o no formal (divorciados, solteros, viudos y separados). Los resultados mostraron diferencias estadísticamente significativas solo en el estilo *seguro* del apego, $t(192) = 2.790$, $p < .01$, puntuando las personas con pareja más alto en seguridad ($M = 4.89$) que las que no se encuentran en una relación ($M = 4.50$), con un tamaño del efecto de $d = 0.421$.

Discusión

Los resultados del estudio uno, mostraron que se obtuvo una escala que evalúa los componentes teóricos y empíricos del apego adulto más allá del aspecto romántico. Un instrumento que evalúa no solo la inseguridad del apego, sino también la seguridad de los vínculos.

En el estudio uno se resalta la relación entre los estilos preocupado, evitante y temeroso, lo que puede sugerir que una persona con vínculos afectivos en los que predomina la ansiedad, puede experimentar o manifestar intranquilidad, temor y rechazo en sus relaciones. En el caso del apego seguro, solo se relacionó de manera negativa con el apego preocupado y evitante. Es importante la relación que se observa con respecto a la evitación debido a que estudios como el de Friedman et al. (2010) han mostrado que tiene un efecto especialmente negativo en las relaciones interpersonales, en el caso específico de México, impactando el apoyo social percibido y la satisfacción con las relaciones en general, lo que puede llevar al conflicto interpersonal.

Con el estudio dos se confirmó la estructura factorial de la escala sugerida por el estudio exploratorio, lo que demuestra su consistencia y validez. Se observó que los índices de confiabilidad mejoraron en los distintos factores que componen la escala, aunque el puntaje es bajo en algunos de ellos, debido en parte al número de reactivos que los componen. Por este motivo y para dar mayor validez al instrumento pro-

puesto, se realizó el estudio tres, en el que se evalúa la validez concurrente de la nueva escala.

Respecto al estudio tres, se encontraron correlaciones adecuadas entre los factores de las dos escalas comparadas, lo que sugiere que se está midiendo el mismo constructo. Evidencia que aporta mayor validez a la escala de Apego Adulto y Soltería. Los factores *preocupado*, *temeroso* y *evitante* correlacionaron de manera positiva con la *ansiedad* y la *evitación* del cuestionario ECR. El apego *seguro* correlacionó de manera negativa con la *evitación* del ECR. En este estudio, las correlaciones de los factores de la escala propuesta se mantienen con niveles adecuados, confirmando la relación de los distintos estilos de apego inseguros, solo correlacionando negativamente de manera significativa el apego seguro con el evitante, lo que puede entenderse a la luz de estudios como el de (Friedman et al., 2010) respecto al impacto negativo de la evitación en las relaciones cercanas de la población mexicana.

Un aspecto que resaltar del instrumento elaborado en la presente investigación es su capacidad de identificar las diferencias entre las personas con pareja y sin pareja respecto al apego. Los resultados de los tres estudios realizados mostraron que aquellos que reportaron tener pareja puntuaron más alto en seguridad en sus vínculos afectivos que aquellos que reportaron no tenerla, lo que es consistente con lo mencionado por Brumbaugh (2017), quien señala que las personas solteras son globalmente más inseguras en sus relaciones de apego. Sin embargo, es importante mencionar que las diferencias en los estilos de apego están relacionadas con una amplia gama de situaciones y no solo a la ausencia de pareja. Por ejemplo, Fraley et al. (2013) mencionan que las competencias sociales y la calidad de las amistades cercanas pueden estar relacionadas a dichas diferencias individuales en el apego.

Con respecto a la seguridad del apego encontrada en el grupo de personas con pareja, es importante mencionar que se le ha relacionado con la empatía (Troyer & Greitemeyer, 2018), con la provisión de cuidados ante el sufrimiento ajeno (Shaver et al., 2019) y con la promoción de un sentido de cercanía (Gillath et al., 2019). Estas características en conjunto harán

de una persona un buen compañero en diferentes ámbitos: romántico, familiar y de amistad. Además, dichas características facilitarán el establecimiento y mantenimiento de cualquier relación interpersonal. Por lo anterior, no es casualidad que las personas seguras en el apego sean aquellas que se encuentran en una relación estable, casados o que cohabitan.

El contar con una escala breve, válida y confiable que mida el apego adulto de manera global, independientemente del tipo de relación, permite no solo el estudio de las personas dentro de una relación romántica, sino que permite el análisis de una gama más amplia de personas, como las solteras, quienes de acuerdo con Brumbaugh (2017) están en aumento. Lo que es importante debido a que se ha relacionado la soltería con la ansiedad en el apego, la que a su vez se relaciona con depresión, ansiedad y afecto negativo (Schachner et al., 2008).

Se ha encontrado que el apego ansioso impide brindar apoyo efectivo, así como influir en la tendencia de invalidar al otro, rechazarlo o humillarlo (Jayamaha et al., 2017). También se ha encontrado que el apego ansioso puede impactar la salud física, ya que se le ha relacionado con enfermedades cardiovasculares, un sistema inmune disminuido y enfermedades crónicas como el cáncer (Pietromonaco & Beck, 2019). Además de que las personas con apego ansioso y temeroso pueden ser más proclives de buscar mejorar o intensificar la intimidad a través de las relaciones sexuales, lo que las puede llevar a ser menos selectivas y a caer en prácticas de riesgo (Pepping et al., 2018). Estos resultados son relevantes para una intervención adecuada por parte de los profesionistas de la salud mental.

Respecto a los resultados de los tres estudios realizados, solo en el dos se encontraron diferencias significativas entre las personas con pareja y sin pareja en el apego preocupado y el temeroso, lo que resalta la importancia de realizar más investigación al respecto que esclarezcan las diferencias. También es importante señalar que para futuras investigaciones se recomienda analizar el tiempo de relación o el tiempo de soltería de los participantes, ya que puede tener un efecto en la forma en que se vinculan con otros.

Conclusión

La presente escala mostró ser un instrumento válido y confiable, culturalmente relevante que permite el estudio del constructo dentro y fuera del vínculo romántico, esto es, evalúa el apego tanto de personas en una relación como de aquellas que reportan no tenerla, pero que tienen vínculos afectivos con otros significativos como lo es la familia y amigos.

Por mucho tiempo dentro de la psicología se descuidó el estudio del apego de las personas adultas sin pareja, pero estudios como el de Schachner et al., (2008) empezaron a dar luz a esta parte del conocimiento, mencionando que las personas solteras tienen figuras de apego que les proporcionan una base y un techo seguro, configurando su jerarquía de apego de manera distinta a como lo hacen las personas dentro de una relación. Las figuras de apego comunes fuera de lo romántico son familiares y amigos, lo que pretende medir la presente escala. Este instrumento de medición es una contribución en el estudio del apego que supera los límites románticos.

Los estudios que se realizaron en la presente investigación mostraron de manera consistente diferencias en la seguridad del apego entre personas sin pareja y con pareja. Los datos sugieren que el tener una relación de pareja estable está relacionado con la seguridad global dentro de las relaciones cercanas, lo cual concuerda con la mencionado por Gillath et al. (2019). Es de resaltar que en las tres muestras los resultados fueron consistentes, siendo las personas que puntuaron más alto en apego seguro aquellas que tenían una pareja romántica estable, ya que eran personas casadas o que cohabitaban.

Referencias

- Alonso-Arbiol, I., Balluerka, N., & Shaver, P. R. (2007). A Spanish version of the Experiences in Close Relationships (ECR) adult attachment questionnaire. *Personal Relationships*, 14(1), 45–63. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2006.00141.x>
- Bartholomew, K. (1994). Assessment of Individual Differences in Adult Attachment. *Psychological Inquiry*, 5(1), 23–67. https://doi.org/10.1207/s15327965pli0501_2
- Bartholomew, K., & Horowitz, L. M. (1991). Attachment styles among young adults: A test of a four-category model. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61(2), 226–244. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.61.2.226>
- Bowlby, J. (1989). *Una base segura: Aplicaciones clínicas de la teoría del apego*. Paidós.
- Bretherton, I. (1991). The roots and growing points of attachment theory. In C. M. Parkes, J. Stevenson-Hinde, & P. Marris (Eds.), *Attachment Across the life cycle* (pp. 9–32). Tavistock Routledge.
- Brumbaugh, C. C. (2017). Transferring connections: Friend and sibling attachments' importance in the lives of singles. *Personal Relationships*, 24(3), 534–549. <https://doi.org/10.1111/pere.12195>
- Cantón Duarte, J., & Cortés Arboleda, M. R. (2000). *El apego del niño a sus cuidadores*. Alianza.
- Coolican, H. (2005). *Métodos de investigación y estadística en psicología*. Manual Moderno.
- Fraley, R. C., & Roisman, G. I. (2019). The development of adult attachment styles: four lessons. *Current Opinion in Psychology*, 25, 26–30. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2018.02.008>
- Fraley, R. C., Roisman, G. I., Booth-LaForce, C., Owen, M. T., & Holland, A. S. (2013). Interpersonal and genetic origins of adult attachment styles: A longitudinal study from infancy to early adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 104(5), 817–838. <https://doi.org/10.1037/a0031435>
- Friedman, M., Rholes, W. S., Simpson, J., Bond, M., Diaz-Loving, R., & Chan, C. (2010). Attachment avoidance and the cultural fit hypothesis: A cross-cultural investigation. *Personal Relationships*, 17(1), 107–126. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2010.01256.x>
- Gillath, O., C Karantzas, G., & Lee, J. (2019). Attachment and social networks. *Current Opinion in Psychology*, 25, 21–25. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2018.02.010>
- Hazan, C., & Shaver, P. (1987). Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52(3), 511–524. <https://adultattachmentlab.human.cornell.edu/HazanShaver1987.pdf>
- Jayamaha, S. D., Girmé, Y. U., & Overall, N. C. (2017). When attachment anxiety impedes support provision: The role of feeling unvalued and unappreciated. *Journal of Family Psychology*, 31(2), 181–191. <https://doi.org/10.1037/fam0000222>
- Kerlinger, F., & Lee, H. (2002). *Investigación del comportamiento. Métodos de investigación en Ciencias Sociales*. McGraw-Hill.

- Kline, R. B. (2011). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. The Guilford Press.
- Leech, N. L., Barrett, K. C., & Morgan, G. A. (2015). *IBM SPSS for Intermediate Statistics. Use and Interpretation*. Routledge/Taylor & Francis Group.
- 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). <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Márquez Domínguez, J. F., Rivera Aragón, S., & Reyes Lagunes, I. (2009). Desarrollo de una escala de estilos de apego adulto para la población mexicana. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 2(28), 9–30. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=459645444002>
- Medina, C. J., Rivera, L. Y., & Aguasvivas, J. A. (2016). El apego adulto y la calidad percibida de las relaciones de pareja: Evidencias a partir de una población adulta joven. *Salud y Sociedad*, 7(3), 306–318. <https://doi.org/10.22199/S07187475.2016.0003.00005>
- Miles, J., & Shevlin, M. (2006). *Applying regression & correlation. A guide for students and researchers*. SAGE Publication.
- Monteoliva, A., García-Martínez, J. M. A., Calvo-Salguero, A., & Aguilar-Luzón, M.-C. (2012). Differences between men and women with a dismissing attachment style regarding their attitudes and behaviour in romantic relationships. *International Journal of Psychology*, 47(5), 335–345. <https://doi.org/10.1080/00207594.2011.634007>
- Padilla Bautista, J. A., & Díaz-Loving, R. (2016). Evaluación del apego en adultos: construcción de una escala con medidas independientes. *Enseñanza e Investigación En Psicología*, 21(2), 161–168. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=29248181006>
- Pepping, C. A., & MacDonald, G. (2019). Adult attachment and long-term singlehood. *Current Opinion in Psychology*, 25, 105–109. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2018.04.006>
- Pepping, C. A., MacDonald, G., & Davis, P. J. (2018). Toward a Psychology of Singlehood: An Attachment-Theory Perspective on Long-Term Singlehood. *Current Directions in Psychological Science*, 27(5), 324–331. <https://doi.org/10.1177/0963721417752106>
- Pietromonaco, P. R., & Beck, L. A. (2019). Adult attachment and physical health. *Current Opinion in Psychology*, 25, 115–120. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2018.04.004>
- Reyes-Lagunes, I. (1993). Las redes semánticas naturales, su conceptualización y su utilización en la construcción de instrumentos. *Psicología Social y Personalidad*, 9(1).
- Schachner, D. A., Shaver, P. R., & Gillath, O. (2008). Attachment style and long-term singlehood. *Personal Relationships*, 15(4), 479–491. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2008.00211.x>
- Shaver, P. R., Mikulincer, M., & Cassidy, J. (2019). Attachment, caregiving in couple relationships, and prosocial behavior in the wider world. *Current Opinion in Psychology*, 25, 16–20. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2018.02.009>
- Troyer, D., & Greitemeyer, T. (2018). The impact of attachment orientations on empathy in adults: Considering the mediating role of emotion regulation strategies and negative affectivity. *Personality and Individual Differences*, 122, 198–205. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.10.033>



ORIGINAL

Motivación Intrínseca y Perspectiva Temporal de Universitarios del Noroeste de México

Intrinsic Motivation and Temporal Perspective of University Students in Northwestern Mexico

Daniel González-Lomelí ^{a,1}, Daniela Guadalupe González-Valencia ^b,
Ma. de los Ángeles Maytorena-Noriega ^a, y César Omar Sepúlveda-Moreno ^a

^aUniversidad de Sonora, México

^bUniversidad Autónoma de Baja California, México

Recibido 31 de agosto de 2022; aceptado 27 de julio de 2023

Resumen

Se buscó identificar el perfil de motivación intrínseca (MI) y su relación con la perspectiva temporal en estudiantes universitarios del noroeste de México. En una muestra no probabilística por conveniencia de 553 estudiantes, se puso a prueba un modelo de motivación intrínseca, autoeficacia, orientación al logro, percepción escolar, morosidad y orientaciones temporales (pasado, presente y futuro). Se conformó un modelo estructural de MI que posee bondad de ajuste práctica adecuada. El modelo explica 48% de la variabilidad de la motivación intrínseca; destaca el efecto positivo de la orientación al logro (peso estructural=.65*) y el efecto negativo e indirecto (a través de la autoeficacia) de la morosidad (peso estructural=-.53*) sobre la MI. Y un efecto positivo de las orientaciones temporales (pasado negativo, presente hedonista y presente fatalista) sobre la morosidad (peso estructural=.54*). El estudio ofrece información sobre los aspectos que deben ser desarrollados en los estudiantes universitarios en relación con la motivación intrínseca.

Palabras clave: Motivación intrínseca; Perspectiva temporal; Orientación al logro; Morosidad; Modelo estructural

Abstract

The purpose of this study was to identify the intrinsic motivation (IM) profile and its relationship with time perspective in a non-probabilistic convenience sample of 553 students university students from a northwestern region in Mexico. Structural equation models were fitted for intrinsic motivation, with self-efficacy, achievement orientation, school perception, procrastination and temporal orientations (past, present and future) as

1 Contacto; Daniel González-Lomelí; Correo de contacto: daniel.lomeli@unison.mx;

direct and indirect predictors. A structural model of IM was formed that has adequate practical goodness-of-fit. The overall model explained 48% of the variance for intrinsic motivation. Achievement orientation was positively associated (structural weight $=.65^*$) with intrinsic motivation while procrastination was negatively and indirectly (through self-efficacy) related (structural weight $=.53^*$) to IM. Temporal orientations (negative past, hedonistic present and fatalistic present) were positively related to procrastination (structural weight $=.54^*$). This study provides information regarding important predictors of intrinsic motivation that can be targeted among university students.

Keywords: Intrinsic motivation; Time perspective; Achievement orientation; Procrastination; Structural model

En el Informe de Seguimiento de la Educación en el Mundo se señala que la educación inclusiva para todos requiere que los educandos estén bajo el mismo techo y que se debe potenciar las oportunidades de aprendizaje en cualquier lugar donde se genere (UNESCO, 2020). Se afirma que la crisis sanitaria aumentó las desigualdades educativas al dejar fuera del aula a más del 90% de las personas en edad escolar en el mundo, perdiéndose la continuación del aprendizaje y provocando el abandono de la escuela. Autores mexicanos han identificado como predictores de la permanencia escolar en universitarios a variables como el compromiso personal hacia el estudio y el compromiso percibido hacia la institución, la integración académica, las condiciones económicas, y que la motivación tiene un efecto indirecto sobre la permanencia escolar a través del compromiso (Velázquez & González, 2017).

Desde finales del siglo pasado y hasta la actualidad, las instituciones educativas no han cumplido con la calidad en la formación de los profesionistas que exige la sociedad, no solo en Latinoamérica, sino que esta deuda social impera en el ámbito mundial (Castañeda, 2006). Actualmente es una necesidad apremiante identificar las prácticas escolares durante el período de confinamiento en la enseñanza remota de emergencia (Hodges et al., 2020), los aprendizajes logrados y los factores psicosociales de los jóvenes universitarios, para así estar en la mejor posición de brindar una oferta educativa de calidad y socialmente pertinente (Didriksson, 2019) y de acuerdo a las necesidades de los aprendices (Castañeda, 2006) con el fin de garantizar la formación de sus competencias

académicas, basadas en evidencias sobre sus logros en el aprendizaje (UNESCO, 2019) que sustente un sistema de decisiones certero, eficaz, oportuno e informado en educación.

Ruiz et al. (2022) en un estudio sobre motivación entre universitarios mexicanos que tomaron clase virtuales antes y durante el confinamiento (virtuales/virtuales) y quienes pasaron de clase presencial a la enseñanza remota de emergencia (presencial/remota), encontraron una mayor motivación intrínseca, orientación hacia la tarea y control del aprendizaje en los estudiantes virtuales/virtuales, en comparación con una mayor orientación motivacional hacia factores externos de los estudiantes presencial/remota.

Sigue siendo un reto para las instituciones de educación superior fortalecer al estudiantado para el aprendizaje en profundidad, el pensamiento crítico y que tomen para sí la responsabilidad del aprendizaje y su futura labor profesional (Šteh & Šarić, 2020). En cuanto al pensamiento crítico y reflexivo existen modelos curriculares que buscan vincular el pregrado con el posgrado, que forja la formación de profesionales empoderados con los instrumentos necesarios para describir, explicar y aplicar soluciones a los problemas sociales del contexto desde su perspectiva disciplinar (Criollo et al., 2017). Estos mismos autores analizan la autoeficacia para la investigación en estudiantes universitarios ecuatorianos y concluyen que la idea de autoeficacia está en formación, por ello, los estudiantes conciben a la investigación como un requisito para concluir su carrera. Con base en los resultados los autores formulan la promoción de la autoeficacia e interés por aprender a investigar a

través de modelar esta práctica como un proceso y no como una asignatura (como un producto), buscando que el estudiante adquiriera una postura crítica y reflexiva.

Un concepto acuñado por Bandura da cuenta de un elemento esencial y pertinente para esta tarea o demanda social hacia los sistemas educativos, la autoeficacia (Bandura, 1998). La autoeficacia percibida alude a las creencias personales sobre las capacidades propias para lograr determinados resultados; la autoeficacia actúa como un mecanismo autorregulador central de la agencia humana a partir del cual las creencias de las personas influyen en las decisiones que toman, sus aspiraciones, el nivel de esfuerzo y perseverancia, entre otros y con ello producir los efectos deseados (Bandura, 1998).

La autoeficacia no es en sí un comportamiento, es la confianza o seguridad que tiene el individuo de poder realizar la conducta deseada (Bandura, 1986) así como ser consciente de los efectos que puede traer consigo el comportamiento producido (Bandura, 1986). La autoeficacia percibida va en dirección de las creencias acerca de la propia capacidad de realizar una determinada tarea por medio de las propias acciones y recursos, incluso ante obstáculos o barreras (Sniehotta & Schwarzer, 2005). En el mismo tema Aguilar et al. (2016) reportan que la autoeficacia percibida (confiar en sus propias capacidades), la orientación al logro (el fijar metas altas, retadoras, y hacer el esfuerzo necesario por alcanzarlas) y la certeza en la elección de carrera, son los componentes explicativos de la motivación intrínseca, en estudiantes universitarios.

En relación a la autoeficacia Gutiérrez et al. (2014) señalan que la orientación al futuro está asociada positivamente a las creencias de autoeficacia; ambas variables caracterizan a estudiantes perseverantes y que prefieren metas a largo plazo en su desempeño académico. Encontraron que los estudiantes con orientación al pasado negativo, al presente hedonista y al presente fatalista gustan de postergar (morosidad) la realización de tareas académicas.

En una investigación con estudiantes de una universidad del sur de México Barrera et al. (2020) encontraron que un conjunto de variables cognitivas

autorreportadas (autorregulación, orientación al futuro y estrategias de aprendizaje) afectan positiva y directamente la dedicación al estudio (tiempo de horas semanales de estudio académico) y ésta a su vez está relacionado de forma directa y positiva con el desempeño de los estudiantes, medido con promedio de calificaciones.

Mientras que Mendivelso y Galarraga (2020) trabajaron sobre la perspectiva temporal de adolescentes argentinos y colombianos, y recomiendan la promoción del uso equilibrado de los marcos temporales (pasado, presente y futuro) a partir de los programas de orientación y tutorías de acompañamiento de los estudiantes durante su formación escolar, para facilitar la elaboración de sus proyectos de vida.

En su estudio González y Difabio (2019) al buscar relaciones entre patrones de aprendizaje y patrones temporales, con una muestra de estudiantes argentinos, encontraron que sobresale la combinación de los patrones orientado al significado y al futuro. Lo cual caracteriza a universitarios que utilizan estrategias de procesamiento profundo y son autorregulados; con alto interés personal en los temas abordados y que conciben el conocimiento como construcción de significados; son estudiantes que establecen metas futuras de largo alcance, planifican acciones y se anticipan a consecuencias y recompensas.

En torno a la morosidad o dilación en la realización y conclusión de actividades académicas, Navarro (2016) analiza la relación entre motivación y rendimiento académico en estudiantes de psicología colombianos; mide morosidad académica y motivación intrínseca (a partir de los inventarios de factores de carrera y temor al fracaso). El modelo de regresión resultante indica que los mejores predictores del rendimiento académicos son una mayor seguridad en la elección de la carrera de psicología y percibirse satisfechos y capaces de cursar la licenciatura, acompañado del agrado por la realización efectiva de tareas y trabajos académicos (bajo nivel de morosidad).

Otro estudio similar, pero con una muestra de estudiantes universitarios mexicanos (González et al., 2006) probó un modelo estructural en donde la morosidad en tareas académicas es afectada directa y negativamente por la perspectiva al futuro, directa y

positivamente por el temor al fracaso, y la morosidad recibe un efecto indirecto y positivo de la necesidad de autoeficacia, a través del temor al fracaso.

Una investigación con estudiantes universitarios de primero y segundo semestre en Indonesia examinó la interacción de la eficacia académica y la orientación a metas hacia el logro académico, y reveló que el dominio de orientación a meta es un factor considerable para el rendimiento académico. Los autores señalan que estos resultados pueden utilizarse para mejorar el logro de la calidad educativa de su país (Suprayogi et al., 2019).

En México Robles et al. (2017) afirman que la orientación temporal hacia el pasado positivo y al futuro muestran un efecto positivo en el rendimiento escolar en estudiantes universitarios; mientras que la orientación temporal al pasado negativo genera un efecto contradictorio en el aprendizaje. La perspectiva temporal también se asocia con mejores estados de salud física y mental, sobre todo en personas con orientación al futuro y en cambio una orientación hacia el pasado negativo y hacia el presente hedonista se relacionan más con pautas de conducta poco saludables en chilenos de 24 a 74 años (Oyanadel & Buéla-Casal, 2017).

En el estudio de González et al. (2018) sobre perspectiva temporal en colombianos y mexicanos, se encontró un perfil temporal en donde las puntuaciones más altas se ubican en la orientación al futuro (tienden a planear, lograr metas, establecer estrategias y cumplir obligaciones a futuro y evitar comportamiento de riesgo) y en orientación al pasado positivo, lo cual las caracteriza como personas cuyos recuerdos felices las prepara para atender situaciones difíciles en el presente, como es el caso de su formación académica. Los autores recomiendan desarrollar el establecimiento, seguimiento y evaluación de las metas ya sean sociales y/o personales, a lo largo de su estancia en la universidad, destacando las metas académicas. Oyanadel y Buéla-Casal (2017) en un estudio cuasiexperimental con grupo control demostraron la posibilidad del cambio en la orientación temporal, a través de una intervención grupal breve. Los autores afirman que puede extenderse su

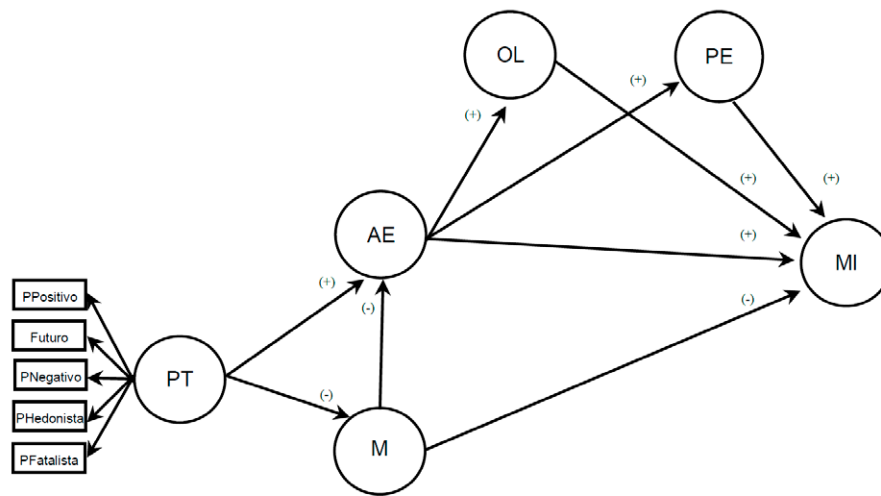
aplicación a contextos escolares y laborales como intervención preventiva.

Modelo teórico de motivación intrínseca. En el presente estudio se hipotetiza que la variable latente motivación intrínseca (Figura 1) recibe un efecto directo y positivo de las variables latentes de primer orden autoeficacia, percepción escolar y orientación al logro (Aguilar et al., 2016; Aguilar et al., 2002), también la variable motivación intrínseca recibe un efecto directo y negativo de la variable latente morosidad (Aguilar et al., 2016). A su vez la orientación al logro y la percepción escolar reciben efectos directos y positivos de la variable latente autoeficacia, y la autoeficacia es afectada de forma directa y negativa por la variable latente morosidad (Aguilar et al., 2016). Finalmente, la variable latente de perspectiva temporal afecta tanto a la autoeficacia, de forma positiva (Gutiérrez et al., 2014), como a la morosidad, de forma directa y negativa (González et al., 2006). Aquí la perspectiva temporal se conforma por los índices orientación temporal al presente positivo y al futuro con efectos positivos; y con las orientaciones presente fatalista, presente hedonista y pasado negativo, con efectos negativos (González et al., 2018).

El objetivo del estudio fue identificar el perfil de motivación intrínseca y su relación con la perspectiva temporal en estudiantes universitarios de dos instituciones públicas mexicanas, a través del análisis factorial confirmatorio por modelamiento de ecuaciones estructurales.

Método

El presente estudio cuantitativo en su análisis y con un propósito apegado a la ciencia básica, es observacional no interviene o manipula el resultado entre variables observables. Así mismo, la temporalidad en el acopio de la información sometida al análisis es de corte transversal, dado que se midió solo en una ocasión. Del mismo modo, es importante mencionar que el alcance del estudio es explicativo dado que busca explicar las relaciones entre las variables en estudio con la aplicación de estadísticos de prueba a sus resultados.



Nota. MI=motivación intrínseca; PE=percepción escolar; OL=orientación al logro; AE=autoeficacia; M=morosidad; PT=perspectiva temporal (PPositivo=pasado positivo; PNegativo=pasado negativo; PHedonista=presente hedonista; PFatalista=Presente fatalista).

Figura 1. Modelo teórico de motivación intrínseca, percepción escolar, orientación al logro, morosidad, autoeficacia y perspectiva temporal

Participantes

La muestra fue disposicional no probabilística por conveniencia de 553 estudiantes de diferentes licenciaturas de las poblaciones estudiantiles de una universidad pública del estado de Baja California (n=177) y de una universidad pública del estado de Sonora (n=376). Con una edad promedio de 20.7 años (DE=3.25) y un rango de edad de los 18 a los 44 años, la mayoría son mujeres (75.4%). El criterio de inclusión fue ser estudiante universitario de alguna de las dos instituciones públicas de educación superior encuestadas.

Instrumentos

Los estudiantes respondieron a una ficha de datos sociodemográficos y a cuestionarios que poseen propiedades psicométricas de confiabilidad (valores de alfa arriba de .70) y validez de constructo a través de modelamiento por ecuaciones estructurales (Aguilar et al., 2016; Aguilar et al., 2002). Todos los reactivos tienen una escala de medición ordinal con seis opcio-

nes de respuesta: desde 1 (*totalmente en desacuerdo*) hasta 6 (*totalmente de acuerdo*).

1. **Motivación intrínseca.** Posee nueve reactivos referidos al grado de satisfacción que el plan de estudios de la licenciatura y el campo del conocimiento le genera al estudiante (Ejemplo: *Varios cursos han despertado mi deseo de profundizar en algunos temas*).
2. **Orientación al logro.** Se integra por nueve reactivos que miden la tendencia a fijarse metas altas y esforzarse por alcanzarlas (Ejemplo: *Generalmente me fijo metas altas en mis actividades y trato de alcanzarlas*).
3. **Autoeficacia.** Constituida por seis reactivos que se refieren a la valoración que hace el estudiante de su competencia para completar con éxito la carrera y ejercer la profesión (Ejemplo: *Creo tener la capacidad necesaria para completar la carrera*).
4. **Morosidad.** Escala de nueve reactivos valora la tendencia a posponer la realización de las tareas y deberes escolares (Ejemplo: *En general pienso mucho las cosas antes de empezar a hacerlas*).
5. **Percepción escolar.** Conformada por siete reactivos que evalúan la percepción que tienen los

estudiantes de sus profesores, de sus compañeros y de la escuela. La redacción de los reactivos fue adaptada a la situación de enseñanza remota de emergencia (Ejemplo: ¿Qué tan satisfecho estás con la enseñanza en línea que estás recibiendo?). Otro instrumento de medición utilizado es el cuestionario ZTPI de Zimbardo y Boyd (1999) con cinco subescalas, todas poseen seis anclajes que van de 1 (*muy poco aplicable*) a 6 (*bastante aplicable*) el inventario posee propiedades de confiabilidad (valores de alfa desde .60) y de validez de constructo (convergente y divergente) a través de análisis factorial confirmatorio por modelamiento de ecuaciones estructurales (González et al., 2018).

6. *Inventario de Perspectiva Temporal* elaborado por Zimbardo y Boyd (1999) el cual mide la forma en que las personas dividen el continuo flujo de experiencias en marcos temporales como el pasado, presente y futuro para darle coherencia a su vida; se utilizó la versión de 21 reactivos (González et al., 2018) que posee las escalas de: a) Pasado positivo, la cual mide una actitud nostálgica y feliz del pasado (con cuatro reactivos, ejemplo: *Los lugares familiares de la infancia, sus sonidos y olores frecuentemente me traen muchos recuerdos maravillosos*); b) Pasado negativo, que refleja una visión del pasado pesimista y negativa (con cuatro reactivos, ejemplo: *Revivo constantemente en mi mente experiencias pasadas dolorosas*); c) Presente hedonista, formado por elementos relacionados con una actitud ante la vida y el tiempo basada en el disfrute de los placeres del momento actual (con cinco reactivos, ejemplo: *Yo intento vivir mi vida lo más plenamente posible, un día a la vez*); d) Presente fatalista es entendido como la ausencia de orientación temporal, sin énfasis en el momento presente, sin nostalgia del pasado, ni interés por el futuro (con cuatro reactivos, ejemplo: *Ya que lo que tiene que pasar de cualquier forma pasará, lo que yo haga no importa*); y e) Futuro entendido como la tendencia a planificar y realizar metas futuras distantes en el tiempo (con cuatro reactivos, ejemplo: *Cuando quiero*

conseguir alguna cosa, me propongo metas y evalúo los recursos necesarios con los que cuento, para alcanzar esos objetivos).

Procedimiento

El cuestionario en línea se envió a los estudiantes de licenciatura a través de los correos institucionales de cada universidad participante, para que lo respondieran previa lectura y aceptación de participación informada y voluntaria, de acuerdo al código ético del psicólogo de la Sociedad Mexicana de Psicología (2010), a través de la carta de consentimiento informado, que aparece al principio de los cuestionarios, elaborados en el formato de google y aplicados durante los meses de abril y mayo del año 2020.

Análisis estadístico

Se realizaron estadísticas descriptivas de variables sociodemográficas, comparación de medias, correlaciones y análisis factorial confirmatorio (AFC) a través de modelamiento por ecuaciones estructurales (MEE), utilizando el método de máxima verisimilitud (LM) (Bentler, 2006) para la motivación intrínseca y las variables psicológicas asociadas como la percepción escolar, la orientación al logro, la autoeficacia, la morosidad y las orientaciones temporales (pasado positivo, pasado negativo, presente hedonista, presente fatalista y orientación al futuro). Utilizando los indicadores de bondad de ajuste, tanto estadística (Ji cuadrada) como los indicadores prácticos: Índice Bentler-Bonett de Ajuste Normado (IBBAN); Índice de Ajuste Bentler-Bonett No-Normado (IBBANN); Índice de Ajuste Comparativo (IAC); Raíz Cuadrada del Cuadrado Medio del Error de Aproximación (RMSEA). Se espera que la probabilidad asociada a la Ji cuadrada sea $p < .05$, y una razón $X^2/gl < 3$. Mientras que los valores considerados adecuados para los índices IBBAN, IBBANN e IAC son $\geq .90$ y para el RMSEA se esperan valores $< .08$, para que el modelo sea considerado válido (Ruíz et al., 2010), todos los índices en el paquete estadístico EQS de Bentler (2006).

Resultados

Análisis descriptivos

Los estudiantes encuestados consideran aprobar arriba del 90% de las asignaturas en las que están inscritos. Destaca que 8% espera aprobar solo hasta 60% de las asignaturas durante el semestre evaluado, mientras que casi 7 de cada diez estudiantes consideran aprobar el total de materias que cursan durante el primer semestre del 2020.

En relación con el promedio semestral esperado 15.20% de la muestra estableció un promedio menor a 80 de calificación final, 48.50% ubicó su promedio semestral entre 80 y 89 de calificación y el resto (36.30%) espera un promedio de calidad (90 a 100 de calificación). El promedio de calificación del total de la muestra es de 84.14 (DE=7.69), para las mujeres es de 84.34 (DE=7.61) y para los hombres de 83.41 (DE=7.86), no hay diferencia significativa ($t=1.22$, $p=.22$) en el promedio esperado por sexo. Sin embargo, existe evidencia para determinar diferencia significativa ($t=-2.23$, $p=.02$) en el promedio esperado por sede, a favor de los universitarios sonorenses ($M=84.65$, $DE=7.50$) sobre los estudiantes bajacalifornianos ($M=83.05$, $DE=7.99$).

Solo 12.10% de los estudiantes encuestados señala la licenciatura como el grado máximo al que aspiran estudiar, mientras que casi 3 de cada 10 estudiantes esperan educarse en alguna maestría (28.80%) y 4 de cada 10 desean estudiar un doctorado (41.80%). Además, se encontraron correlaciones significativas ($R_o=.52$, $p=.001$) entre el porcentaje de materias que esperan aprobar con el promedio esperado al final del semestre 2020-1 y el grado máximo que aspiran estudiar, así como una correlación significativa ($R_o=.14$, $p=.01$) entre el promedio esperado y el grado máximo de estudio deseado.

Análisis de consistencia interna

El resultado de los análisis de consistencia interna a través de alfa de Cronbach indica que todas las escalas poseen confiabilidad con valores de alfas de

Cronbach arriba de .71. La escala de motivación intrínseca posee 9 reactivos ($\alpha=.86$, $M=4.43$); la escala percepción escolar conserva 7 reactivos ($\alpha=.89$, $M=3.74$); la escala de orientación al logro también posee 9 reactivos ($\alpha=.88$, $M=4.51$); la escala de autoeficacia posee 6 reactivos ($\alpha=.72$, $M=3.99$); la escala de morosidad quedó conformada por 9 reactivos ($\alpha=.88$, $M=3.18$).

En cuanto a las escalas de percepción temporal las 5 subescalas poseen consistencia interna, medida con alfa de Cronbach. La escala de orientación al pasado positivo quedó conformada con 4 reactivos ($\alpha=.75$, $M=4.35$), pasado negativo con 4 reactivos ($\alpha=.84$, $M=3.31$), presente hedonista con 5 reactivos ($\alpha=.78$, $M=3.41$), presente fatalista con 4 reactivos ($\alpha=.67$, $M=2.48$) y orientación al futuro con 3 reactivos ($\alpha=.80$, $M=4.67$).

Análisis factorial confirmatorio

Se construyó un modelo multifactorial de motivación intrínseca (ver Figura 2) por modelamiento de ecuaciones estructurales; en dicho modelo la variable latente motivación intrínseca (constituida por cuatro variables observadas) recibe efectos directos, positivos y significativos de las variables latentes orientación al logro (peso estructural=.65; con cinco variables manifiestas), percepción escolar (peso estructural=.10; con cuatro variables observadas) y autoeficacia (peso estructural=.11; con tres variables manifiestas), así mismo la motivación intrínseca recibe un efecto indirecto, negativo y significativo de morosidad (con tres variables observadas) a través de la autoeficacia (peso estructural= -.53). A su vez la morosidad recibe un efecto directo y significativo (peso estructural=.54) de la perspectiva temporal, variable latente conformada con los índices pasado negativo (con cuatro variables observadas), presente fatalista (con tres variables observadas) y presente hedonista (con tres variables observadas). La R^2 de la motivación intrínseca es igual a .48, lo cual significa que este modelo de relaciones explica 48% de la variabilidad de la motivación intrínseca, como fue medida en este estudio, del grupo de estudiantes que conformaron la muestra.

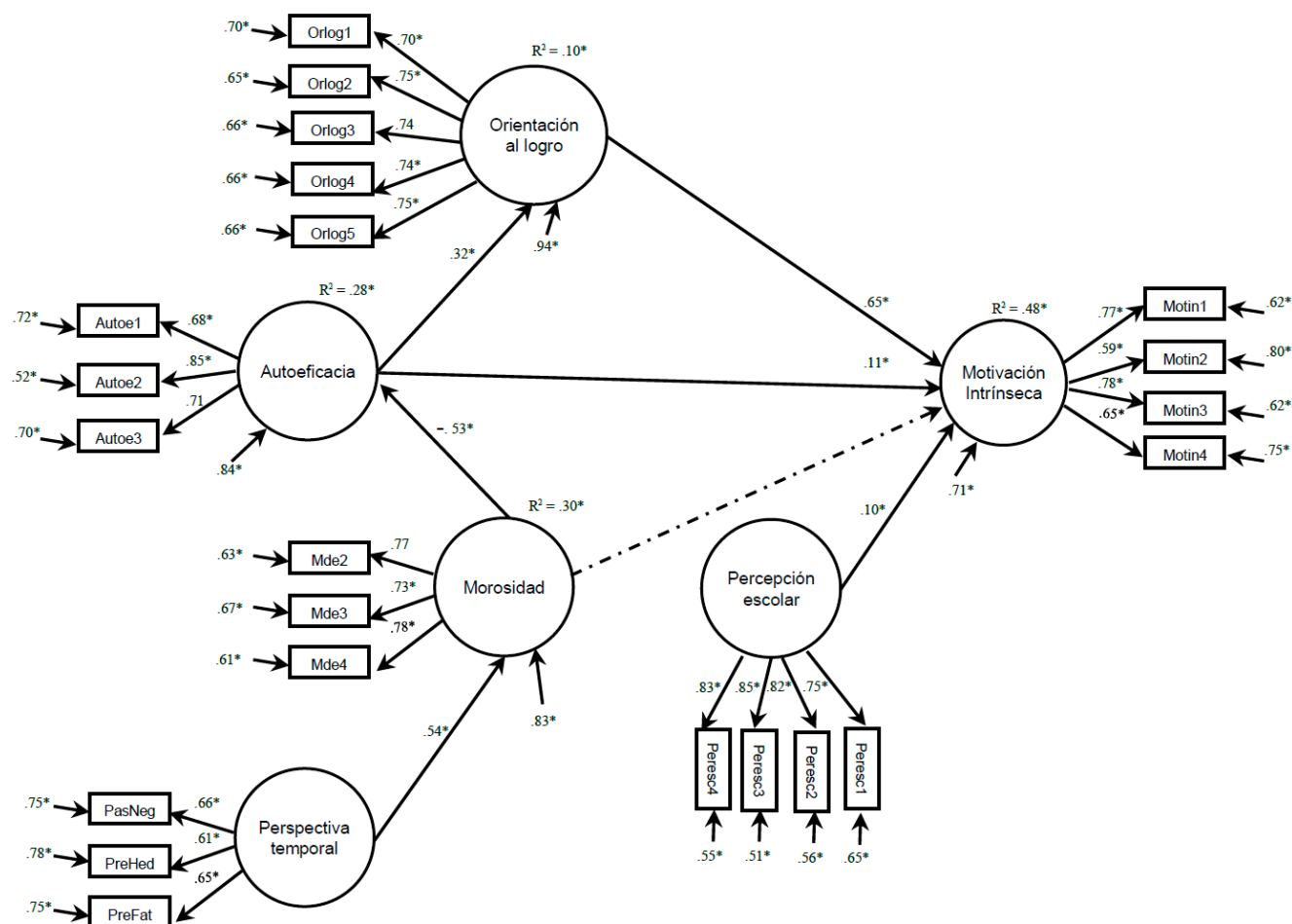


Figura 2. Modelo estructural de motivación intrínseca en estudiantes universitarios mexicanos. Los pesos factoriales son significativos a $p < .05$ ($R^2=1$ -error de predicción al cuadrado); Índices de bondad de ajuste: $\chi^2=403$ (201 gl) $p=.00$; IBBAN=.91, IBBANN=.94, IAC=.94; RMSEA=.04 (IC .04, .05). Estimados por *máxima verosimilitud* en la muestra de 553 participantes. La línea discontinua representa una relación no significativa.

Dicho modelo posee bondad de ajuste práctica ($X^2=403$ [201 gl] $p=.00$ y $X^2/gl=2.00$; IBBAN=.91, IBBANN=.94, IAC=.94; RMSEA=.04 [IC .04, .05]) por lo que se puede afirmar que el modelo de relaciones puesto a prueba, es similar en poder de explicación al modelo saturado o inclusivo, que relaciona todas las variables entre sí, y que tiene el máximo poder de explicación.

Análisis de consistencia interna posterior al AFC

Ya que se eliminaron indicadores de los diferentes factores resultantes, se realizó un análisis de

consistencia interna con los reactivos que se conservaron en cada variable latente posterior al AFC. Todas las dimensiones son confiables (obtenida a través del alfa de Cronbach). La escala de motivación intrínseca posee consistencia interna ($\alpha=.79$, $M=4.56$), así como la escala percepción escolar ($\alpha=.89$, $M=3.68$), la escala de orientación al logro ($\alpha=.87$, $M=4.56$), la escala de autoeficacia ($\alpha=.78$, $M=4.04$), y la escala de morosidad ($\alpha=.85$, $M=3.43$). Las escalas de percepción temporal también son confiables: tanto la escala de orientación al pasado negativo ($\alpha=.84$, $M=3.30$), como el presente hedonista ($\alpha=.68$, $M=3.40$) y el presente fatalista ($\alpha=.62$, $M=2.45$).

Discusión

Se logró conformar un modelo estructural multi-dimensional de motivación intrínseca y variables psicológicas asociadas. En dicho modelo los efectos que recibe la motivación intrínseca permiten concluir acerca de la importancia de la autoeficacia como lo señalan Criollo et al. (2017) y de contrarrestar los efectos de la morosidad académica (Navarro, 2016). En este modelo la morosidad académica se ve afectada por las orientaciones temporales de pasado negativo, presente hedonista y presente fatalista, como también ha sido indicado por Gutiérrez et al. (2014). Todos los efectos directos fueron significativos a excepción de la morosidad sobre la motivación intrínseca. Aquí las orientaciones temporales pasado positivo y futuro no lograron ser incluidas en el modelo estructural de motivación intrínseca, ya que el modelo perdía bondad de ajuste.

Los estudiantes de la muestra se perciben motivados por varias materias y cursos que han despertado su interés en el conocimiento y el aprendizaje de cosas útiles, así como con el deseo de profundizar en algunos temas y el disfrute de realizar tareas y trabajos. Esta percepción está asociada al gusto de realizar las cosas lo mejor posible y que les signifiquen un reto. Generalmente se fijan metas altas en sus actividades y tratan de alcanzarlas, y una vez iniciada una actividad no se dan por vencidos hasta lograrla. Su motivación intrínseca se ve afectada por conductas como tardar en decidir hacer algo importante pero que le desagrada, lo que le ocasiona, por lo general no terminar sus actividades escolares a tiempo. Se recomienda que los docentes utilicen una gran variedad de métodos de enseñanza para estimular la concientización de las metas académicas del estudiantado, monitorear sus logros y fortalecer un aprendizaje autónomo para la vida, que les permita tomar decisiones responsables para el beneficio de la sociedad, basadas en juicios críticos y reflexivos (Šteh & Šarić, 2020).

La morosidad de los estudiantes se ve afectada por las orientaciones temporales al pasado negativo, al presente fatalista y al presente hedonista; es decir, retrasar el inicio de actividades académicas, y por lo mismo no cumplir con las fechas establecidas para

su culminación, se potencia por pensamientos sobre cosas desagradables de su juventud y revivir experiencias dolorosas, así como por hacer cosas de manera impulsiva o tomar decisiones al calor del momento y no preocuparse por el futuro, ya que su actuación no influye en lo que suceda. Algunos autores señalan que la orientación temporal (pasado positivo y futuro) se asocia directa y positivamente al rendimiento académico en universitarios (Robles et al., 2017) así como a la salud mental y física (Oyanadel et al., 2017) y que se puede promover cambios en orientación temporal a través de intervención grupal breve (Oyanadel et al., 2017).

Los resultados de esta investigación también permiten caracterizar a los estudiantes en su mayoría por tener altas aspiraciones en cuanto aprobar el total de materias en las que estaban inscritos al momento de interrumpir las clases presenciales y seguir estudiando desde sus casas. Cuatro de cada diez estudiantes consideran que obtendrían un promedio de calidad (90 a 100) al final del semestre enero-mayo del 2020. Y esta aspiración de alto desempeño escolar es mayor en los estudiantes sonorenses en relación con la institución de Baja California. La percepción de continuar estudiando después de la licenciatura es mayor con relación a estudios de doctorado, seguida de estudiar una maestría y finalmente estudiar una especialidad; por lo que las instituciones educativas requieren establecer planes que coordinen los estudios de licenciatura con los programas de posgrado (Criollo et al., 2017) ya que es mínima la cantidad de estudiantes que aspiran a estudiar únicamente la licenciatura.

Finalmente, se puede concluir que la proporción explicada de varianza de motivación intrínseca de los estudiantes universitarios fue alta y casi similar a la reportada por Aguilar et al. (2016). Y específicamente algunos componentes con mayor efecto sobre la motivación intrínseca fueron la percepción de los estudiantes sobre su contexto escolar y la valoración de sus capacidades para concluir la carrera y ejercer su profesión (Sniehotta & Schwarzer, 2005); ambos factores pueden considerarse como componentes explicativos de la motivación reportada por los estudiantes universitarios durante la emergencia sanitaria, por lo que se requiere promover un rol activo en el

estudiantado para que tomen como suya la responsabilidad de su propio aprendizaje (Šteh & Šarić, 2020) y en el fomento de un comportamiento autónomo o agentivo (Maytorena et al., 2022) adquiere relieve el papel de moderador (González et al., 2022) y de modelador (Bono et al., 2018) del docente universitario.

Una limitación del estudio fue trabajar con una muestra disposicional de estudiantes de dos instituciones públicas de educación superior; se recomienda para futuras investigaciones realizar un muestreo probabilístico e incluir estudiantes de instituciones privadas, con el fin de ganar en poder de generalización de los hallazgos.

Referencias

- Aguilar, J., González, D., & Aguilar, A. (2016). Un modelo estructural de motivación intrínseca. *Acta de Investigación Psicológica*, 6(3), 2552-2557. <http://dx.doi.org/10.1016/j.aiprr.2016.11.007>
- Aguilar, J., Valencia, A., Martínez, M., & Vallejo, A. (2002). Un modelo estructural de la motivación intrínseca en estudiantes universitarios. En A. Bazán y A. J. Arce (Eds.), *Estrategias de evaluación y medición del comportamiento en psicología* (pp. 165-185). Instituto Tecnológico de Sonora y Universidad Autónoma de Yucatán.
- Bandura, A. (1986). *Social Foundations of thought and action. A social cognitive theory*. Prentice-Hall, Inc. Englewood Cliffs. <https://psycnet.apa.org/record/1985-98423-000>
- Bandura, A. (1998). Personal and collective efficacy in human adaptation and change. En: J.G. Adair, D. Belanger, & K.L. Dion (Eds.), *Advances in Psychological Science*, 1, 51-71. <https://psycnet.apa.org/record/1998-07769-003>
- Barrera, L. F., Vales, J., J., Sotelo, M. A., Ramos, D. Y., & Ocaña, J. (2020). Variables cognitivas de los estudiantes universitarios: su relación con dedicación al estudio y rendimiento académico. *Psicumex*, 10(1), 61-74. <https://doi.org/10.36793/psicumex.v10i1.342>
- Bentler, P. (2006). EQS: Structural Equations Program Manual. BMPD Statistical Software, Inc. <http://www.econ.upf.edu/~satorra/CourseSEMVien2010/EQS-Manual.pdf>
- Bono, A., Boatto, Y., Aguilera, M., & Fenoglio, M. (2018). Tareas de clase de gestión metacognitiva. Una propuesta de intervención pedagógica en el aula universitaria. *Innovación Educativa*, 18(78), 143-170. <http://www.ipn.mx/assets/files/innovacion/docs/Innovacion-Educativa-78/Tareas-de-clase-de-gestion-metacognitiva.pdf>
- Castañeda, S. (Editora) (2006). *Evaluación del Aprendizaje en el Nivel Universitario. Elaboración de exámenes y reactivos objetivos*. UNAM-CONACyT. https://www.academia.edu/16517753/Evaluaci%C3%B3n_del_aprendizaje_en_el_nivel_universitario_elaboraci%C3%B3n_de_ex%C3%A1menes_y_reactivos_objetivos
- Criollo, M., Romero, M., & Fontaines, T. (2017). Autoeficacia para el aprendizaje de la investigación en estudiantes universitarios. *Psicología Educativa*, 23(1), 63-72. <https://doi.org/10.1016/j.pse.2016.09.002>
- Didriksson, A. (2019). La construcción de una agenda de transformación para la universidad en América Latina y el Caribe. Balance y perspectivas de la CRES-2018. *Perfiles Educativos*, XLI(163), 178-193. <https://doi.org/10.22201/iisue.24486167e.2019.163.59305>
- Fernández, T., Medina, S., Herrera, I., Rueda, S., & Fernández, A. (2011). Construcción y validación de una escala de autoeficacia para la actividad física. *Revista Española de Salud Pública*, 85(4), 405-417. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=17019926009>
- González, D., Castañeda, S., Jiménez, M. C., Maytorena, M. A., Barrera, L. F., & Mariñez, V. I. (2022). Perfil de autorregulación, estrategias de aprendizaje y ejecución académica de estudiantes universitarios. *Informes Psicológicos*, 22(2), 253-268. <https://doi.org/10.18566/infpsic.v22n2a15>
- González, D., Maytorena, M.A., Cárdenas, L., & Tapia, C. O. (2018). Perspectiva temporal de estudiantes universitarios mexicanos y colombianos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 46(1), 133-145. <https://doi.org/10.21865/RIDEP46.1.10>
- González, D., Maytorena, M. A., Lohr, E. F., & Carreño, C. E. A. (2006). Perspectiva temporal y morosidad académica en estudiantes universitarios. *Revista Colombiana de Psicología*, 15, 15-24. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80401503>
- González, M. L., & Difabio, H. (2019). Vinculación entre patrones de aprendizaje y patrones temporales en estudiantes universitarios argentinos. *Revista Colombiana de Educación*, 77, 1-22. <https://doi.org/10.17227/rce.num77-9597>
- Gutiérrez, C., Salmerón, H., & Muñoz, J. M. (2014). El efecto modulador de los patrones temporales sobre el logro en el aprendizaje autorregulado. *Revista de Psicodidáctica*, 19(2), 267-287. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=17531400002>

- Hodges, C., Moore, S., Lockee, B., Trust, T., & Bond, A. (2020). The difference between emergency remote teaching and online learning. *Educause Review*, 27, 1-12. <https://er.educause.edu/articles/2020/3/the-difference-between-emergency-remote-teaching-and-online-learning>
- Maytorena, M. A., González, D., & Corral, V. (2022). Estructura factorial de la agencia personal en estudiantes colombianos y mexicanos. *Acta de Investigación Psicológica*, 12(1), 39-48. <https://doi.org/10.22201/fpsi.20074719e.2022.1.400>
- Mendivelso, M., & Galarraga, M. L. (2020). Perspectiva temporal en una muestra de adolescentes argentinos y colombianos. *Orientación y Sociedad*, 20(1), 1-25. <https://revistas.unlp.edu.ar/OrientacionYSociedad/article/view/10241>
- Navarro, C. (2016). Rendimiento académico: una mirada desde la procrastinación y la motivación intrínseca. *Revista Katharsis*, 21, 241-271. <http://bibliotecadigital.iue.edu.co/handle/20.500.12717/2268>
- Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO). (2019). *Informe de Seguimiento de Educación en el Mundo. Meta 4.3: Enseñanza técnica, profesional, superior y de adultos*. <https://doi.org/10.54676/IWWM5074>
- Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura (UNESCO). (2020). *Resumen del Informe de Seguimiento de la Educación en el Mundo 2020: Inclusión y educación: todos sin excepción*. París, UNESCO. <http://www.grade.org.pe/creer/recurso/resumen-del-informe-de-seguimiento-de-la-educacion-en-el-mundo-2020/>
- Oyanadel, C., & Buela-Casal, G. (2017). Percepción del tiempo y salud: la influencia del perfil temporal equilibrado (BTP) y el perfil temporal negativo (NTP) en la salud física y mental. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, XXVI(3), 296-306. <https://doi.org/10.24205/03276716.2017.1032>
- Oyanadel, C., Buela-Casal, G., Araya, T., Olivares, C., & Vega, H. (2014). Percepción del tiempo: resultados de una intervención grupal para el cambio del perfil temporal. *Suma Psicológica*, 21(1), 1-7. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5107523>
- Robles, F. J., Galicia, I. X., & Sánchez, A. (2017). Orientación temporal, autorregulación y aproximación al aprendizaje en el rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 20(2), 502-518. <http://revistas.unam.mx/index.php/rep/article/view/60812>
- Ruiz, E., Cruz, J. L., Gómez, C., García, V., & Lemus, E.V. (2022). Comparación de la motivación en alumnos(as) universitarios(as) de modalidad virtual/virtual versus Presencial/virtual desde el MSLQ. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 27(93), 369-386. <https://www.scielo.org.mx/pdf/rmie/v27n93/1405-6666-rmie-27-93-369.pdf>
- Sociedad Mexicana de Psicología (2010). Código Ético del Psicólogo. Trillas.
- Sniehotta, F., & Schwarzer, R. (2005). Bridging the intention-Behaviour gap: Planning, self-efficacy and action control in the adoption and maintenance of physical. *Psychology and Health*, 20(2), 143-160. <https://doi.org/10.1080/08870440512331317670>
- Šteh, B., & Šarić, M. (2020). Enhancing self-regulated learning in higher education. *Journal of Elementary Education*, 13(Sp. Iss.), 129-150. <https://doi.org/10.18690/rei.13.Special.129-150.2020>
- Suprayogi, M. N., Ratriana, L., & Wulandari, A. P. J. (2019). The interplay of academic efficacy and goal orientation toward academic achievement. 1st International Conference on Advance and Scientific Innovation (ICASI), 1-7. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1175/1/012132>
- Velázquez, Y., & González, M. A. (2017). Factores asociados a la permanencia de estudiantes universitarios: Caso UAMM-UAT. *Revista de la Educación Superior*, 46(184), 117-138. <https://doi.org/10.1016/j.resu.2017.11.003>
- Zimbardo, P., & Boyd, J. (1999). Putting time in perspective: A valid, reliable individual differences metric. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77(6), 1271-1288. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.77.6.1271>



ORIGINAL

Association between HIV Perceived Risk and Intimate Partner Violence among Women

Asociación entre Percepción de Riesgo de VIH y Violencia de Pareja en Mujeres

Centli Guillén-Díaz-Barriga ^{a,1}, Dulce María Díaz-Sosa ^a,
Cintia Tamara Sánchez-Cervantes ^b, y Mayra Alejandra Mora Miranda ^a

^aFacultad de Estudios Superiores Iztacala, Universidad Nacional Autónoma de México, México

^bHospital Juárez de México, Unidad de Salud Mental, México

Recibido 19 octubre de 2022; aceptado 28 de julio de 2023

Abstract

HIV risk perception and Intimate partner violence (IPV) are related to HIV infection in women. However, there is a lack of information regarding on the association between risk perception and IPV in the Mexican population. This study aimed to identify and characterize subgroups based on their risk perception through the analysis of latent classes and to evaluate the variables associated with HIV risk perception. An online survey was conducted to assess sexual and preventive behavior, HIV risk perception, and intimate partner violence. Three hundred thirty-two women participated; the sampling was for convenience. Two latent classes were identified: a group with risk perception (85%) and one without risk perception (14.6%). The variables associated with the risk perception were a sexual attraction to men, not having a stable partner, perceiving oneself as at risk of acquiring HIV due to sexual behavior, and the presence of IPV. HIV prevention programs for women must address the stigmas related to HIV, such as the idea that the risk only occurs when they have multiple sexual partners, promote accurate HIV risk perception and prevent IPV in all its expressions and contexts.

Keywords: HIV Risk Perception; Intimate partner violence; Mexican women; Latent class analysis; Condom use

Resumen

En mujeres, la violencia de pareja está relacionada a una mayor probabilidad de adquirir la infección por VIH. De igual forma, una inadecuada percepción de riesgo de adquirir el virus coloca a las mujeres en una

1 Contacto: Centli Guillén-Díaz-Barriga; correo: centli.guillen@iztacala.unam.mx; Avenida de los Barrios no.1, Col. Los Reyes Iztacala Talnepan, Estado de México, C.P. 544090

situación vulnerable. Existe una falta de información ente la asociación de la VPI y la percepción de riesgo es mujeres mexicanas. Este estudio persiguió dos objetivos: el primero fue identificar y caracterizar subgrupos en función de su percepción de riesgo a través del análisis de clases latentes; el segundo objetivo consistió en evaluar las variables asociadas con la percepción de riesgo de VIH. Se realizó una encuesta en línea para evaluar el comportamiento sexual y preventivo, la percepción del riesgo de VIH y la VP. Participaron 332 mujeres; el muestreo fue por conveniencia. Se identificaron dos clases latentes: un grupo con percepción de riesgo (85%) y otro sin percepción de riesgo (14,6%). Las variables asociadas a la percepción de riesgo fueron atracción sexual por hombres, no tener pareja estable, percibirse en riesgo de adquirir el VIH por la conducta sexual y haber sufrido de violencia de pareja en los últimos seis meses. Se concluye que los programas de prevención del VIH para mujeres deben abordar los estigmas relacionados con el VIH, como la idea de que el riesgo solo ocurre cuando tienen múltiples parejas sexuales, promover una percepción precisa del riesgo del VIH y principalmente, prevenir la VP en todas sus expresiones y contextos; así como también dar atención personalizada a mujeres que ya sufren de violencia de pareja.

Palabras clave: Percepción de riesgo; Violencia de pareja; Mujeres mexicanas; Análisis de clases latentes; Uso del condón

Data from 2021 indicate that in Mexico there are 328,791 people living with Human Immunodeficiency Virus (HIV), of which 18.57% are women (Ministry of Health, 2020). During the first three months of 2021, women represented 2.65% of new cases and pregnant women 1.36%, giving an estimate that in the national territory, one in five people with HIV is a woman (National Center for the Prevention and Control of HIV/AIDS [CENSIDA], 2021). During the 1990s, in Mexico, there was one woman with HIV for every seven men, which meant that women constituted 13% of the cases (CENSIDA, 2013). This information indicates an evident increase in HIV cases in women in Mexico, a phenomenon called the *feminization* of the HIV pandemic.

The feminization of the pandemic has particular characteristics that are explained through the social norms that determine gender. For example, among this population's most common HIV transmission route is via sex with a heterosexual partner, denominated as a stable (CENSIDA, 2014), and at least 35% of women living with HIV worldwide have experienced intimate partner violence (IPV) from their partner or partners. These data are relevant since it has been documented that IPV increases the risk of contracting the virus by up to 1.5 times (CENSIDA, 2021).

In addition to IPV, women experience a misperception of HIV acquisition perception (Schaefer et al., 2019). Risk perception is understood as the estimate or perceived susceptibility of a subject to a specific threat (Ferrer & Klein, 2015) in which various beliefs and attitudes intervene (Del Castillo, 2012). It is a fundamental component in many theories of health behavior change (Green, Murphy, & Gryboski, 2021)1958. The evidence suggests that interventions that involve change in risk perception translate into beneficial changes in health behaviors (Sheeran et al., 2014) and this idea has been supported in correlational studies. However, correlational data cannot answer the question, "Does heightening risk appraisals change people's intentions and behavior?" The present review meta-analyzed experimental evidence in order to address this issue. We identified 4 elements of risk appraisal-risk perception, anticipatory emotion, anticipated emotion, and perceived severity-and located experiments that (asince it is assumed that the higher the risk perception, the individual will carry out more behaviors to maintain their well-being (Ferrer & Klein, 2015).

Also, high HIV risk perception is associated with knowledge about routes of transmission and the preventive measures of HIV (Balán, Lopez-Rios, Dolezal, Rael, & Lentz, 2019; Tenkorang, 2013; Warren et al.,

2018), delay of sexual debut (Anderson et al., 2007), HIV testing (Evangeli, Pady, & Wroe, 2016), and condom use (Evangeli et al., 2016). Furthermore, low HIV risk perception is a barrier to seeking prevention services, specifically pre-exposure prophylaxis (PrEP), which is currently one of the most critical biomedical tools for HIV prevention (Blumenthal, Jain, et al., 2021).

In reference of the relationship between IPV and the perception of HIV risk, the presence of IPV is associated with an increase in HIV testing, which could be because women who experience IPV have a higher risk perception (Brown, Weitzen, & Lapane, 2013). However, women who experience IPV are more likely to report engaging condomless sex and contracting sexually transmitted infections (Li et al., 2014; Marshall et al., 2018). The presence of IPV also means that women have less opportunity to engage in self-care behaviors, such as negotiating condom use or being forced to have unprotected sex with an HIV-positive partner (Díaz-Sosa, Sánchez-Cervantes, Robles García, & Sánchez-Sosa, 2019).

Nevertheless, the literature review identified no studies addressing HIV risk perception and IPV among seronegative Mexican women. In addition, methodological approaches such as latent class analysis allow studying the variability of risk perception according to the cultural context (Cederbaum, Gilreath, & Barman-Adhikari, 2014). Knowing these variations will help health care providers design specific interventions to favor health behavior change.

Therefore, this research has two aims; the first was to identify and characterize subgroups of women based on their HIV risk perception through latent class analysis. The second objective was to evaluate the variables associated with HIV risk perception in this group of women. We hypothesize that IPV is associated with HIV risk perception; women in a dynamic of IPV are more likely to perceive themselves as at risk of acquiring HIV. The findings will have important implications for generating prevention strategies within a specific context that seek to promote adequate HIV risk perception and self-care behaviors in women.

Method

Participants

Women who met the following criteria: over 18 years of age, residents within the Mexican Republic, identify as cisgender woman, have started a sexual life, self-report not living with HIV, and accept informed consent. Refusal to participate was established as an exclusion criterion. The established elimination criterion was not completing the survey in its entirety.

Research design

It was an ex post facto cross-sectional study conducted between September and October 2021. The sample was obtained by non-probabilistic convenience sampling. The sample size was set at a minimum of 300 observations, considering the recommendations for carrying out latent class analysis (Weller, Bowen, & Faubert, 2020).

Instruments

Sociodemographic data sheet: Participants were asked about age (in years), marital status, schooling, family monthly income, and the Mexican state where they reside.

Sexual behavior and prevention: This section asks about sexual attraction (men, women, or both), sexual partners in the last six months (man, transgender man, woman, transexual woman, or other), HIV screening test (response options: once in a life time and I have never done the test), age of sexual debut. Sexual behavior in the last six months was assessed with: the number of sexual partners, condomless vaginal sex (yes/no), and if they had sex with someone without knowing their serological status (yes/no), having had sex under the influence of any drug or substance (yes/no), having received money, gifts or lodging or some other material good in exchange for sex (yes/no), having a confirmed diagnosis by a doc-

tor of a sexually transmitted infection (yes/no). It was also asked if they had heard of Pre-Exposure Prophylaxis (PrEP) and Post Exposure Prophylaxis (PEP); both questions were answered dichotomously (yes/no). Finally, in this section, the question proposed by a survey designed by Torres et al. (2019), establishes: Considering your current sexual practices, in your opinion, what is your risk of acquiring HIV in the next 12 months? with the response options being: no risk, low risk, some risk, high risk and I'm sure I'll get HIV.

Intimate Partner Violence Thermometer (*Violentómetro*, in Spanish): Developed in Mexico for the Mexican population the content validity of the instrument was obtained through expert validation (Tronco & Ocaña, 2012). It is a visual analog scale that helps to identify different manifestations of IPV that occur in an everyday context. For the purposes of this research, it was adapted to a questionnaire format, where the participant had to answer dichotomously (yes/no) regarding having experienced a certain situation of violence in the last six months. Instrument reliability was obtained via the *Kuder-Richardson Formula 20* (KR-20) yielded a coefficient of .84. In this instrument, violent behaviors are divided by three colors: green (which calls for awareness since violence will increase; for example, having been the target of hurtful jokes, lies, silent treatment, among others), yellow (evident violent behaviors; for example, destruction of personal items, aggressive caresses, pinching, pushing, among others), and red (indicates the search for a professional urgently; for example, death threats, sexual abuse, and rape). For the purposes of this research and in order to name the categories of violence, the definitions the following tags were used: mild violence (green), moderate (yellow) violence and severe violence (red). There are two benefits of this instrument. First, it considers the violence that occurs on social media; and considers that violence is not necessarily linear but rather that the different violent situations can be experienced interwoven.

For the analysis of this study, it was considered that if the participant answered affirmatively to any of the behaviors in any of the sections, it meant that

the participant had experienced IPV in the last six months. If the participant did not mark any of the behaviors described, then it was considered that she had not been a victim of IPV. This same analysis and logic were done individually for each scale (mild violence, moderate violence, and severe violence).

HIV Risk Perception Scale (Lauby et al., 2006): translated into Spanish by (Herrera Gallardo & Jorquera Gutiérrez, 2020). The original version consists of 4 items; however, before the start of this research, the scale was validated. Through expert judges and a pilot with 10 users, it was decided to eliminate the item "What is the probability that you have done things to increase the risk of contracting HIV?". The reason for excluding it was due to the ambiguity of the item since it does not specify behaviors that lead to acquiring HIV. The Cronbach's coefficient of the scale in this investigation resulted in .81. Three questions formed the version used in this study: "How likely is it that I am currently infected with HIV?", "What is the probability of becoming infected with HIV in my life?" and, "What is the probability that my sexual partner will contract HIV?". The answers options are on a Likert scale (1= *very unlikely* to 4 = *very likely*). Since the cut-off point for the Mexican population has not been established, it was decided to use the latent class analysis to establish the comparison groups.

Procedure

Recruitment was carried out online by sharing a link that led to the survey hosted on the platform. To proceed with the survey, participants had to read and accept the informed consent by selecting the "accept" option and clicking to continue. The link was shared via email, Facebook, or WhatsApp, and participants were invited to share the survey with other women. At the end of the survey, the participants could download three different informative brochures: information on HIV prevention, mental health, and finally, information on IPV and care centers. An email address was also provided where the participants could reach the researchers if they needed more information.

Data analysis

The latent class analysis (LCA) was used to identify the classes (groups) derived from the variables related to the perception of HIV risk; for this reason, the three questions from the HIV Risk Perception Scale (Lauby et al., 2006) were used. It was decided to use this analysis since it is an approach that identifies the combinations or patterns of experiences that individuals may have in common (Weller et al., 2020).

Various models from two to four classes were tested. The model that had the best fit was selected based on the Bayesian Information Criterion (Bayesian Information Criterion, BIC) and the Akaike Information Criterion (Akaike Information Criterion, AIC). The probability for the bootstrap likelihood test and the Lo-Mendell - Rubin (LRT) fit test were also taken into account. The next step was to estimate the probabilities for each class, and participants were assigned to the class for which they had the highest probability of belonging. The LCA was carried out in the statistical program Mplus version 8 Demo.

Subsequently, we explored the distribution of sociodemographic data, sexual behavior, and IPV among the classes obtained. Statistical differences were evaluated using the Student's t-test for continuous variables and Chi-square for categorical variables. The likelihood ratio or Fisher's statistic was used for those variables where the assumption of expected values was not met.

For the binary regression analysis, which aimed to explore the factors associated with the perception of HIV risk, all those variables that were significant ($p < .05$) in the bivariate analyzes were included. Due to its theoretical relevance, it was previously established that the condomless vaginal sex in the last six months would form part of the model. Similarly, it was previously determined that the items on the risk perception scale would not be integrated into the model to avoid collinearity. The final model was created using a backward stepwise approximation with the likelihood method. All analyses were performed using SPSS version 25.

Results

A total of 429 people accessed the survey, of which 420 started the questionnaire, 391 met the inclusion requirements, and 322 (75%) completed the questionnaire and are included in the analysis.

Latent class analysis

Of the models tested, the two-class model was the one with the best fit (Table 1), and the labels given to each class were:

1. No risk perception: the attribute of this class was not perceiving the probability of having HIV, contracting the infection at some point in life, or that their partner becomes infected. Eighty-five percent ($n = 275$) of the sample was classified within this group.
2. Perceived risk: This class is characterized by perceiving with high probability the risk of HIV transmission at some point in their life or by their partner. 14.6% ($n = 47$) of the sample fell into this class.

Table 1
Latent Class Analysis Fit Index for Models of Two to Four Classes ($n=322$)

Models	AIC	BIC	p for MRLs	p for Likelihood test
2 classes	468 931	495 353	<.001	<.001
3 classes	476 931	518 451	0.128	1,000
4 classes	484 931	541 549	0.499	1,000

Note. AIC=Akaike Information Criterion, BIC=Bayesian Information Criterion, LMR=Lo-Mendell-Rubin Adjusted Test

Differences in risk perception

Table 2 describes the general characteristics of the sample; the mean age was 28.5 years (range 19-71 years). Most participants reported being single (71.4%), with low family income (53.8%), residents

Table 2*Sociodemographic data of the participants with differences between classes (n=322)*

Variable	No perceived risk 275 (85.4)		Perceived risk 47 (14.6)		Total		X^2 (df)	<i>p</i>
	n	%	n	%	n	%		
Age (years), <i>M</i> (<i>SD</i>)	28.9 (9.7)		25.9 (7.2)		28.5 (9.4)		2.1 (320)	.043
Marital status							1.5 (3)	.446
Single	193	70.2	37	78.7	230	71.4		
Married/Living with partner	69	25.1	8	17	77	23.9		
Divorced	13	4.7	2	4.3	15	4.7		
Family Income (n=277) ^a							1.6 (2)	.444
Low	127	53.8	22	53.7	149	53.8		
Medium	98	41.5	15	36.6	113	40.8		
High	11	4.7	4	1.4	15	5.4		
Lives in Mexico City (yes)	244	88.7	42	89.4	286	88.8		.899
Education ($\geq$ university)	117	42.5	22	46.8	139	43.2	0.3 (1)	.586
Sexual attraction (n=319)							4.5 (1)	.033
Men	215	78.2	30	63.8	265	76.1		
Women/Both	60	21.8	17	36.1	77	23.9		
Stable partner (yes)	170	61.8	12	25.5	182	56.5	21.5(1)	<.001

Note . ^a Taking as a reference what is established by the National Commission of Minimum Wages (Secretary of Labor and Social Prevention, 2021), income was categorized by the number of minimum wages per month per family as of 2021 (141.70 MXM= a minimum wage in the year 2021), so the categories were made up: low income (from no income to ≤ 3 minimum wages), medium income (from 3 to 9 wages) and high income (≥ 10 minimum wages).

of Mexico City or the State of Mexico (88.8%), and with less than university education (56.8%). Participants in the non-perceived risk group reported being older ($t = 2.1$, $df = 320$, $p = 0.43$), sexual attraction to men ($X^2 = 4.5$, $gl = 1$, $p = .03$) and have a stable partner ($X^2 = 21.5$, $df = 1$, $p < .001$).

Regarding sexual behaviors (Table 3) participants in the group of no risk perception reported an earlier age of sexual debut compared to those who perceived themselves to be at risk ($t = 2.5$, $df = 320$, $p = .001$). Women in the perceived risk class reported a more sexual partners ($X^2 = 11.7$, $df = 2$, $p = .008$), low and moderate risk of acquiring HIV through sexual behavior ($X^2 = 10.2$, $df = 1$, $p < .001$), probability of current HIV infection ($X^2 = 23.7$, $df = 1$, $p < .001$), probability of becoming infected with HIV at some point in their life ($X^2 = 125.1$, $df = 1$, $p < .001$), probability that their partner will contract HIV ($X^2 = 322$, $df = 1$, $p < .001$).

Regarding IPV, women in the perceived risk group showed a higher frequency of mild violence ($X^2 = 9.8$, $gl = 1$, $p < .001$), severe violence ($X^2 = 6.2$, $gl = 1$, $p = 0.28$), and presence of violence in general ($X^2 = 9.8$, $gl = 1$, $p = .002$).

Factors associated with HIV risk perception

In the final binary regression model (see Table 4) it was found that sexual attraction to men (aOR = 2.16, CI = 1.02-4.60, $p < .001$), not having a stable partner (aOR = 6.24, CI = 2.81 -13.85, $p < .001$), perceived risk of acquiring HIV due to sexual behavior (aOR = 3.44, CI = 1.54-7.68, $p = .003$) and the presence of IPV (aOR = 4.10, CI = 1.83- 9.18, $p < .001$) were associated with having a perceived risk of HIV (belonging to class 2).

Table 3
Sexual behavior, prevention, HIV risk perception, and intimate partner violence in women surveyed online (n=322)

Variable	No perceived risk 275 (85.4)		Perceived risk 47 (14.6)		Total		$X^2 (df)$	p
	n	%	n	%	n	%		
Beginning of sexual life (years), mean (range)	18.33	(3.3)	17.06	(2.03)	18.15	(3.18)	2.5(320)	.001
Have you ever been tested for HIV (yes)	122	44.4	22	46.8	144	44.7	0.1(1)	.755
Number of sexual partners							11.7(2)	.003
None	61	22.3	9	2.8	70	21.8		
1 sexual partner	186	67.9	25	53.2	211	65.7		
2 to 10 sexual partners	27	9.9	13	27.7	40	12.5		
Condomless vaginal sex in the last 6 months (yes)	173	62.9	30	63.8	203	63	0.1(1)	.904
Not knowing of the serological status of the sexual partner (yes)	62	22.5	21	44.7	83	25.8	10.2(1)	.001
Sex under the influence of any drug or substance (yes)	41	14.9	11	23.4	52	16.1	2.1(1)	.144
Sex in exchange for money, gifts, accommodation, and other material goods (yes)	3	1.1	1	2.1	4	1.2	0.3 (1)	.470
STI diagnosis (yes)	10	3.7	1	2.2	11	3.5	0.2 (1)	1,000
PrEP Awareness (yes)	70	25.5	13	27.7	83	25.8	0.1(1)	.749
PEP Awareness (yes)	69	25.1	15	31.9	84	26.1	0.9(1)	.325
Risk of acquiring HIV through sexual behavior							17.3(1)	<.001
No perceived risk	149	54.2	10	21.3	159	49.4		
Low and Moderate perceived risk	126	45.8	37	78.7	163	50.6		
Probability of current HIV infection (probable)	0	0	4	8.5	4	1.2	23.7(1)	<.001
Likelihood of HIV infection in your lifetime (likely)	12	4.4	30	63.8	42	13	125.1(1)	<.001
Likelihood that your partner will get HIV (likely)	0	0	47	14.6	47	14.6	322(1)	<.001
Intimate partner violence								
Violence (presence)	143	52	36	76.6	179	55.6	9.8 (1)	.002
Mild violence (yes)	128	46.5	3.4	72.3	162	50.3	10.6(1)	.001
Moderate violence (yes)	53	19.3	15	31.9	68	21.2	3.8 (1)	.050
Severe violence (yes)	8	2.9	5	10.6	13	4.0	6.2 (1)	.028

Discussion

Concerning the first objective, the identification and characterization of subgroups of women based on their perception of risk, this study identified two different classes associated with the HIV risk perception. The group of those who were classified as at risk were those who were identified as having a high probability that their partner would contract HIV at some point in their life. These findings show that women's health behavior seems to be determined by their partner or partners (Moreno Rodriguez et al., 2008). This

assumption can have significant consequences in developing HIV prevention programs since women do not prioritize their self-care and therefore do not go or do not ask for attention for prevention in sexual matters. HIV prevention programs for women need to focus and prioritize not only the biological aspects of HIV but promote empowerment and intern control locus.

In addition to the above and concerning the second aim of this study, the results obtained show that the HIV risk perception in women is associated with not having a stable partner, the presence of intimate partner violence in some type of manifestation, having

Table 4
Factors associated with the HIV risk perception in women (n=322)

Variable	Analysis Bivariate OR [95% CI]	<i>p</i>	Analysis multivariate aOR [95% CI]	<i>p</i>
Age (years)	0.95 [0.92, 0.99]	.046	-	
Age of sexual debut (years)	0.84 [0.84, 0.73]	.012	-	
Sexual attraction (men vs. other)				
Men	0.49 [0.25, 0.95]	.035	2.16 [1.02, 4.60]	.044
Women/Both	Ref.			
Stable partner				
No	0.12 [0.10, 0.43]	<.001	6.24 [2.81, 13.85]	<.001
Yes	Ref.			
Risk of acquiring HIV through sexual behavior				
Risk-free	Ref.			
Low and Moderate Risk	4.37 [2.10, 9.15]	<.001	3.44 [1.54, 7.69]	.003
Number of sexual partners			-	
< 2 couples	Ref.			
≥ 2 couples or more	3.50 [1.64, 7.42]	.001		
Vaginal sex without a condom			-	
Yes	1.04 [0.55, 1.98]	.904		
No	Ref.			
Ignorance of the serological status of the sexual partner			-	
Yes	2.77 [1.46, 5.26]	.002		
No	Ref.			
Intimate partner violence				
Presence	3.02 [1.48, 6.18]	.002	4.10 [1.83, 9.18]	<.001
Absence	Ref.			
Mild violence			-	
Yes	3.00 [1.52, 5.94]	.002		
No	Ref.			
Moderate violence			-	
Yes	1.96 [0.99, 3.87]	.053		
No	Ref.			
Severe violence			-	
Yes	3.97 [1.24, 12.7]	.020		
No	Ref.			

Note. CI= Confidence Intervals, Ref= reference value.

sexual attraction towards men, and perceiving themselves at risk due to sexual behavior. The idea that the absence of a stable partner continues to perpetuate the stigma that HIV is related to sexual promiscuity

and infidelity (De Aguiar & Camargo, 2014; Pranitha & John, 2005). For women, the idea of romantic love focuses on long-term or stable relationships, which in turn is associated with trust and safe sex (Carter et al.,

2019)we explored (1. Therefore, HIV prevention campaigns need to address the stigma that continues to be associated with stable partners, as well as to inform and address the concepts of romantic love that favor that nine out of 10 of the women with HIV have been infected by their partner that they consider being stable (CENSIDA, 2021).

The other two variables that associated with HIV risk perception were sexual behavior and sexual attraction. These results may denote that the participants are aware of the routes of HIV transmission; for prevention campaigns it will be necessary to complement with specific information, for example, that semen contains more viral load, the area to exposure to the virus in women is greater so that more micro-injuries can occur that facilitate the entry of the virus, among others (World Health Organization, 2021).

Intimate partner violence was a great predictor for high HIV risk perception, increasing the odds by 4.10 times compared to those who did not report intimate partner violence. These data have important implications for HIV prevention, for example, it has been widely documented that women who find themselves in dynamics of violence do not negotiate condom use, even when they suspect that their partner has multiple sexual partners, for fear of aggressive reactions from their partner (Psaros et al., 2014). A woman who has experienced psychological violence lose confidence in confronting her partner and avoid talk about sexuality; if the violence is sexual, women do not even have the opportunity to negotiate self-care behaviors and more serious, her life is in danger (Tirado-Muñoz, Gilchrist, Farré, Hegarty, & Torrens, 2014). In this sense, attention to IPV against women should be contemplated in the interventions (pre and post-HIV prevention counseling) to provide tools to face the dynamics of violence, and if the violence is treats their life, women should be provided other type of programs or interventions, where they are given legal support, safe houses, among others (Tirado-Muñoz et al., 2014).

Undoubtedly, addressing IPV is one of the pillars that must be considered regarding HIV prevention in women (Bond et al., 2021). The results here indicate

that women could recognize or perceive that being in situations where IPV is present makes them more vulnerable to HIV. Hence, interventions need to aim at solving their psychological needs and preventing the disease. In terms of care for women living with HIV, various proposals have been generated in the Mexican territory, such as training women in negotiating condom use (Díaz-Sosa et al., 2019); however, there is a lack of programs that address other elements of a cognitive-behavioral intervention for the treatment of symptoms of anxiety, depression, self-esteem and anger management (Crespo & Arinero, 2010) that ultimately contribute to the empowerment of women (Cruz-Alamanza et al., 2006).

As mentioned, IPV against women influences the possibility of self-care, including HIV prevention (Blumenthal, Landovitz, et al., 2021), as shown by recent research on biomedical prevention alternatives, such as PrEP, since it has been shown that IPV leads to dropout PrEP programs and low adherence treatment.

Another important related factor is that the inclusion criteria to be part of international PrEP programs contemplate: having a serodiscordant partner, participating in sex work, or having a sexual partner or partners whose serological status is unknown (Blumenthal et al., 2021) under these parameters within our sample, 26% did not know the status of their partner, which puts them at real risk of acquiring HIV. Although the objective of this research was not to account for the discrepancy between actual HIV risk and perceived risk, it is necessary to promote a correct assessment of risk and thus be able to promote behavioral change (Bennett et al., 2020).

This population's lack of knowledge of biomedical prevention strategies such as PrEP and PEP is essential. Currently, these biomedicine prevention options are crucial for the fight against the HIV epidemic; however, these options are less known and less offered to women within the spaces of health care in Mexico (Torres-Cruz & Suárez-Díaz, 2020). Currently, PrEP is not an option for cisgender women in the Mexican health system, but it is not ruled out that it will be in the future. Once PrEP can be implemented, the evaluation of intimate partner violence

should be implemented as a predictive aspect of HIV risk (Baldwin et al., 2021) and not only be based on risky sexual behavior to decide whether the user is accepted or accepted. not in PrEP programs (Blumenthal et al., 2021).

In the case of PEP, women are candidates to benefit, and it is offered to them in public health clinics, so it is necessary for women to be aware of the treatment and where it is provided (Torres-Cruz & Suárez-Díaz, 2020).

This research has several limitations that can represent an opportunity for future research. In the first place, the type of sampling was directed, and for convenience, the women who participated had access to the Internet and social networks, so it cannot be said that the data can be generalized. There was limited participation from other states of the Republic. Future research should pay special attention to the states with the highest rates of HIV cases, such as Chiapas, Guerrero, and Jalisco, which lead the cases of HIV. Second, the questions were based on the collection of past behaviors, which could have generated recall bias. Third, although the aspect of anonymity and confidentiality was taken care of, the questions refer to sexual behaviors, HIV, and IPV, topics that are surrounded by stigma, so it may be that the answers are biased by social desirability, with the purpose of not be judged. Fourth, the evaluation of IPV discriminates between passive, evident, and extreme violence, where sexual, physical, economic, and psychological violence converges but does not differentiate them. Therefore, it would be useful to strengthen the information that future research should include measurement by type of harm (sexual, physical, economic, or psychological) to know which type is more closely related to risk perception.

References

- Anderson, J. C., Campbell, J. C., & Farley, J. E. (2013). Interventions to Address HIV and Intimate Partner Violence in Sub-Saharan Africa: A Review of the Literature. *Journal of the Association of Nurses in AIDS Care*, 24(4), 383–390. <https://doi.org/10.1016/j.jana.2013.03.003>
- Anderson, K. G., Beutel, A. M., & Maughan-Brown, B. (2007). HIV risk perceptions and first sexual intercourse among youth in Cape Town, South Africa. *International Family Planning Perspectives*, 33(3), 98–105. <https://doi.org/10.1363/3309807>
- Balán, I. C., Lopez-Rios, J., Dolezal, C., Rael, C. T., & Lentz, C. (2019). Low sexually transmissible infection knowledge, risk perception and concern about infection among men who have sex with men and transgender women at high risk of infection. *Sexual Health*, 16(6), 580–586. <https://doi.org/10.1071/SH18238>
- Baldwin, A., Light, B., & Allison, W. E. (2021). Pre-Exposure Prophylaxis (PrEP) for HIV Infection in Cisgender and Transgender Women in the U.S.: A Narrative Review of the Literature. *Archives of Sexual Behavior*, 50(4), 1713–1728. <https://doi.org/10.1007/s10508-020-01903-8>
- Bennett, C. L., Marks, S. J., Rosenberger, J. G., Bauermeister, J. A., Clark, M. A., Liu, T., ... Merchant, R. C. (2020). Factors Associated with the Discordance between Perception of Being HIV Infected and HIV Sexual Risk Taking among Social Media-Using Black, Hispanic, and White Young Men Who Have Sex with Men. *Journal of the International Association of Providers of AIDS Care*, 19, 1–6. <https://doi.org/10.1177/2325958220919260>
- Blumenthal, J., Jain, S., He, F., Amico, K. R., Kofron, R., Ellorin, E., ... Landovitz, R. J. (2021). Results from a Pre-exposure Prophylaxis Demonstration Project for At-risk Cisgender Women in the United States. *Clinical Infectious Diseases*, 73(7), 1149–1156. <https://doi.org/10.1093/cid/ciab328>
- Blumenthal, J., Landovitz, R., Jain, S., He, F., Kofron, R., Ellorin, E., ... Morris, S. (2021). Pre-Exposure Prophylaxis Perspectives, Sociodemographic Characteristics, and HIV Risk Profiles of Cisgender Women Seeking and Initiating PrEP in a US Demonstration Project. *AIDS Patient Care and STDs*, 35(12), 481–487. <https://doi.org/10.1089/APC.2021.0114>
- Brown, M. J., Weitzen, S., & Lapane, K. L. (2013). Association between intimate partner violence and preventive screening among women. *Journal of Women's Health*, 22(11), 947–952. <https://doi.org/10.1089/jwh.2012.4222>
- Carter, A., Greene, S., Money, D., Sanchez, M., Webster, K., Nicholson, V., ... Zhu, J. (2019). Love with HIV: A Latent Class Analysis of Sexual and Intimate Relationship Experiences Among Women Living with HIV in

- Canada. *Archives of Sexual Behavior*, 40, 1015–1040. <https://doi.org/10.1007/s10508-019-1418-5>
- Cederbaum, J. A., Gilreath, T. D., & Barman-Adhikari, A. (2014). Perceived risk and condom use among adolescents in sub-Saharan Africa: a latent class analysis. *African Journal of Reproductive Health*, 18(4), 26–33.
- CENSIDA. (2021). *Boletín de atención integral de personas que viven con VIH*. Boletín. Retrieved from https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/649442/Bolet_n_Vol_7_No_2_abril_-_junio_2021.pdf
- Centro Nacional para la Prevención y el control de VIH/sida. (2021). *Boletín de Atención Integral de personas que viven con VIH*. Retrieved from https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/684194/BAI_DAI_2021_4.pdf
- Centro Nacional para la Prevención y el Control del HIV y el sida. (2014). *Mujeres y VIH Centro Nacional para la Prevención y el Control del VIH y el Sida*. Retrieved from http://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/173570/MujeresyVIHComiteMyE2016_v_corregida.pdf
- Crespo, M., & Arinero, M. (2010). Assessment of the efficacy of a psychological treatment for women victims of violence by their intimate male partner. *Spanish Journal of Psychology*, 13(2), 849–863. <https://doi.org/10.1017/S113874160000250X>
- Cruz-Alamanza, M. de los A., Gaona-Márquez, L., & Sánchez-Sosa, J. J. (2006). Empowering women abused by their problem drinker spouses : effects of a cognitive-behavioral. *Salud Mental*, 29(5), 25–31.
- De Aguiar, A., & Camargo, B. V. (2014). Romantic relationships, adolescence and HIV: Love as an element of vulnerability. *Paideia*, 24(58), 165–175. <https://doi.org/10.1590/1982-43272458201404>
- Del Castillo, J. A. G. (2012). Concepto de Percepción de Riesgo y su Repercusión en las Adicciones. *Salud y Drogas*, 12(2), 133–151.
- Díaz-Sosa, D. M., Sánchez-Cervantes, C., Robles García, R., & Sánchez-Sosa, J. J. (2019). Cognitive-behavioral Interventions for condom use in women with HIV: Evidence-based analysis toward need detection. *Revista Lationamericana de Medicina Conductual*, 9(1714), 30–40.
- Evangelí, M., Pady, K., & Wroe, A. L. (2016). Which Psychological Factors are Related to HIV Testing? A Quantitative Systematic Review of Global Studies. *AIDS and Behavior*, 20(4), 880–918. <https://doi.org/10.1007/s10461-015-1246-0>
- Ferrer, R., & Klein, W. M. (2015). Risk perceptions and health behavior. *Current Opinion in Psychology*, 5(1), 85–89. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2015.03.012>
- Green, E., Murphy, E., & Gryboski, K. (2021). The health belief model. In K. Sweeny, M. L. Robbins, & L. . Cohen (Eds.), *The Wiley Encyclopedia of Health Psychology: Volume 2: The Social Bases of Health Behavior* (Vol. 2, pp. 211–214). John Wiley. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511543579.022>
- Herrera Gallardo, F., & Jorquera Gutiérrez, R. (2020). Propiedades psicométricas de la escala de percepción de riesgo de VIH en una muestra de adolescentes chilenos, 2018. *Revista Habanera de Ciencias Médicas*, 19(3), 1–10. Retrieved from: <http://www.revhabanera.sld.cu/index.php/rhab/article/view/2923>
- Lauby, J. L., Bond, L., Eroğlu, D., & Batson, H. (2006). Decisional balance, perceived risk and HIV testing practices. *AIDS and Behavior*, 10(1), 83–92. <https://doi.org/10.1007/s10461-005-9029-7>
- Li, Y., Marshall, C. M., Rees, H. C., Nunez, A., Ezeanolue, E. E., & Ehris, J. E. (2014). Intimate partner violence and HIV infection among women: a systematic review and meta-analysis. *Journal of the International AIDS Society*, 17. <https://doi.org/10.7448/IAS.17.1.18845>
- Marshall, K. J., Fowler, D. N., Walters, M. L., & Doreson, A. B. (2018). Interventions that Address Intimate Partner Violence and HIV Among Women: A Systematic Review. *AIDS and Behavior*, 22(10), 3244–3263. <https://doi.org/10.1007/s10461-017-2020-2>
- Moreno Rodriguez, D., Rivera Paniagua, B., Robles Montijo, S., Barroso Villegas, R., Frias Arroyo, B., & Rodriguez Cervantes, M. (2008). Characteristics of adolescents' sexual debut and determinants of consistent condom use from cotangential analysis. *Psicología y Salud*, 18(2), 207–225.
- Organizacion Mundial de la Salud. (2021). *Violencia contra la mujer*. Retrieved March 31, 2022, from <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/violence-against-women>
- Pranitha, M., & John, C. (2005). Risk Perception and Condom Use Among Married Or Cohabiting Couples in KwaZulu-Natal, South Africa. *International Family Planning Perspectives*, 31(1), 24–29.
- Psaros, C., Haberer, J. E., Katabira, E., Ronald, A., Tumwesigye, E., Campbell, J. D., ... Safren, S. A. (2014). An intervention to support HIV preexposure prophylaxis adherence in HIV-serodiscordant couples in Uganda. *Journal of Acquired Immune Deficiency Syndromes*, 66(5), 522–529. <https://doi.org/10.1097/QAI.0000000000000212>
- Schaefer, R., Thomas, R., Nyamukapa, C., Maswera, R., Kadzura, N., & Gregson, S. (2019). Accuracy of HIV Risk Perception in East Zimbabwe 2003–2013.

- AIDS and Behavior*, 23(8), 2199–2209. <https://doi.org/10.1007/s10461-018-2374-0>
- Secretaría de Salud. (2020). *Informe histórico Día mundial del VIH 2021*. Retrieved from https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/588571/VIH-Sida_3er-Trim_2020.pdf
- Secretaría del Trabajo y Prevención social. (2021). *Salarios Mínimos 2021*. Retrieved from https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/602096/Tabla_de_salarios_m_nimos_vigente_a_partir_de_2021.pdf
- Sheeran, P., Harris, P. R., & Epton, T. (2014). Does heightening risk appraisals change people's intentions and behavior? A meta-analysis of experimental studies. *Psychological Bulletin*, 140(2), 511–543. <https://doi.org/10.1037/a0033065>
- Tenkorang, E. Y. (2013). A Multilevel Path Analysis of Risk Perception and Risky Sexual Behavior Under the Framework of the Health Belief Model. *Journal of HIV/AIDS and Social Services*, 12(2), 125–145. <https://doi.org/10.1080/15381501.2013.764489>
- Tirado-Muñoz, J., Gilchrist, G., Farré, M., Hegarty, K., & Torrens, M. (2014). The efficacy of cognitive behavioural therapy and advocacy interventions for women who have experienced intimate partner violence: A systematic review and meta-analysis. *Annals of Medicine*, 46(8), 567–586. <https://doi.org/10.3109/07853890.2014.941918>
- Torres-Cruz, C., & Suárez-Díaz, E. (2020). The stratified biomedicalization of HIV prevention in Mexico City. *Global Public Health*, 15(4), 598–610. <https://doi.org/10.1080/17441692.2019.1679217>
- Torres, T. S., Konda, K. A., Vega-Ramirez, E. H., Elorrea-ga, O. A., Diaz-Sosa, D., Hoagland, B., ... Veloso, V. G. (2019). Factors Associated With Willingness to Use Pre-Exposure Prophylaxis in Brazil, Mexico, and Peru: Web-Based Survey Among Men Who Have Sex With Men. *JMIR Public Health and Surveillance*, 5(2), e13771. <https://doi.org/10.2196/13771>
- Tronco, M., & Ocaña, S. (2012). *Género y Amor: principales aliados de la violencia en las relaciones de pareja que establecen estudiantes del IPN*. Retrieved from http://www.genero.ipn.mx/Materiales_Didacticos/Documents/ARTICULO3BCD.pdf
- Warren, E. A., Paterson, P., Schulz, W. S., Lees, S., Eakle, R., Stadler, J., & Larson, H. J. (2018). Risk perception and the influence on uptake and use of biomedical prevention interventions for HIV in sub-Saharan Africa: A systematic literature review. *PLoS ONE*, 13(6), 1–18. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0198680>
- Weller, B. E., Bowen, N. K., & Faubert, S. J. (2020). Latent Class Analysis: A Guide to Best Practice. *Journal of Black Psychology*, 46(4), 287–311. <https://doi.org/10.1177/0095798420930932>



ORIGINAL

Impacto de las Creencias Conspirativas en la Intención de Vacunación contra el COVID-19 en Adultos Mexicanos

Impact of Conspiracy beliefs on the Intention to Vaccinate against COVID-19 in Mexican Adults

Marcoantonio Villanueva Bustamante ^{a, d, 1}, Jorge Schleef Bustamante ^{a, b},
y Joaquín Alberto Padilla Bautista ^c

^aDepartamento de Psicología, Facultad de Educación, Ciencias Sociales y Humanidades, Universidad de La Frontera, Temuco, Chile

^bLaboratorio de Estrés y Salud, Doctorado en Psicología. Facultad de Educación, Ciencias sociales y Humanidades, Universidad de La Frontera, Temuco, Chile.

^cLaboratorio de Investigaciones Psicosociales. Facultad de Ingeniería y Negocios Guadalupe Victoria, Universidad Autónoma de Baja California. Baja California, México

^dFacultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, México

Recibido 11 de noviembre de 2022; aceptado 28 de julio de 2023

Resumen

Pese a los esfuerzos de las autoridades sanitarias, la presencia de información falsa o poco certera ha provocado que un porcentaje de la población mexicana se encuentra reticente a recibir la vacuna contra el COVID-19. De este modo el objetivo del presente estudio es determinar en adultos mexicanos el rol mediador de las creencias negativas sobre la vacuna y la percepción de riesgo en la relación de las creencias conspirativas y la intención de vacunación contra el COVID-19. Se realizó un estudio transversal en el que se aplicaron las escalas mediante una plataforma en línea. Las hipótesis fueron probadas mediante la técnica multivariada de análisis de senderos. Los resultados indican que las creencias conspirativas predijeron directamente menor intención de vacunación, asimismo, esta relación se encuentra parcialmente mediada por las creencias negativas sobre la vacuna y la percepción de riesgo. Los hallazgos sugieren que la adhesión a creencias conspirativas sobre el origen del COVID-19 favorecen el desarrollo de temor a los efectos secundarios de la vacuna y la reducción de la percepción de riesgo, convirtiéndose así, en la principal barrera de la intención de vacunación contra el COVID-19.

Palabras clave: Vacunación; Pandemia; Intención; COVID-19; Creencias

1 Contacto: Marcoantonio Villanueva, Departamento de Psicología, Universidad de La Frontera, Avenida Francisco Salazar 01145, Temuco, Chile., E-mail: m.villanueva02@ufromail.cl

Abstract

Despite the efforts of the health authorities, the presence of false or inaccurate information has caused a percentage of the Mexican population to be reluctant to receive the COVID-19 vaccine. Thus, the objective of the present study is to determine in Mexican adults the mediating role of negative beliefs about the vaccine and the perception of risk in the relationship between conspiracy beliefs and the intention to vaccinate against COVID-19. A cross-sectional study was carried out in which the scales were applied through an online platform. The hypotheses were tested using the multivariate trail analysis technique. The results indicate that conspiratorial beliefs directly predicted less vaccination intention, likewise, this relationship is partially mediated by negative beliefs about the vaccine and the perception of risk. The findings suggest that adherence to conspiracy beliefs about the origin of COVID-19 favor the development of fear of vaccine side effects and reduced risk perception, thus becoming the main barrier to vaccination intention against the COVID-19.

Keywords: Vaccination; Pandemics; Intention; COVID-19; Beliefs

México ha sido uno de los países más afectados por la pandemia de SARS-CoV-2 (COVID-19), presentando una mortalidad a causa de esta enfermedad del 38.4% durante el año 2020 (Palacio et al., 2021). Es posible atribuir esto al perfil epidemiológico mexicano caracterizado por inequidades sociales en salud y enfermedades crónicas que contribuyen a la severidad del COVID-19 (Gutierrez & Bertozzi, 2020; World Health Organization, 2018). Dada la alta incidencia y letalidad del COVID-19 en México, el control del virus a través de la vacunación es una prioridad de salud pública (Fernández-Rojas et al., 2021). Sin embargo, pese a esta necesidad y al considerar los beneficios que conlleva la vacunación masiva (Huang et al., 2021; Mohammed et al., 2022) el 37.7% de la población mexicana aún tiene dudas o rechaza el ser vacunado/a contra dicha enfermedad (Carnalla et al., 2021). Por lo tanto, es altamente relevante identificar factores que disminuyen la intención de vacunación en este grupo (Cortés-Tellés et al., 2020; Pandolfi et al., 2018; Viana et al., 2021).

En este sentido las creencias son cruciales en la formación de la intención de vacunación (Baeza-Rivera et al., 2021), así, la incertidumbre y falta de control en diferentes ámbitos de la vida a causa de la pandemia por COVID-19 han facilitado el desarrollo de creencias conspirativas que operan como explicaciones alternativas sobre el origen de esta enfermedad (Douglas, 2021). Estas creencias conspirativas aluden

a que el virus es un arma biológica, una estrategia para dominar a la sociedad, o un medio para reducir la población mundial (Pivetti et al., 2021), y se han convertido en una de las principales barreras para la adhesión a conductas de salud preventivas y necesarias para el control de la pandemia de COVID-19 (McAndrew & Allington, 2020), incluyendo la vacunación (Bertin et al., 2020; Ruiz & Bell, 2020). No obstante, la investigación sobre los mecanismos explicativos involucrados en la influencia de las creencias conspirativas en la intención de vacunación contra el COVID-19 es escasa.

Acorde a Goldberg y Richey (2020), las creencias conspirativas favorecen que las vacunas sean vistas como prescindibles, inefectivas, y/o riesgosas para la salud física. En el contexto de la pandemia por COVID-19 la presencia de teorías conspirativas contribuyó al desarrollo de creencias negativas hacia los efectos colaterales de la vacunación contra el virus (Al-Amer et al., 2021; Fadda et al., 2020; Jolley & Douglas, 2014; Pivetti et al., 2021). En síntesis las creencias conspirativas sobre el COVID-19 disminuyen la intención de vacunación al generar inseguridades sobre la seguridad de la vacunación (Yang et al., 2021).

En contraparte, la percepción de riesgo es un factor relevante en la adopción de conductas de salud, y se refiere a la capacidad individual de evaluar estímulos y determinar si estos pueden ser nocivos (Ferrer &

Klein, 2015). Si bien la percepción de riesgo en torno al COVID-19 predice el incremento en la intención de vacunación (Dryhurst et al., 2020; Faasse & Newby, 2020), la presencia de creencias conspirativas sobre el COVID-19 generan desconfianza con respecto a la veracidad de la probabilidad de contagio y la severidad del virus disminuyendo adherencia a medidas preventivas y a la vacunación (Brotherton et al., 2013; Hughes et al., 2022; van Mulukom et al., 2022).

En consecuencia, el objetivo de este estudio fue determinar en adultos mexicanos el rol mediador de las creencias negativas sobre la vacuna y la percepción de riesgo en la relación de las creencias conspirativas y la intención de vacunación contra el COVID-19. Se hipotetizó que (H1) las creencias conspirativas predecirán directamente menor intención de vacunación, y se relacionarán indirecta y negativamente con esta, a través de (H2) las creencias negativas sobre la vacuna, y (H3) la percepción de riesgo vinculada al COVID-19.

Método

Participantes

El presente estudio tiene un diseño no experimental transversal. Los/las participantes fueron seleccionados/as mediante muestreo no probabilístico por conveniencia (563). Los criterios de inclusión fueron (a) vivir en México y (b) ser adulto (≥ 18 años).

Instrumentos

Intención de Vacunación contra el COVID-19 (Baeza-Rivera et al., 2021). Se evaluó con el ítem “¿Qué tan probable es que te vacunes contra el COVID-19?”, el cual posee cinco puntos cuyas respuestas iban 1 = *Nada probable* a 5 = *Extremadamente probable*. Altos puntajes en esta escala reflejan altos niveles de intención de vacunación contra el COVID-19. Este instrumento ha demostrado evidencia de validez predictiva en población adulta (Baeza-Rivera et al., 2021).

Escala de Creencias en Teorías Conspirativas sobre COVID-19 (Brotherton et al., 2013). compuesta por siete ítems, cuyo formato de respuesta es Likert que va de 1 = *Muy en desacuerdo* a 5 = *Muy de acuerdo*. Un ejemplo de reactivo mide estas creencias es “El COVID-19 fue creado para reducir la población mundial”. Mayores puntajes en este instrumento representan mayor adhesión a creencias conspirativas sobre el COVID-19. Se ha reportado evidencia de validez predictiva y adecuada fiabilidad para este instrumento en adultos (Baeza-Rivera et al., 2021). En el presente estudio, el α de Cronbach de esta escala fue de .889.

Escala de Percepción de Riesgo asociada al COVID-19. Se aplicaron 4 reactivos de Cavazos-Arroyo y Pérez de Celis-Herrero (2020) que miden la percepción de riesgo vinculada a la infección por COVID-19. Poseen un formato de respuesta tipo Likert que va de 1 = *Muy en desacuerdo* a 5 = *Muy de acuerdo*. Un ejemplo de los reactivos aplicados es “Creo que la infección por COVID-19 puede ser muy grave”. Mayores puntajes indican mayor percepción de riesgo asociada a COVID-19. El α de Cronbach de la escala fue de .712.

Escala de Creencias Negativas en Torno a la Vacuna Contra el COVID-19 (Baeza-Rivera et al., 2021). compuesta por siete reactivos evalúa la adhesión a creencias negativas sobre la vacuna contra el COVID-19. Estos poseen siete ítems con un formato de respuesta tipo Likert de cinco puntos que van de 1 = *Muy en desacuerdo* a 5 = *Muy de acuerdo*. Un ítem de reactivo aplicado es “La vacuna contra el COVID-19 causará efectos más complejos que los que puede tener el virus”. Altos puntajes en esta escala reflejan mayor aprobación de este tipo de creencias. El α de Cronbach de esta escala en el presente estudio fue de .845.

Variables sociodemográficas. Se incluyó sexo (1 = Hombre, 2 = Mujer), edad en años, estado civil (1 = Soltero/a, 2 = Casado/a, 3 = Divorciado/a, 4 = Viudo/a, 5 = Otro), escolaridad (1 = Primaria trunca, 10 = Posgrado concluido), adscripción religiosa, ciudad de residencia y orientación política (1 = Izquierda, 5 = Derecha).

Procedimiento

El protocolo de investigación, instrumentos y consentimiento informado fueron evaluados y aprobados por el Comité de Investigación y Ética de Pregrado y Posgrado de la Facultad de Ingeniería y Negocios Guadalajara Victoria de la Universidad Autónoma de Baja California con número de registro POSG/021-1-01.

Los instrumentos fueron aplicados mediante una encuesta en línea, administrada entre el 8 de enero y el 9 de abril del año 2021, a través de la plataforma *QuestionPro*, la cual se halla protegida con un sistema de seguridad que asegura la confidencialidad de la información proporcionada por los participantes. El enlace para ingresar a la encuesta se distribuyó por redes sociales (i.e., *Facebook*, *Twitter* y *WhatsApp*). Previo a responder la encuesta, los participantes brindaron voluntariamente su consentimiento para ser parte del estudio, en este se especificaron (a) los objetivos del estudio, (b) la total libertad para abandonar su participación, y (c) la confidencialidad y anonimato en el manejo de los datos otorgados.

Análisis estadístico

En primer lugar se evaluó la multicolinealidad entre las variables analizadas de acuerdo al criterio de valores de Factor de Inflación de la Varianza (FIV) (Pituch & Stevens, 2016) y se analizó la presencia de *outliers* en la muestra (Hair et al., 2019). Posteriormente, se realizó un análisis de correlación para establecer la asociación entre las variables. Este proceso se realizó en el programa SPSS v25 (IBM Corp., 2017), con excepción del análisis de normalidad que fue hecho en el programa Stata v16 (StataCorp, 2015).

Para poner a prueba las hipótesis se realizó un análisis de senderos, técnica estadística multivariada que permite examinar efectos directos e indirectos entre múltiples variables observadas (Barbeau et al., 2019). La estimación del modelo se realizó mediante el método de máxima verosimilitud con la corrección de Satorra-Bentler debido a que el test de Mardia indicó la ausencia de normalidad multivariada (Byrne, 2012)

Se determinó el efecto directo de las creencias conspirativas en la intención de vacunación contra el COVID-19 y posteriormente, se introdujeron las creencias negativas sobre la vacuna y la percepción de riesgo como variables mediadoras en el modelo. Este análisis se efectuó controlando por sexo, dada la asociación de esta variable con la intención de vacunación (Zintel et al., 2022). El ajuste global del modelo se evaluó con base en los siguientes criterios, χ^2 no significativo ($p > .05$), CFI y TLI $> .95$, RMSEA $< .05$ y SRMR $< .08$ (Hoyle, 2012; Wang & Wang, 2020). Este proceso se realizó en el programa Stata v16. Para todos los análisis se usó un alfa de .05.

Resultados

Una vez que se removieron dos *outliers* multivariados ($n = 2$) detectados a través de valores de distancia de Mahalanobis con $p < .001$, se contó con una muestra analítica final de 561 participantes. El promedio de edad fue de 29 años ($DE = 10.93$). La mayoría reportan ser mujeres (68.8%), solteras/os (65.2%), no haberse enfermado de COVID-19 (59.1%) y residir en la ciudad de Mexicali (25.67%).

En la Tabla 1 se muestran las correlaciones bivariadas que indican que las relaciones más fuertes son entre las creencias negativas sobre la vacuna contra el COVID-19 y la intención de vacunación para esta enfermedad, y las creencias conspirativas con las creencias negativas sobre la vacuna contra el COVID-19.

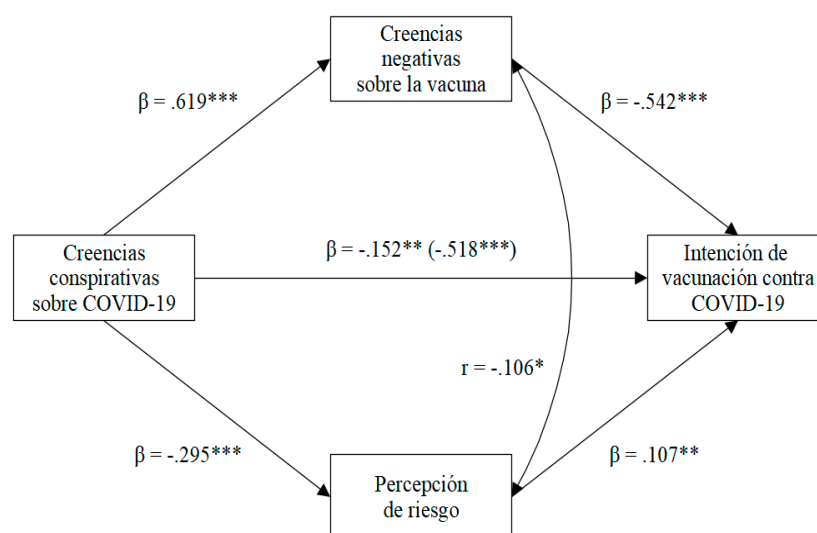
Análisis de Senderos

El efecto predictivo directo de las creencias conspirativas sobre la intención de vacunación contra el COVID-19, sin controlar por los mediadores propuestos, fue negativo y estadísticamente significativo ($\beta = -.518$, $EE = .037$, $p < .001$). Al ingresar los mediadores al modelo, el RMSEA superó el criterio predefinido de .05 [$\chi^2_{SB}(3) = 9.285$, $p = .026$; CFI_{SB} = .990, TLI_{SB} = .970, RMSEA = .061 y SRMR = .029], razón por la cual se identificaron potenciales re-especificaciones. La covarianza de los

Tabla 1
Matriz de correlación de Pearson entre las variables estudiadas

	Creencias conspirativas	Percepción de riesgo	Creencias negativas sobre la vacuna	Intención de vacunación
Percepción de riesgo	-.295***	-		
Creencias negativas sobre la vacuna	.619***	-.262***	-	
Intención de vacunación	-.519***	0.294***	-.664***	-
Media (Desviación Estandar)	13.529 (5.689)	15.932 (2.477)	15.312 (4.875)	4.171 (1.077)

Nota. Fuente: Elaboración propia. *** $p < .001$



Nota. El efecto directo de las creencias conspirativas en la intención de vacunación sin controlar por los mediadores se muestra entre paréntesis. Fuente: Elaboración propia. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Figura 1. Modelo de mediación final sobre el efecto de las creencias conspirativas en la intención de vacunación contra el COVID-19

términos de error de la percepción de riesgo y creencias negativas de la vacuna para el COVID-19 demostró ser una modificación relevante desde el punto de vista estadístico (Índice de Modificación = 6.259, $p = .010$). Considerando que la evidencia previa sugiere una relación entre estas variables en otros contextos sanitarios (Lu et al., 2019; Volkman et al., 2020), se incluyó el parámetro mencionado en el modelo, y se determinó que este correspondería al modelo final, esto se puede apreciar en la Figura 1.

Análisis de Mediación Múltiple

Efectos Directos

En línea con H1, el efecto predictivo directo de las creencias conspirativas sobre COVID-19 en la intención de vacunación para COVID-19, controlando por la percepción de riesgo y las creencias negativas acerca de la vacuna, fue negativo y estadísticamente

significativo ($\beta = -.152$, $EE = .051$, $p = .003$). Asimismo, las creencias negativas sobre la vacuna se relacionaron con menor intención de vacunación ($\beta = -.542$, $EE = .042$, $p < .001$). Por otra parte, la percepción de riesgo se asoció a mayor intención de vacunación ($\beta = .107$, $EE = .037$, $p = .003$).

Las creencias conspirativas sobre COVID-19 predijeron positivamente las creencias negativas sobre la vacuna contra este virus ($\beta = .619$, $EE = .027$, $p < .001$), y negativamente la percepción de riesgo ($\beta = -.295$, $EE = .040$, $p < .001$).

Efectos Indirectos

El efecto indirecto de las creencias conspirativas sobre la intención de vacunación para COVID-19 a través de las creencias negativas acerca de la vacuna contra este virus fue negativo y estadísticamente significativo ($\beta = -.336$, $EE = .030$, $p < .001$). A su vez, las creencias conspirativas tuvieron un efecto indirecto negativo sobre la intención de vacunación para COVID-19 por medio de la percepción de riesgo ($\beta = -.032$, $EE = .012$, $p = .008$). Por lo tanto, H2 y H3 se ven respaldadas.

El efecto total (β) de las creencias conspirativas en la intención de vacunación para COVID-19 fue de $-.519$, indicando que 29.3% del efecto predictivo de las creencias conspirativas en la intención de vacunación es directo ($-.152/-.519 = .293$), y 70.7% es indirecto ($-.367/-.519 = .707$).

Ajuste Global del Modelo

El modelo final presentó un excelente ajuste a los datos [$\chi^2_{SB}(2) = 3.003$, $p = .223$; $CFI_{SB} = .998$, $TLI_{SB} = .993$, $RMSEA = .030$ y $SRMR = .016$], y explicó 47% de la varianza de la intención de vacunación contra el COVID-19 ($R^2 = .470$).

Discusión

El objetivo del presente estudio fue determinar en adultos mexicanos el rol mediador de las creencias

negativas sobre la vacuna y la percepción de riesgo en la relación de las creencias conspirativas y la intención de vacunación para COVID-19. Todas las hipótesis propuestas fueron confirmadas. Con respecto a H1, se observó que mayor adhesión a creencias conspirativas predijo directamente menor intención de vacunación contra el COVID-19. Este resultado es consistente con la evidencia que sugiere que las creencias conspirativas obstaculizan la adopción de conductas preventivas para la propagación de la enfermedad, específicamente, la intención de vacunación (Chen et al., 2021; Jolley & Douglas, 2014). En este sentido, evitar la vacunación es un comportamiento que podría responder en parte a la percepción de amenaza personal derivada de creencias conspirativas sobre el origen del COVID-19 (Romer & Jamieson, 2020).

En relación a H2, los resultados indicaron que mayor adhesión a creencias conspirativas se asocia indirectamente con menor intención de vacunación por medio de las creencias negativas hacia la vacuna, confirmando el rol mediador propuesto para esta última variable. Por un lado, el vínculo positivo entre creencias conspirativas sobre el COVID-19 y creencias negativas acerca de la vacuna es comprensible, debido a que estas creencias se presentan en un sistema de creencias monológico, en el cual las ideas se soportan mutuamente llevando a una visión del mundo cerrada, donde una teoría conspirativa refuerza otras diferentes (Douglas & Sutton, 2018). Por otro lado, las creencias negativas hacia la vacuna pueden conducir a una actitud desfavorable hacia la vacunación, disminuyendo la intención de realizar este comportamiento (Kroke & Ruthig, 2022). En línea con lo anterior, estudios previos sugieren que las creencias negativas hacia la vacuna predicen menor intención de vacunación para COVID-19 (Gupta et al., 2021; Yang et al., 2021).

Por otra parte, las creencias conspirativas pueden ocasionar sentimientos de desconfianza respecto a la información emitida por autoridades sanitarias acerca de la propagación y severidad del virus, derivando en el incumplimiento de conductas preventivas para el control de la pandemia (Murphy et al., 2022). Consistentemente, se ha visto que una baja percepción de

riesgo reduce la probabilidad de aceptar la vacuna contra el COVID-19 (Caserotti et al., 2021). Así, los resultados sugieren que las creencias conspirativas al reducir la percepción de riesgo disminuyen la intención de vacunación y respaldando la tercera hipótesis (H3).

La principal fortaleza de este estudio, es el ser pionero en la explicación del efecto de las creencias conspirativas en la intención de vacunación contra el COVID-19 en adultos mexicanos. En contraparte, la principal limitante es el diseño transversal pues estos resultados retratan un momento específico previo a la vacunación masiva en el país.

Implicaciones

Con base en los hallazgos queda en evidencia la necesidad de combatir el efecto de las teorías conspirativas, ya que estas son una de las principales barreras para la adhesión a conductas de salud preventivas entre las que destacan la vacunación (Larrondo-Ureta et al., 2021; Pertwee et al., 2022). De este modo, es imperante crear espacios en los que se brinde información clara y adecuada sobre el proceso de vacunación, así como, estimular el desarrollo de las habilidades necesarias para identificar información falsa o sesgada que promueve la aparición de creencias conspirativas entre la población (Ruiz & Bell, 2020). Estos espacios permitirán contrarrestar la mala información que ha contribuido a la exacerbación de la actual crisis sanitaria y sentar las bases para el control de posibles crisis futuras que puedan presentar la misma problemática.

Referencias

- Al-Amer, R., Maneze, D., Everett, B., Montayre, J., Villarosa, A. R., Dwekat, E., & Salamonson, Y. (2021). COVID-19 vaccination intention in the first year of the pandemic: A systematic review. *Journal of Clinical Nursing*, May, 1–25. <https://doi.org/10.1111/jocn.15951>
- Baeza-Rivera, M. J., Salazar-Fernández, C., Aranda-Leal, L., & Manríquez-Robles, D. (2021). To get vaccinated or not? Social psychological factors associated with vaccination intent for COVID-19. *Journal of Pacific Rim Psychology*, 15, 1–15. <https://doi.org/10.1177/18344909211051799>
- Barbeau, K., Boileau, K., Sarr, F., & Smith, K. (2019). Path analysis in Mplus: A tutorial using a conceptual model of psychological and behavioral antecedents of bulimic symptoms in young adults. *The Quantitative Methods for Psychology*, 15(1), 38–53. <https://doi.org/10.20982/tqmp.15.1.p038>
- Bertin, P., Nera, K., & Delouvé, S. (2020). Conspiracy Beliefs, Rejection of Vaccination, and Support for hydroxychloroquine: A Conceptual Replication-Extension in the COVID-19 Pandemic Context. *Frontiers in Psychology*, 11(September), 1–9. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.565128>
- Brotherton, R., French, C. C., & Pickering, A. D. (2013). Measuring belief in conspiracy theories: The generic conspiracist beliefs scale. *Frontiers in Psychology*, 4(MAY), 1–15. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00279>
- Byrne, B. M. (2012). *Structural Equation Modeling with Mplus: Basic Concepts, Applications, and Programming*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203807644>
- Carnalla, M., Basto-Abreu, A., Stern, D., Bautista-Arredondo, S., Shamah-Levy, T., Alpuche-Aranda, C. M., Rivera-Dommarco, J., & Barrientos-Gutiérrez, T. (2021). Acceptance, refusal and hesitancy of Covid-19 vaccination in Mexico: Ensanut 2020 Covid-19. *Salud Publica de Mexico*, 63(5), 598–606. <https://doi.org/10.21149/12696>
- Caserotti, M., Girardi, P., Rubaltelli, E., Tasso, A., Lotto, L., & Gavaruzzi, T. (2021). Associations of COVID-19 risk perception with vaccine hesitancy over time for Italian residents. *Social Science & Medicine* (1982), 272, 113688. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2021.113688>
- Cavazos-Arroyo, J. & Pérez de Celis-Herrero, C. (2020). Severity, susceptibility and social norms perceived as antecedents of the intention to be vaccinated against COVID-19. *Revista de Salud Pública*, 22(2), 1–7. <https://doi.org/10.15446/rsap.v22n2.86877>
- Cavazos-Arroyo, Judith, & de Celis-Herrero, C. P. (2020). Severity, susceptibility and social norms perceived as antecedents of the intention to be vaccinated against COVID-19. *Revista de Salud Pública*, 22(2), 1–7. <https://doi.org/10.15446/rsap.v22n2.86877>
- Chen, L., Zhang, Y., Young, R., Wu, X., & Zhu, G. (2021). Effects of Vaccine-Related Conspiracy Theories on Chinese Young Adults' Perceptions of the HPV Vaccine: An Experimental Study. *Health Communication*, 36(11), 1343–1353. <https://doi.org/10.1080/10410236.2020.1751384>

- Cortés-Tellés, A., López-Romero, S., Mancilla-Ceballos, R., Ortiz-Farías, D. L., Núñez-Caamal, N., & Figueroa-Hurtado, E. (2020). Risk Factors for Mortality in Hospitalized Patients with COVID-19: An Overview in a Mexican Population. *Tuberculosis and Respiratory Diseases*, 83(1), S46–S54. <https://doi.org/10.1080/23744235.2020.1859131>
- Desta, T. T., & Mulugeta, T. (2020). Living with COVID-19-triggered pseudoscience and conspiracies. *International Journal of Public Health*, 65(6), 713–714. <https://doi.org/10.1007/s00038-020-01412-4>
- Douglas, K. M. (2021). COVID-19 conspiracy theories. *Group Processes and Intergroup Relations*, 24(2), 270–275. <https://doi.org/10.1177/1368430220982068>
- Douglas, K. M., & Sutton, R. M. (2018). Why conspiracy theories matter: A social psychological analysis. *European Review of Social Psychology*, 29(1), 256–298. <https://doi.org/10.1080/10463283.2018.1537428>
- Dryhurst, S., Schneider, C. R., Kerr, J., Freeman, A. L. J., Recchia, G., van der Bles, A. M., Spiegelhalter, D., & van der Linden, S. (2020). Risk perceptions of COVID-19 around the world. *Journal of Risk Research*, 23(7–8), 994–1006. <https://doi.org/10.1080/13669877.2020.1758193>
- Faasse, K., & Newby, J. (2020). Public Perceptions of COVID-19 in Australia: Perceived Risk, Knowledge, Health-Protective Behaviors, and Vaccine Intentions. *Frontiers in Psychology*, 11(September), 551004. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.551004>
- Fadda, M., Albanese, E., & Suggs, L. S. (2020). When a COVID-19 vaccine is ready, will we all be ready for it? *International Journal of Public Health*, 65(6), 711–712. <https://doi.org/10.1007/s00038-020-01404-4>
- Fernández-Rojas, M. A., Luna-Ruiz Esparza, M. A., Campos-Romero, A., Calva-Espinosa, D. Y., Moreno-Camacho, J. L., Langle-Martínez, A. P., García-Gil, A., Solís-González, C. J., Canizalez-Román, A., León-Sicaños, N., & Alcántar-Fernández, J. (2021). Epidemiology of COVID-19 in Mexico: Symptomatic profiles and presymptomatic people. *International Journal of Infectious Diseases*, 104, 572–579. <https://doi.org/10.1016/j.ijid.2020.12.086>
- Ferrer, R. A., & Klein, W. M. P. (2015). Risk perceptions and health behavior. *Current Opinion in Psychology*, 5, 85–89. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2015.03.012>
- Goldberg, Z. J., & Richey, S. (2020). Anti-Vaccination Beliefs and Unrelated Conspiracy Theories. *World Affairs*, 183(2), 105–124. <https://doi.org/10.1177/0043820020920554>
- Gupta, S., Watanabe, S., & Laurent, S. M. (2021). Psychological predictors of vaccination intentions among U.S. undergraduates and online panel workers during the 2020 COVID-19 pandemic. *PLOS ONE*, 16(11), e0260380. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0260380>
- Gutierrez, J. P., & Bertozzi, S. M. (2020). Non-communicable diseases and inequalities increase risk of death among COVID-19 patients in Mexico. *PLOS ONE*, 15(10), e0240394. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0240394>
- Hair, J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2019). *Multivariate Data Analysis* (8th ed). Cengage Learning EME.
- Hoyle, R. H. (2012). *Handbook fo Structural Equation Modelling*. The Guilford Press.
- Huang, B., Wang, J., Cai, J., Yao, S., Chan, P. K. S., Tam, T. H. wing, Hong, Y. Y., Ruktanonchai, C. W., Carioli, A., Floyd, J. R., Ruktanonchai, N. W., Yang, W., Li, Z., Tatem, A. J., & Lai, S. (2021). Integrated vaccination and physical distancing interventions to prevent future COVID-19 waves in Chinese cities. *Nature Human Behaviour*, 5(6), 695–705. <https://doi.org/10.1038/s41562-021-01063-2>
- Hughes, J. P., Efstratiou, A., Komer, S. R., Baxter, L. A., Vasiljevic, M., & Leite, A. C. (2022). The impact of risk perceptions and belief in conspiracy theories on COVID-19 pandemic-related behaviours. *PLoS ONE*, 17(2 February), e0263716. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0263716>
- IBM Corp. (2017). *IBM SPSS Statistics for windows* (25.0). IBM Corp.
- Jolley, D., & Douglas, K. M. (2014). The effects of anti-vaccine conspiracy theories on vaccination intentions. *PLoS ONE*, 9(2). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0089177>
- Kroke, A. M., & Ruthig, J. C. (2022). Conspiracy beliefs and the impact on health behaviors. *Applied Psychology. Health and Well-Being*, 14(1), 311–328. <https://doi.org/10.1111/aphw.12304>
- Larrondo-Ureta, A., Fernández, S. P., & Morales-I-gras, J. (2021). Disinformation, vaccines, and covid-19. Analysis of the infodemic and the digital conversation on twitter. *Revista Latina de Comunicacion Social*, 2021(79), 1–18. <https://doi.org/10.4185/RLCS-2021-1504>
- Lu, J., Luo, M., Yee, A. Z. H., Sheldenkar, A., Lau, J., & Lwin, M. O. (2019). Do superstitious beliefs affect influenza vaccine uptake through shaping health beliefs? *Vaccine*, 37(8), 1046–1052. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2019.01.017>
- McAndrew, S., & Allington, D. (2020). Do Mode and Frequency of Covid-19 Information Updates and Political Values Affect Attitudes to a Future Covid-19 Vaccine. *PsyArxiv Preprint*, 1–27.

- Mohammed, I., Nauman, A., Paul, P., Ganesan, S., Chen, K. H., Jalil, S. M. S., Jaouni, S. H., Kawas, H., Khan, W. A., Vattoth, A. L., Al-Hashimi, Y. A., Fares, A., Zeghlache, R., & Zakaria, D. (2022). The efficacy and effectiveness of the COVID-19 vaccines in reducing infection, severity, hospitalization, and mortality: a systematic review. *Human Vaccines and Immunotherapeutics*, 18(1), e2027160. <https://doi.org/10.1080/21645515.2022.2027160>
- Murphy, K., McCarthy, M., Sargeant, E., & Williamson, H. (2022). COVID-19 Conspiracies, Trust in Authorities, and Duty to Comply with Social Distancing Restrictions. *International Criminology*, 2(1), 44–58. <https://doi.org/10.1007/s43576-021-00042-x>
- Palacio, L. S., Wheatley, J. L., Ordoñez, I., López, R., Lopez-Gatell, H., Hernandez, M., & Hernández, J. E. (2021). Estimación del exceso de mortalidad por todas las causas durante la pandemia del Covid-19 en México. *Salud Pública de México*, 63(2, Mar-Abr), 211–224. <https://doi.org/10.21149/12225>
- Pandolfi, F., Franza, L., Todi, L., Carusi, V., Centrone, M., Buonomo, A., Chini, R., Newton, E. E., Schiavino, D., & Nucera, E. (2018). The Importance of Complying with Vaccination Protocols in Developed Countries: “Anti-Vax” Hysteria and the Spread of Severe Preventable Diseases. *Current Medicinal Chemistry*, 25(42), 1–12. <https://doi.org/10.2174/0929867325666180518072730>
- Pertwee, E., Simas, C., & Larson, H. J. (2022). An epidemic of uncertainty: rumors, conspiracy theories and vaccine hesitancy. *Nature Medicine*, 28(3), 456–459. <https://doi.org/10.1038/s41591-022-01728-z>
- Pituch, K. A., & Stevens, J. P. (2016). Applied multivariate statistics for the social sciences: Analyses with SAS and IBM's SPSS. In *Routledge*. Routledge.
- Pivetti, M., Melotti, G., Bonomo, M., & Hakoköngäs, E. (2021). Conspiracy beliefs and acceptance of covid-vaccine: An exploratory study in Italy. *Social Sciences*, 10(3). <https://doi.org/10.3390/socsci10030108>
- Romer, D., & Jamieson, K. H. (2020). Conspiracy theories as barriers to controlling the spread of COVID-19 in the U.S. *Social Science and Medicine*, 263(September), 113356. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2020.113356>
- Ruiz, J. B., & Bell, R. A. (2020). Predictors of intention to vaccinate against COVID-19: Results of a nationwide survey. *Vaccine*, 39(7), 1080–1086. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2021.01.010>
- StataCorp. (2015). *Stata Statistical Software* (No. 14). StataCorp LP.
- van Mulukom, V., Pummerer, L. J., Alper, S., Bai, H., Čavojová, V., Farias, J., Kay, C. S., Lazarevic, L. B., Lobato, E. J. C., Marinthe, G., Pavela Banai, I., Šrol, J., & Žeželj, I. (2022). Antecedents and consequences of COVID-19 conspiracy beliefs: A systematic review. *Social Science & Medicine*, 301(May 2022), 114912. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2022.114912>
- Viana, J., van Dorp, C. H., Nunes, A., Gomes, M. C., van Boven, M., Kretzschmar, M. E., Veldhoen, M., & Rozhnova, G. (2021). Controlling the pandemic during the SARS-CoV-2 vaccination rollout. *Nature Communications*, 12(1), 1–15. <https://doi.org/10.1038/s41467-021-23938-8>
- Volkman, J. E., Hokeness, K. L., Morse, C. R., Viens, A., & Dickie, A. (2020). Information source's influence on vaccine perceptions: an exploration into perceptions of knowledge, risk and safety. *Journal of Communication in Healthcare*, 0(0), 1–11. <https://doi.org/10.1080/17538068.2020.1793288>
- Wang, J., & Wang, X. (2020). *Structural Equation Modeling Applications Using Mplus*. Wiley.
- World Health Organization. (2018). *Non-Communicable Diseases Country Profiles 2018*. <https://doi.org/10.1016/b978-0-7020-5101-2.00062-5>
- Yang, Z., Luo, X., & Jia, H. (2021). Is it all a conspiracy? Conspiracy theories and people's attitude to covid-19 vaccination. *Vaccines*, 9(10), 1051. <https://doi.org/10.3390/vaccines9101051>
- Zintel, S., Flock, C., Arbogast, A. L., Forster, A., von Wagner, C., & Sieverding, M. (2022). Gender differences in the intention to get vaccinated against COVID-19: a systematic review and meta-analysis. *Journal of Public Health (Germany)*, 1–25. <https://doi.org/10.1007/s10389-021-01677-w>



ORIGINAL

Construcción y Validación de una Escala de Conductas de Separación de Pareja¹

Construction and Validation of a Scale of Couple Separation Behaviors

Judith Guadalupe Ángel Ramírez² y Sofía Rivera Aragón

Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, México

Recibido 5 de marzo de 2022; aceptado 3 de marzo de 2023

Resumen

Las investigaciones en torno a una ruptura de pareja plantean medir las estrategias y conductas que las personas llevan a cabo para terminar sus relaciones románticas. Se propone entender la separación de pareja a partir del Modelo de Inversión de Rusbult (1979). Resulta relevante probar el modelo incluyendo elementos psicométricos que permitan comprender su validez al evaluar las conductas de separación. De esta forma el propósito de este estudio fue someter a prueba, un análisis exploratorio y confirmatorio de una escala que mida las conductas que las personas realizan para terminar su relación de pareja. Para ello se creó una escala de Conductas ante la separación de pareja a partir de un estudio exploratorio. La escala en su versión inicial contó con 50 reactivos en escala tipo Likert, aplicados en línea a 230 adultos de la Ciudad de México y Área Metropolitana. Al inicio del Análisis Factorial Exploratorio se obtuvo una escala final de 18 reactivos distribuidos en 4 factores (alejamiento, confrontación, depresión por separación e infidelidad) que explican el 68,47% de la varianza explicada con una confiabilidad de $\alpha = .871$. Esta estructura fue corroborada por un Análisis Factorial Confirmatorio. Se encuentra una escala robusta y confiable, y se concluye que las conductas de separación evaluadas a partir del alejamiento con la expareja, que puede ser por medio de la comunicación o de ejercer conductas que transgreden como una infidelidad, afectan principalmente el estado emocional de las personas que lo viven.

Palabras clave: Ruptura; Rompimiento; Pareja; Alejamiento; Noviazgo

Abstract

Research on a couple's breakup aims to measure the strategies and behaviors that people carry out to end their romantic relationships. We propose to understand couple separation based on Rusbult's Reversal Model

¹ Agradecimiento especial al CONACYT por el apoyo brindado en el financiamiento de esta investigación como becario, CVU: 824208

² Contacto: Judith Guadalupe Ángel Ramírez, correo: judangel26@gmail.com

(1979). It is revealing to test the model including psychometric elements that allow us to understand its validity. Thus, the purpose of this study was to test an exploratory and confirmatory analysis of a scale that measures the behaviors that people perform to end their relationship. The initial version of the scale had 50 items on a Likert scale, applied online to 230 adults in Mexico City and Metropolitan Area. At the beginning of the exploratory factor analysis, a final scale of 18 items distributed in 4 factors (distancing, confrontation, depression due to separation and infidelity) was obtained, explaining 68.47% of the variance explained with a reliability of $\alpha = .871$. This structure was corroborated by a Confirmatory Factor Analysis. A robust and reliable scale is found, and it is concluded that the separation behaviors evaluated from the distance with the ex-partner, which can be through communication or exercising behaviors that transgress such as infidelity, mainly affect the emotional state of the people who live it.

Keywords: Break-up; Couple; Estrangement; Dating; Ghosting; Adults

Terminar una relación de pareja suele ser un evento común a lo largo de la vida (Saffrey & Ehrenberg, 2007). La separación de pareja se entiende en la literatura como la ruptura o el divorcio y se entiende como el término de una relación de pareja, de la convivencia con otro o el fin de la intimidad entre dos personas (Connolly & McIsaac, 2009; Tapia, 2001). El concepto de separación ha dado pie en pensar que hay una gama amplia de conductas que podrían estar presentándose al dar por concluida una relación y que dichos comportamientos tienen un efecto adaptativo o desadaptativo para las personas que las practican (Espinosa, Salinas, & Torres-Torija, 2017).

García (2013) define como las conductas de separación a los comportamientos que las personas realizan para separarse de una pareja romántica. La importancia de delimitar la separación en sus conductas nos ayuda a entender el manejo inadecuado de estas, para recuperarse ante la ruptura (Márquez, 2005).

Se ha encontrado en estudios cualitativos que enfrentar el rompimiento en las personas se caracterizaba por un intento inicial de búsqueda de apoyo emocional, evitación a través de distractores o en ocasiones a través del consumo de sustancias (también la ingesta desordenada de comida). Por otro lado, las personas también han resignificado la pérdida de la relación como una oportunidad de crecimiento personal, reorganización de valores e incluso, la posibilidad de encontrar nuevas relaciones (Harvey & Karpinski, 2016). La separación suele causar sen-

timientos y pensamientos disruptivos, se encuentra que particularmente hay conductas que permiten un mejor afrontamiento y resignificación a la pérdida romántica (McKiernan, Ryan, McMahon, Bradley & Butler, 2018).

No obstante, la investigación sobre las conductas de separación de las relaciones de pareja tiene algunos huecos teóricos. Son escasos los estudios que aborden estos temas y pocas las variables que hasta ahora se han investigado, creando un efecto de velo sobre los procesos que se llevan a cabo y los elementos involucrados en ellos. Aspectos como la cercanía que tienen las personas con respecto a sus parejas antiguas después de la separación, las conductas específicas que realizaron para terminar esa relación y la actitud hacia la expareja son algunos de los tópicos escasos de investigación. Rara vez se tiene en mente que después de la separación las personas continúan una cercanía romántica (que puede ser en términos de amistad y fines distintos) pero que afecta lo que sucede en sus relaciones presentes y futuras (Brewer & Abell, 2016).

Una de las teorías para explicar la disolución de un vínculo amoroso es el modelo de inversión de Rusbult (1979). Este modelo parte del principio de que la satisfacción de pareja ocurre cuando existe un balance entre lo que se invierte y los resultados que se obtienen de esa inversión.

Dentro de este modelo, también se menciona que cuando la satisfacción es baja y las alternativas de pa-

reja fuera de la relación son atractivas, podrá existir mayor oportunidad de terminar la relación.

Por otro lado, al existir alternativas atractivas es posible una ruptura o separación, siempre que dichas alternativas sean más atractivas que el mundo interno de la pareja (Rusbult, 1979 en Martínez-Íñigo, 2000). Así la dinámica de la separación podría a su vez, estar caracterizada por comportamientos diversos, determinados por la cantidad de inversiones, alternativas y motivaciones de la disolución de la relación (Carter, Knox & Scott, 2019).

La investigación contemporánea sigue en búsqueda de conocer aspectos como la cercanía que tienen las personas con sus antiguas parejas después de la separación, las conductas específicas que realizaron para terminar esa relación y la actitud hacia la expareja son algunos de los tópicos escasos de la línea de investigación. La evaluación de la separación de pareja ha centrado su interés en dos aspectos principales, el primero sobre la separación en el matrimonio tomando en cuenta las implicaciones familiares que lleva el proceso y el segundo en el afrontamiento a la separación, todo ello sin tomar en cuenta las conductas propias de la separación (Edwards & Saunders, 1981; Kincaid & Caldwell, 1995).

Los instrumentos existentes en México sobre separación no están enfocados en las conductas que utilizan las personas para alejarse de su pareja, por ello para medir este fenómeno se han utilizado escalas que miden por ejemplo el duelo romántico, pero que no son tan precisas para identificar las conductas con las cuales las personas se alejan (Sánchez-Aragón & Retana-Franco, 2013).

Tener una escala de las conductas de separación brindaría un panorama para identificar cuáles de ellas son adaptativas o desadaptativas, particularmente en el contexto mexicano en donde se conoce que las rupturas de las relaciones de pareja, por ejemplo, el matrimonio, puede tener implicaciones en la calidad de vida de las personas e impactar en otros aspectos como los hijos. De esta forma, el propósito de esta investigación es probar la configuración de las conductas de separación de pareja a partir de la construcción y validación de una escala.

Método

Participantes

Para llevar a cabo el estudio se obtuvieron dos muestras para llevar a cabo el análisis psicométrico de la escala. Estas se seleccionaron a partir de un muestro no probabilístico accidental. La primera muestra, constó de 230 participantes, con ella se llevó a cabo el primer estudio exploratorio. El criterio de inclusión de esta muestra fue tener como máximo 1 año de haberse separado de su relación de pareja, y como criterios de exclusión, que la separación no se debiera a muerte de la expareja. El criterio de eliminación fue no haber respondido un 80% del cuestionario. Finalmente, se cuidó la confidencialidad y anonimato de los participantes. Los detalles de los datos sociodemográficos de los participantes se muestran en la Tabla 1.

En la segunda muestra, colaboraron de manera voluntaria a partir de un muestreo no probabilístico (Kerlinger & Lee, 2002), 680 adultos residentes de la Ciudad de México y Área Metropolitana con edades de entre 18 y 45 años. Esta muestra se aplicó para llevar a cabo el estudio confirmatorio. El criterio de inclusión de los participantes era que hubieran terminado una relación de pareja en el último año. Como criterio de exclusión que la separación no fuera por fallecimiento de la expareja. Y como criterio de eliminación: que los participantes reportaran regresar con su expareja (ver Tabla 2).

Instrumento

Para la creación de los reactivos se tomó en cuenta el modelo de medida de Rusbult (1979) para entender la separación. En segundo lugar, a partir de un estudio exploratorio se crearon los reactivos (Ángel & Rivera, en prensa). Este estudio tuvo la finalidad de conocer cuáles eran las conductas que se presentan comúnmente a la hora de terminar una relación, se aplicaron ocho preguntas abiertas a 230 personas (¿Por qué terminaste con tu expareja?, ¿Quién decidió terminar la relación?, ¿Qué beneficios ha tenido separarte?,

Tabla 1

Datos sociodemográficos de la muestra para el análisis factorial exploratorio

	Total	Hombres	
	N=230 (100%)	N=169 (73.5%)	N=61 (26.5%)
<i>Edad</i>	16 a 43 años (M= 24.75, DE= 5.27)	18 a 43 años (M=25.14, DE=5.08)	18 a 37 años (M=22.57, DE=5.65)
<i>Escolaridad</i>			
Primaria	-	-	-
Secundaria	3 (1.3%)	1 (0.6 %)	2 (3.3 %)
Bachillerato	40 (17.4%)	22 (13.0%)	18 (29.5%)
Licenciatura	172 (74.8%)	135 (79.9%)	37 (60.7%)
Posgrado	15 (6.5%)	11 (6.5%)	4 (6.6%)
<i>Tipo de relación</i>			
Sin relación	25 (10.9%)	13 (7.7%)	12 (19.7%)
Noviazgo	145 (63.0%)	108 (63.9%)	37 (60.7%)
Unión libre	22 (9.6%)	18 (10.7%)	4 (6.6%)
Matrimonio	18 (7.8%)	15 (8.9%)	3 (4.9%)
Relación abierta	20 (8.7%)	15 (8.9%)	5 (8.2%)
<i>En relación actual</i>			
Si	120 (52.2%)	84 (49.7%)	36 (59.0%)
No	110 (47.8%)	85 (50.3%)	25 (41.0%)
<i>Tiempo de la relación actual</i>			
	1 a 216 meses (M=32.75, DE=39.67)	1 a 216 meses (M=36.40, DE=40.85)	1 a 168 meses (M=22.57, DE=34.51)

¿Cuál es el costo de haberte separado? ¿Qué conductas llevaste a cabo para separarte de tu pareja?, ¿Qué conductas llevo a cabo tu pareja para separarse de ti?, ¿Actualmente sigues interactuando con tu expareja? ¿Por qué?, ¿Actualmente sigues viendo a tu expareja? ¿Por qué?). Se hicieron categorías (eg. infidelidad, alejamiento, estabilidad emocional, autoestima, pérdida, etc.) y a partir de las categorías que tuvieron las frecuencias más altas, se desarrollaron 50 reactivos.

Procedimiento

El instrumento se aplicó en formato digital, por condiciones de la pandemia por la Covid-19, por medio de la plataforma de *Google Forms* y se difundió en

redes sociales como *WhatsApp*, *Facebook* e *Instagram* mediante la siguiente consigna:

“Hola, buenas tardes, comparto con ustedes este cuestionario que forma parte de mi proyecto de doctorado. Dirigido a personas que terminaron una relación en el último año. Residentes de la Ciudad de México y Área Metropolitana. Le pedimos su valiosa participación. La información será tratada de manera confidencial y anónima, sin que pueda relacionarse en ninguna forma con usted.”

Al inicio del instrumento se les pidió su consentimiento informado.

Al final de la aplicación se les agradecía su participación.

Tabla 2
Distribución de datos sociodemográficos de la muestra para el análisis factorial confirmatorio

Variable	Frecuencia	Porcentaje
Sexo	Mujer	431
	Hombre	247
	No especificó	2
	Total	680
Edad	18-25 años	125
	25-39 años	175
	40-60 años	40
	Total	340
Estado civil	Soltero (a)	255
	Noviazgo	48
	Unión libre	4
	Matrimonio	2
	Separado (a)	16
	Divorciado (a)	15
Tiempo transcurrido de la separación	1-15 días	37
	15 días a un mes	54
	1 mes a 3 meses	61
	3 meses a 6 meses	95
	6 meses a 1 año	93
	Total	440

Análisis estadístico

Para analizar las propiedades psicométricas de la escala, se realizó con la primera muestra un AFE (análisis factorial exploratorio) y con la segunda un AFC (análisis factorial confirmatorio). El tratamiento de los datos se realizó con el programa estadístico SPSS en su versión 24.

Para iniciar el análisis psicométrico de la escala de Conductas de Separación de Pareja se siguieron los pasos propuestos por Osborn y Costello (2019) con la finalidad de determinar los reactivos que se integrarían en el análisis factorial exploratorio. Primero, para verificar que todas las opciones de respuesta fueron elegidas por los participantes se calculó el sesgo para cada reactivo con la finalidad de conocer la distribución (normal o típica) de las respuestas.

Después, se realizó un análisis de discriminación de reactivos basada en grupos extremos a través de la prueba t de *Student* para muestras independientes.

Posteriormente, se realizaron las pruebas de esfericidad de Bartlett y de adecuación de Kaiser-Meyer Olkin (KMO) para comprobar que los reactivos pudieran analizarse factorialmente, buscando valores superiores a .90 (DeVellis, 2013). Para obtener la estructura factorial de la escala, con el AFE, se empleó el método de extracción de ejes principales. Los criterios para conservar los reactivos fueron tener una comunalidad mayor o igual que .30, cargas factoriales mayores que .50, y que no compartieran cargas con otros factores con diferencias de menos de .20 (Lloret-Segura et al., 2014).

Por su parte, en el AFC, los datos fueron analizados con el programa AMOS en su versión 25 y se empleó

el procedimiento seguido por Arias Martínez (2008) y Brown (2015). Primero se hizo la especificación del modelo, al establecer el número y la relación de los factores latentes, las variables manifiestas y los errores.

El número de factores latentes se consideró de los resultados obtenidos en el AFE. Las relaciones entre los factores latentes se establecieron considerando referentes teóricos y estadísticos. Como referente teórico se retomaron los postulados del Modelo de Inversión de Rusbult (1979) y como referente se consideraron los resultados del análisis factorial exploratorio. Posteriormente, se estimaron los parámetros del modelo empleando el método de estimación de máxima verosimilitud.

Resultados

Los resultados de estos análisis preliminares indican que en los 50 reactivos todas las opciones de respuesta fueron elegidas por lo menos una vez. La distribución de los datos se dio de forma normal, todos los reactivos discriminan entre sus puntuaciones bajas y altas.

Los reactivos 13, 25, 26, 28, 29, 30, 33, 39, 44, 48 disminuían el alfa al ser incluidos, reportaron valores de correlación menores a .30 con la escala total y ningún reactivo al ser eliminado aumenta la confiabilidad de la escala, por esa razón se decidió eliminarlos porque no cumplían los criterios antes de realizar el análisis factorial exploratorio.

Como se mencionó, antes de analizar la estructura factorial de la escala se realizaron la prueba de esfericidad de Bartlett y la prueba de adecuación de Kaiser-Meyer Olkin (KMO) .843 y $X^2[55] = 3112.562$, $p < .000$ por lo que se determinó que los reactivos pueden ser factorizables. Para obtener la estructura factorial de la escala se empleó el método de extracción de ejes principales y el método de rotación oblicua (*oblimin* directo) pues los resultados de correlación de Pearson entre los reactivos oscilaron entre .28 ($p < .01$) y .65 ($p < .01$).

Los criterios para conservar los reactivos fueron tener una communalidad mayor o igual a .30, cargas factoriales mayores a .30 y que no compartieran cargas con otros factores con diferencias menores a

.20. Como resultado de estos criterios se tuvieron que eliminar 20 reactivos al tener cargas factoriales menores a .30 o compartir carga en varios factores con diferencias menores a .20. Así, se obtuvo una escala con 18 reactivos distribuidos en cuatro factores que explican el 68.47% de la varianza total del constructo.

Una vez establecida la estructura factorial de la escala, se obtuvo la consistencia interna de la escala calculando el coeficiente de alfa de Cronbach obteniéndose un valor de $\alpha = .871$ (ver Tabla 3). En la Tabla 4 se observa la matriz factorial que confirma la estructura de 3 factores en la escala. En la Tabla 5 se incluyen las definiciones de los cuatro factores encontrados en el AFE, los cuales son: 1) alejamiento, 2) depresión por separación, 3) confrontación, 4) infidelidad.

Como se observa en la Figura 1, los resultados del AFC confirman que el modelo propuesto ($\chi^2 = 304.813$; $df = 150$; $p = .000$; $CMIN/DF = 2.90$) tiene buenos índices de ajuste ($CFI = .896$; $GFI = .618$; $RMSEA = .077$), a pesar de poseer una χ^2 significativa, lo que suele ocurrir en muestras grandes debido a la sensibilidad de la prueba al tamaño muestral.

Discusión

El propósito de este estudio fue realizar un instrumento que midiera las Conductas de Separación en adultos y que aportara evidencia de validez sobre las dimensiones concordantes con la teoría y una adecuada consistencia interna.

Se encontraron cuatro dimensiones para la escala de Conductas de Separación de Pareja con adecuadas propiedades psicométricas y una adecuada consistencia interna. Lo que refleja una escala robusta y confiable.

Se sometió a prueba el modelo de medida el Modelo de Inversión de Rusbult (1979), que menciona que la decisión de terminar una relación está basada de cierta forma, sobre que las inversiones que se ofrecen en la relación, y estás preferentemente tengan una respuesta por parte de la pareja, ya que, de no tenerlas, será difícil mantener la relación a futuro.

Tabla 3
Análisis Factorial Exploratorio de la Escala de Conductas Separación de Pareja en Adultos

	Factor				
	1	2	3	4	
4. Comencé a ser cortante.	0.862	-0.006	0.005	-0.093	
2. Me porté distante.	0.831	-0.049	0.006	-0.034	
11. Actúe muy indiferente.	0.758	-0.028	-0.005	0.103	
12. Dejé de mostrar interés.	0.757	0.038	-0.116	0.065	
1. Trate de alejarme de él (ella) poco a poco antes de terminar por completo.	0.576	0.137	-0.105	0.000	
5. Me enojaba cualquier cosa que hiciera.	0.540	0.032	0.164	0.041	
17. Le dije que no me gustaba como funcionaban las cosas.	0.019	0.785	-0.002	0.087	
21. Hablé sobre lo que estaba pasando.	-0.130	0.680	-0.002	-0.068	
27. Comunicué lo que sentía, para terminar la relación.	-0.029	0.660	-0.029	-0.122	
6. Lo (la) confronté directamente sobre el rumbo de la relación.	0.008	0.652	0.066	0.021	
23. Cuestioné el rumbo de la relación.	0.113	0.633	0.092	0.054	
24. Le dije que ya no era feliz.	0.172	0.607	-0.094	0.064	
42. Lloré mucho.	-0.038	-0.073	0.869	-0.069	
25. Estuve deprimido(a) por la ruptura.	-0.117	0.033	0.793	0.028	
43. Me enojé con él (ella) por lo poco que se esforzó para salvar la relación.	0.106	0.054	0.547	0.016	
13. Le fui infiel.	-0.111	0.054	0.003	0.826	
22. Empecé a salir con alguien más antes de terminar.	-0.016	-0.032	-0.012	0.711	
10. Le mentí en varias ocasiones.	0.214	-0.055	-0.003	0.504	
Número de ítems	6	6	3	3	18
Varianza explicada	37.419	59.254	64.476	68.470	68.470%
Autovalor	4.397	3.194	2.680	1.428	
Alpha de Cronbach	.869	.831	.760	.713	.871
Media	2.527	3.324	3.228	1.562	
Desviación estándar	5.46779	5.70298	3.47836	2.08441	

Nota: Las cargas factoriales en negritas señalan en qué factor se cargó el ítem. 1 *alejamiento*, 2 *Depresión por separación*, 3 *Confrontación*, 4 *Infidelidad*.

Tabla 4
Matriz de correlaciones factorial

Factor	1	2	3
1	1.000	-.235	.464
2	-.235	1.000	-.186
3	.464	-.186	1.000

Método de extracción: factorización de eje principal. Método de rotación: *Oblimin* con normalización Kaiser.

Por otro lado, al existir alternativas atractivas es posible una ruptura o separación, siempre que dichas alternativas sean más atractivas que el mundo interno de la pareja.

La necesidad de considerar esta teoría para explicar las conductas de separación implica entender que hay un proceso que subyace a la decisión de terminar una relación de pareja (Carter, Knox & Scott, 2019). Así la dinámica de la separación podría a su vez, estar

Tabla 5

Escala de Conductas de Separación de Pareja. Definiciones por factor

<i>Factor</i>	<i>Reactivos por factor</i>	<i>Nombre del factor</i>	<i>Definición</i>
1	18, 3, 12, 5, 6, 7	Alejamiento	Comportamientos dirigidos a crear distancia emocional o física hacia la expareja.
2	9, 10, 13, 14, 15, 11	Confrontación	Encarar a la expareja respecto a las razones de la separación.
3	17, 1, 8	Depresión por separación	Estado anímico que provoca un sentimiento de tristeza profunda provocada por terminar la relación de pareja.
4	2, 4, 16	Infidelidad	Rompimiento de los acuerdos propios de la relación de pareja.

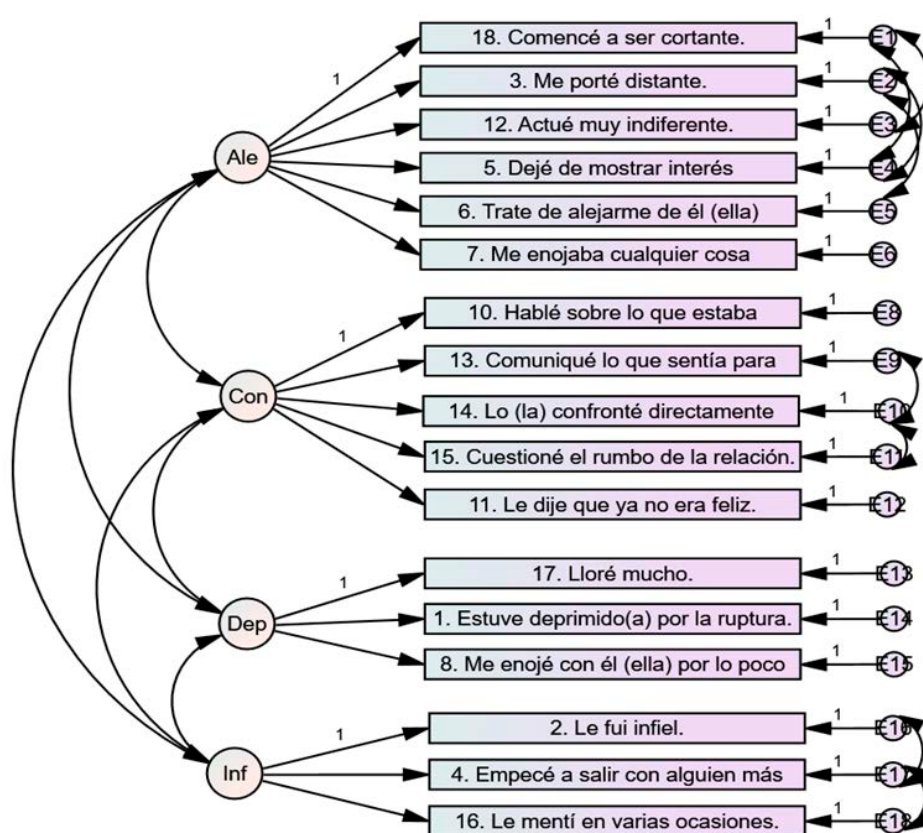


Figura 1. Análisis Factorial Confirmatorio de la Escala de Conductas de Separación

caracterizada por comportamientos diversos, determinados por la cantidad de inversiones, alternativas y motivaciones de la disolución de la relación (Rusbult, 1979 en Martínez-Íñigo, 2000).

Se encontraron cuatro dimensiones para la escala de Conductas de Separación, el primer factor, el factor Alejamiento refiere a una condición de buscar

distancia emocional y/o física con la expareja, al respecto, investigaciones como la de Harvey y Karpinski (2016) han probado que aquellos elementos de distanciamiento facilitan el duelo de las personas y la adaptación a la ruptura. Por otro lado, en el estudio de Medeiros y Webb (2019) mencionan que aquellas personas que continuaban en comunicación

y amistad con la expareja (relación post-disolución) experimentaban más estrés y ansiedad a diferencia de aquellas que consideraban alejarse y mantener distancia. Baxter (1982) dentro de sus cuatro estrategias de desvinculación de la relación considera la estrategia de retirada/evitación dentro de su escala, e incluía aquellas personas que decidían mantenerse lo más alejados posible de su pareja anterior.

El segundo factor Confrontación que se refiere a encarar directamente el nuevo estatus de la relación con el fin de comunicar que ya no hay el propósito de continuar, no ver un futuro en la relación o comunicar las inconformidades. Es coincidente con otra de las cuatro estrategias de la escala de Baxter (1982) nombrada confrontación abierta, esta implicaba la revelación directa a la pareja sobre los motivos de la desvinculación (“Explicar verbalmente a la persona mis motivos para desear la ruptura”).

Baxter (1982) repitió estas cuatro estrategias en un estudio de seguimiento, llegó a la conclusión de que puede haber dos dimensiones fundamentales que subyacen a estas estrategias: franqueza-indirecta para manipular el rompimiento o darle otras razones y la confrontación abierta que refiere a ser claro con los motivos para terminar (e. g. “expliqué completamente por qué me sentía insatisfecho con la relación, que no ha crecido y que creo que ambos seríamos más felices si no salimos más”). El estudio de Cody (1982) puso en evidencia que había otras estrategias similares que nombró gestión de la identidad negativa. incluía el rechazo directo y duro (e. g. “Le dije que iba a salir con otras personas”). La estrategia de desescalada que implicaba solicitar un periodo de enfriamiento o un tiempo muerto para la relación. Estas dos estrategias muy similares a los reactivos “Le dije que ya no me gustaba” y “Le dije que ya no era feliz” de la escala, que refieren a ser directos y confrontativos de manera cruel.

El tercer factor Depresión por separación, identificado ampliamente en la literatura con algunos estudios que han arrojado síntomas depresivos en personas que concluyeron una relación de pareja (e. g. Dailey, Zhong, Pett & Varga, 2020; LeBel & Campbell, 2009; LeFebvre, & Fan, 2020; Washburn-Busk, Vennum, McAllister & Busk, 2020). Los

reactivos de este factor también incluyen uno que menciona enojo por no salvar la relación, de acuerdo con Rhoades, Kamp, Atkins, Stanley y Markman (2011) esto implica la negación dentro de un proceso de pérdida.

Por último, el factor cuatro llamado Infidelidad hace referencia a tener una pareja nueva antes de salir de su relación anterior, también incluye mentiras dentro de sus reactivos. Al respecto el estudio de Reimer y Estrada (2020) mencionan la importancia de reponerse rápido de una ruptura y continuar con otras relaciones es una de las formas socialmente aceptadas. Particularmente para la infidelidad no es un factor muy recurrente como estrategia, sin embargo, como lo menciona Rusbult en su teoría incluye el factor alternativas que hace referencia a la posibilidad de otras parejas (percibidas como mejores para los individuos), lo cual facilita la transición a otra relación.

Asimismo, se tomó como referencia el modelo de inversión de Rusbult (1979), preguntando sobre los costos y los beneficios que tenía terminar una relación de pareja. Al analizar los costos y beneficios que las personas percibieron de haberse separado, se encontraron coincidencias con la literatura respecto a las categorías relacionadas con desordenes afectivos tales como la ansiedad, la depresión y la tristeza duradera (Verhallen, Renken, Marsman & ter Horst, 2019).

De acuerdo con Rusbult (1979) al aumentar las inversiones y el tiempo en la relación también aumentan los costos en el momento de la separación, de forma que entre mayor intimidad y compromiso exista en la relación, las barreras y los costos para salir de ella serán correspondientes, esto podría sustentar que en este estudio se encontrarán categorías relacionadas a un alto afecto negativo o experiencias altamente estresantes como costos económicos y de paternidad. Que, a su vez, también están relacionados a condiciones de mayor compromiso e intimidad en una relación. De manera similar, al observar los hallazgos y los datos descriptivos, se sugiere que las personas percibirán mayores efectos emocionales y estresantes después de haber cohabitado, o bien, en un noviazgo cuando este incluía planes a futuro (Rhoades, Kamp, Atkins, Stanley & Markman, 2011).

Sobre las conductas de separación que realizaron las personas para terminar su relación, se encontró que alejarse, mostrar desinterés o indiferencia, fueron algunas de las acciones negativas que se solían repetir para lograr la separación. Los comportamientos reportados por los participantes parecen estar relacionados con comportamientos desadaptativos en la ruptura (García, 2013), los cuales se caracterizan por tener consecuencias negativas tales como estrés o la evocación de emociones negativas tras la ruptura.

Así, se espera que las personas que tienden a alejarse, o ser indiferentes ante la separación, puedan desarrollar posteriormente repercusiones como altos niveles de rumia o un bajo nivel de ajuste ante la ruptura (Barutçu & Demir, 2015). Cuando las personas no fueron quienes terminaron su relación, sino sus exparejas, se encontró también una prevalencia de conductas desadaptativas, como la violencia, la infidelidad y no comunicarse. Lo cual, puede explicar la razón por la que la experiencia de la separación suele estar siempre descrita como un evento altamente disruptivo y difícil (Rhoades et al., 2011).

Por otro lado, dentro de las conductas de separación, existieron categorías adaptativas, ya que se encontró la existencia de comportamientos como la comunicación efectiva para expresar la intención de concluir con la relación. Aunque la asertividad al terminar una relación de pareja no suele ser reportada en la literatura, la existencia de estos comportamientos puede sugerir que la separación de pareja no siempre se vive de manera disruptiva, también puede ser llevada a cabo a través de comportamientos que permitan ajustes adecuados a los cambios que conlleva, y aunque sigue siendo emocionalmente compleja, puede ser una experiencia menos impactante en la vida de las personas.

Ahora bien, al preguntar sobre la interacción con la expareja, las personas que respondieron que si seguían en interacción reportaron que la mantenían debido a tener una amistad y una buena relación con la expareja, o bien relaciones que no podían evitar por la convivencia en contextos escolares o de trabajo. Spielmann, Joel, MacDonald y Kogan (2012), explican que en ocasiones es probable que los vínculos afectivos con la expareja se mantengan ya que el

tiempo de convivencia con el otro, así como las experiencias vividas mutuamente, crean lazos más allá de la relación romántica. O bien, el paso del tiempo y los contextos que abarca la relación, generan que el simple continuar con la vida lleve a la interacción de las exparejas ya que mantienen los mismos espacios de convivencia o conocidos en común. Esto abre la posibilidad a que algunas personas consideren que la relación romántica pueda retomarse en un futuro, lo cual también estuvo presente en este estudio en la categoría de aprensión.

Por otro lado, las personas que no seguían interactuando con sus exparejas era debido a distanciamiento físico, falta de interés, querer cuidar su salud mental y el bienestar al no interactuar de nuevo con la expareja, así como la creación de nuevos vínculos de pareja que pudieran verse afectados por la comunicación con la pareja anterior. Existe evidencia que sugiere que las personas rara vez tienen en mente continuar una cercanía romántica con su expareja una vez consumada la separación (que puede ser en términos de amistad o con fines desconocidos), ya que se considera que el seguir en interacción puede afectar lo que suceda en sus relaciones presentes y futuras (Brewer & Abell, 2016).

Así pues, los resultados encontrados en este estudio, sugieren que al definir las conductas y contextos en los que ocurre la separación de pareja, es importante considerar la existencia de conductas desadaptativas y adaptativas que permiten a las personas ajustarse a sus separaciones y los cambios que involucran, de este modo, existirán comportamientos ante la separación que reporten beneficios personales y ayuden a las personas en su desarrollo individual, mientras que otras, afectarán directamente el proceso de su separación y su estabilidad emocional a corto, mediano y posiblemente, largo plazo.

Finalmente, la decisión de continuar en interacción con la expareja parece estar relacionada con el vínculo que se creó previamente con la persona con la que se tuvo una relación o con los contextos de convivencia que se tenían previos a la separación. Por lo que, al evaluar estos comportamientos, cada una de estas variaciones será necesaria para reflejar el fenómeno con mayor precisión.

Referencias

- Arias Martínez, B. (2008). *Metodología en la investigación, sobre discapacidad. Introducción al uso de las ecuaciones estructurales*. Capítulo 4. Desarrollo de un ejemplo de análisis factorial confirmatorio con Lisrel, AMOS y SAS. Seminario científico, SAID. Publicaciones INICO. Salamanca.
- Barutçu, F. & Demir, A. (2015) Breakup adjusment in young adulthood. *Journal of Counseling & Development*, 93(1), 38-44. <https://doi.org/10.1002/j.1556-6676.2015.00179.x>
- Baxter, L. A. (1982). Strategies for ending relationships: Two studies. *Western Journal of Speech Communication*, 46, 223-241. <https://doi.org/10.1080/10570318209374082>
- Brewer, G. & Abell, L. (2016). Machiavellianism and romantic relationship dissolution. *Personality and Individual Differences*, 106, 226 -230. <https://doi.org/10.5964/ejop.v13i3.1217>
- Brown, T. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. The Guilford Press.
- Brunson, A. J., Overup, S. C. & Acitelli, K. L. (2018). Lover and learner: Exploring relational schema change following relationship dissolution. *The Journal of Social Psychology*, 159(3), 1-14. <https://doi.org/10.1080/00224545.2018.1458019>
- Carter, R. K., Knox, D. & Scott, S. H. (2019). Romantic Breakup: Difficult Loss for Some but Not for Others. *Journal of Loss and Trauma*, 23(8), 1-17. <https://doi.org/10.1080/15325024.2018.1502523>
- Civilotti, C., Dennis, J.L., Acquadro Maran, D. & Margola, D. (2021). Cuando el amor acaba: una investigación de la relación entre comportamientos disfuncionales, estilos de apego, género y educación poco después de la disolución de una relación. *Fronteras en Psicología*, 12 (662237). <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.662237>
- Cody, M. J. (1982). A typology of disengagement strategies and an examination of the role intimacy, reactions to inequity and relational problems play in strategy selection. *Communication Monographs*, 49, 148-170. <https://doi.org/10.1080/03637758209376079>
- Connolly, Je., & McIsaac, C. (2009). Adolescents' explanations for romantic dissolutions: A developmental perspective. *Journal of Adolescence*, 32, 1209-1223. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2009.01.006>
- Dailey, R. M., Zhong, L., Pett, R., & Varga, S. (2020). Post-dissolution ambivalence, breakup adjustment, and relationship reconciliation. *Journal of Social and Personal Relationships*, 37(5), 1604-1625. <https://doi.org/10.1177/0265407520906014>
- DeVellis R. F. (2013). *Scale development. Theory and applications*. SAGE Publications.
- Edwards, J. N., & Saunders, J. M. (1981). Coming Apart: A model of the marital dissolution decision. *Journal of Marriage and Family*, 43(2), 379-389. <https://doi.org/10.2307/351389>
- Espinosa Sierra, V., Salinas Rodríguez, J. L., & Santillán Torres-Torija, C. (2017). Incidencia del duelo en la ruptura amorosa en estudiantes universitarios en un Centro de Crisis, Emergencias y Atención al Suicidio (CREAS). *Journal of Behavior, Health & Social Issues*, 9(2), 27-35. <https://doi.org/10.1016/j.jbhsi.2018.01.001>
- García, F. E. (2013). Ruptura de pareja, afrontamiento y bienestar psicológico en adultos jóvenes. *Ajayu*, 11(2), 2077-2161. http://www.scielo.org.bo/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2077-21612013000200003
- Harvey, B. A. & Karpinski, A. (2016). The impact of social constrains on adjustment following a romantic breakup. *Personal Relationships*, 23(3), 396-408. <https://doi.org/10.1111/pere.12132>
- Kerlinger, N. F. & Lee, B. H. (2002). *Investigación del comportamiento: técnicas y metodología*. Cuarta edición. McGraw-Hill. Interamericana de México.
- Kincaid, S. B., & Caldwell, R. A. (1995). Marital separation: Causes, coping, and consequences. *Journal of Divorce & Remarriage*, 22(3-4), 109-128. https://doi.org/10.1300/J087v22n03_07
- LeBel, E. P., & Campbell, L. (2009). Implicit partner affect, relationship satisfaction, and the prediction of romantic breakup. *Journal of Experimental Social Psychology*, 45(2009), 1291-1294. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2009.07.003>
- LeFebvre, E. L. & Fan, X. (2020). Ghosted? Navigating strategies for reducing uncertainty and implications surrounding ambiguous loss. *Personal Relationships*, 27(2), 433-459. <https://doi.org/10.1111/pere.12322>
- 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 / Annals of Psychology*, 30(3), 1151-1169. <https://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Márquez, O. X. (2005). Ni contigo, ni sin ti: La pareja irrompible. *Revista Intercontinental de Psicología y Educación*, 7(2), 27-42. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80270203>
- Martínez-Íñigo, D. (2000). Contrastación del modelo de inversión de Rusbult en una muestra de casados y divorciados. *Psicothema*, 12(1), 65-69. <https://www.psicothema.com/pi?pii=254>
- McKiernan, A., Ryan, P., McMahon, E., Bradley, S., & Butler, E. (2018). Understanding Young People's

- Relationship Breakups Using the Dual Processing Model of Coping and Bereavement. *Journal of Loss and Trauma*, 23(3), 192-210. <https://dx.doi.org/10.1080/15325024.2018.1426979>.
- Medeiros, T. D. & Webb, M. L. (2019). Remaining face-book versus face-to-face friends after a romantic breakup: Factors that distinguish those who do from those who do not. *International Journal of Interactive Communication Systems and Technologies*, 9(1), 1-16. <https://dx.doi.org/10.4018/IJICST.2019010101>
- O'Connor, V. & Canevello, A. (2019). Recovery and moving on after breakups caused by infidelity. *Journal of Loss and Trauma*, 24(7), 1-14. <https://doi.org/10.1080/15325024.2019.1603005>
- Osborne, Jason W. (2015) "What is Rotating in Exploratory Factor Analysis?" *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 20(2), 1-7. <https://doi.org/10.7275/hb2g-m060>
- Osborne, Jason W. and Costello, Anna B. (2019) Sample size and subject to item ratio in principal components analysis, *Practical Assessment, Research, and Evaluation*: 9(11). <https://doi.org/10.7275/ktzq-jq66>
- Reimer, E. J. & Estrada, R. A. (2020). College students' grief over a breakup. *Journal of Loss and Trauma*, 1-13. <https://doi.org/10.1080/15325024.2020.1757992>
- Rhoades, G. K., Kamp, C. M., Atkins, D. C., Stanley, S. M., & Markman, H. J. (2011). Breaking up is hard to do: the impact of unmarried relationship dissolution on mental health and life satisfaction. *Journal of family psychology*, 25(3), 366-374. <https://dx.doi.org/10.1037/a0023627>
- Rusbult, E. C. (1979). Commitment and satisfaction in romantic associations: A test of the investment model. *Journal of Experimental Social Psychology*, 16, 172-186. [http://dx.doi.org/10.1016/0022-1031\(80\)90007-4](http://dx.doi.org/10.1016/0022-1031(80)90007-4)
- Saffrey, C. & Ehrenberg, M. (2007). When thinking hurts: Attachment, rumination, and postrelationship adjustment. *Personal Relationships*, 14, 351-368. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2007.00160.x>
- Sánchez-Aragón, R., & Retana-Franco, B. (2013). Evaluación tridimensional del duelo amoroso en México. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación*, 36(2), 49-69. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=459645436004>
- Spielmann, S., Joel, S., MacDonald, G., & Kogan, A. (2012). Ex Appeal: Current Relationship Quality and Emotional Attachment to Ex-Partners. *Social Psychological and Personality Science*, 42(2), 175-180. <https://doi.org/10.1177/1948550612448198>
- Verhallen, M. A., Renken, J. R., Marsman, C. J.- B. & ter Horst, J. G. (2019). Romantic relationship breakup: An experimental model to study effects of stress on depression (-like) symptoms. *PLoS ONE*, 14(5), 1-13. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0217320>
- Washburn-Busk, M., Vennun, A., McAllister, P. & Busk, P. (2020). Navigating "breakup remorse": Implications for disrupting the on-again/off-again cycles in young adult dating relationships. *Journal of Marital and Family Therapy*, 46(3). <https://doi.org/10.1111/jmft.12425>



ORIGINAL

Desarrollo de Escala sobre Celos Románticos en Redes Sociales (Facebook y Whatsapp)¹

Development of the Social Networking Sites (Facebook and Whatsapp) Romantic Jealousy Scale

Jorge Luis Montes-Domínguez ^{a,2}, Sofía Rivera Aragón ^b, Mirta Margarita Flores Galaz ^c, Rolando Díaz Loving ^b, y Ángel Eduardo Velasco Rojano ^d

^a Universidad Autónoma de Occidente, México

^b Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, México

^c Universidad Autónoma de Yucatán, México

^d Centro de Estudios Avanzados Sobre Violencia-Prevención, CEAVI-P, Instituto Nacional de Pediatría, México

Recibido 1 de diciembre de 2022; aceptado 3 de julio de 2023

Resumen

El propósito de este trabajo fue desarrollar y validar psicométricamente una escala para medir celos románticos en *Facebook* y *WhatsApp*, asimismo se buscó evidencia de que los reactivos no tuvieran un funcionamiento diferencial por sexo mediante análisis de invarianza factorial. Se trabajó con dos grupos de participantes de la Ciudad de México, 300 para un análisis factorial exploratorio y 300 para un análisis factorial confirmatorio y prueba de invarianza. Se encontró una estructura con 24 reactivos, adecuada confiabilidad ($\alpha = .96$) correcto ajuste [$\chi^2(246) = 433.99$, $p < .01$; $CF1 = .99$; $RMSEA = .05$] e invarianza factorial por sexo, por lo que se concluye que la escala es confiable y válida y permite comparación por sexo sin sesgos de medición.

Palabras clave: Redes sociales en línea; Pareja; Relaciones románticas; Medición; Emoción

Abstract

The purpose of this work was to develop and psychometrically validate a Scale to measure romantic jealousy on Facebook and WhatsApp, also evidence of non-differential function of the items by sex is presented in the form of a factorial invariance test. Two groups of Participants from Mexico City worked on, 300 for an exploratory factor analysis and 300 for confirmatory factor analysis and invariance testing. A structure was found with 24

¹ Se agradece al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología por la financiación de este proyecto mediante la beca otorgada para los estudios de doctorado. Número: CVU 857809.

² Contacto: Jorge Luis Montes-Domínguez; correo: jorge.montes@uadeo.mx

items, adequate reliability ($\alpha .96$) corrects fit [$\chi^2 (246) = 433.99, p < .01$; $CF1 = .99$; $RMSEA = .05$] and factorial invariance by sex, so it is concluded that the Scale is reliable, valid, and allows sex comparison by sex without bias due to measurement.

Keywords: Social networking sites; Couple; Romantic relationships; Measurement; Emotions

En los últimos años las redes sociales en línea se han convertido en plataformas de uso cotidiano y rutinario en la sociedad actual, tal es su impacto que han ido cambiando los procesos de socialización a lo largo de su desarrollo, redes sociales en línea como *Facebook* y *WhatsApp* tienen millones de usuarios diariamente (Newsroom Facebook Company, 2023; WhatsApp, 2023).

En ese sentido, las redes sociales en línea permiten mantener relaciones interpersonales con usuarios que están geográficamente lejanos y tener comunicación inmediata entre ellos. Las redes sociales en línea posibilitan la interacción con la pareja romántica, tan solo en México de los más de 84 millones de usuarios en redes sociales en línea, más de 37 millones interactúan con su pareja a través de las redes (The Competitive Intelligence Unit, 2020).

Diversas investigaciones han encontrado un impacto negativo de las redes sociales en línea, como lo es *Facebook*, en las relaciones de pareja, como puede ser infelicidad dentro del matrimonio, pensamientos sobre el divorcio, problemas de comunicación dentro de las relaciones de noviazgo, peleas y rupturas en los noviazgos, ciber acoso, agresión y violencia en la pareja, entre otros indicadores negativos (Fox & Moreland, 2015; Strawn, Adams, & Huss, 2013; Valenzuela, Halpern, & Katz, 2014; Watkins, Maldonado, & DiLillo, 2018). Respecto a dichos aspectos negativos, los celos románticos han sido el indicador inicial en esta línea de investigación (Muise, Christofides, & Desmarais, 2009).

Los celos románticos se han definido como una situación caracterizada por una posible pérdida del ser amado, ante un rival real o imaginario (Hupka, 1981), y dentro de los celos existen sentimientos de tristeza sobre el posible éxito del rival, lo cual genera vergüenza por la posible pérdida, temor de perder la

relación favorable, así como hostilidad, resentimiento y suspicacia hacia la pareja o el rival (Reidl, 2005), asimismo tiene elementos como el enojo, el dolor, la necesidad de poseer, la desconfianza y la intriga hacia la pareja (Rivera-Aragón, Díaz-Loving, Flores, Montero, & Mendez, 2017).

El estudio de los celos románticos es un aspecto de interés ya que se ha encontrado que están relacionados con sentimientos de depresión, ansiedad, enojo y baja autoestima (Zandbergen & Brown, 2015), asimismo se ha reportado que situaciones de celos románticos pueden terminar en violencia y consecuencias fatales (Harris, 2003). Por lo anterior, se vuelve importante contar con instrumentos de medición confiables y válidos sobre los celos románticos.

Existe un gran número de instrumentos para medir los celos con distinta extensión y alcances en sus formatos: desde indicadores en escalas más amplias sobre la relación de pareja y cuestionarios desarrollados *ad hoc*, hasta escalas psicométricas multidimensionales (Martínez-León, Peña, Salazar, García, & Sierra, 2017). Algunas de las escalas para medir celos más conocidas son:

La Escala de Celos de Tipton, Benedictson, Mahoney, y Hartnett (1978) que mide celos basada en la conceptualización de personas propensas a sentirlos, con 31 reactivos con cinco opciones de respuesta tipo Likert de “Muy en desacuerdo” a “Muy de acuerdo”, organizados en cinco factores que explican el 74.3% de la varianza: Necesidad de fidelidad o Necesidad de intimidad, Irritabilidad, Autoconfidencia y Envidia.

La Escala de Autorreporte de Celos (Bringle, Roach, Andler, & Evenbeck, 1979) que mide la tendencia a ponerte celoso en una variedad de situaciones, en celos románticos y no románticos con 20 reactivos tipo Likert con nueve opciones de respuesta de “Nada celoso” a “Extremadamente celoso”.

La Escala Interpersonal de Celos (Mathes & Severa, 1981) que mide los celos románticos con 28 reactivos tipo Likert con nueve opciones de respuesta de “Totalmente falso” a “Totalmente cierto”, organizados en seis factores: susceptibilidad a las amenazas relacionadas con la infidelidad de la pareja, una pareja poco confiable, Parejas antiguas de la pareja, Indiferencia de la pareja, Amigos del sexo opuesto de la pareja y una consistencia interna $\alpha = 0.92$.

La Escala de Anticipación Sexual de Celos (Buunk, 1987) que evalúa las respuestas negativas anticipadas ante una variedad de posibles conductas, íntimas y sexuales, de la pareja con un posible tercero con tres factores Celos Ansiosos, Celos Reactivos y Celos Posesivos.

Escala de Celos (Reidl, 2005) que mide celos mediante viñetas o pequeñas historias para que el participante conteste sobre lo que creen que el protagonista siente con dicha vivencia, con 12 viñetas de celos románticos y relacionales, unidimensional por cada tipo de celos con una consistencia interna de $\alpha = 0.83$.

Escala Multidimensional de Celos (EMUCE; Rivera-Aragón, et al., 2017) mide celos románticos con 113 reactivos tipo Likert de 5 puntos de “Totalmente en desacuerdo” a “Totalmente de acuerdo”, organizados en 12 factores divididos en dos dimensiones: Emociones y sentimientos conformada por los primeros seis factores respuestas emocionales generadas por celos, enojo, actitud negativa, dolor, control y temor; y Cogniciones y estilos compuesta por obsesión por la pareja, suspicacia e intriga, confianza/desconfianza, confianza, frustración y desconfianza con una consistencia interna total de $\alpha = 0.95$.

Respecto a la medición de los celos en las redes sociales en línea, el estudio pionero es el desarrollado por Muise et al. (2009), en dicho estudio se analiza la presencia de los celos ante las características de la red social en línea *Facebook*. Estos autores desarrollaron una escala para medir celos: “*The Facebook Jealousy Scale*”, dicha escala ha sido utilizada como la base principal para medir dicho constructo en las redes sociales y en investigaciones que analizan otras redes sociales únicamente se cambia el nombre de *Facebook* por el de la red social en línea a evaluar.

La escala “*The Facebook Jealousy Scale*” está constituida por 27 reactivos con formato de respuesta tipo Likert de siete puntos que van desde (1 muy improbable a 7 muy probable), cuenta con un alfa de Cronbach de 0.96 y se menciona que se realizó un análisis factorial exploratorio que arrojó una solución unifactorial con un 47.0% de varianza explicado.

A lo largo de estos últimos años han ido surgiendo nuevas redes sociales con una gran cantidad de influencia en la sociedad, tal es el caso de *WhatsApp*, red social que de acuerdo con *Pew Research Center* (2018) es la segunda más utilizada por latinoamericanos superada únicamente por *Facebook*, sin embargo, en comparación con *Facebook* la cantidad de investigaciones realizadas considerando implicaciones psicológicas de *WhatsApp* es muy poca, en ese sentido, con el paso del tiempo se han ido realizando una gran cantidad de modificaciones en redes como *Facebook*, por lo que es necesario el contar con un instrumento que considere las características y funciones actuales de las redes sociales en línea.

Considerando la información presentada, el propósito de esta investigación fue desarrollar un instrumento que tome en cuenta las novedades de las redes sociales en línea, así como algunos postulados teóricos de celos como los propuestos por Bringle (1991) que se refieren a aspectos situacionales de celos generados por la sospecha de un posible rival, sin necesariamente implicar una transgresión real de la pareja; y los propuestos por Buunk (1987) que se refieren a aspectos disposicionales de celos ansiosos y posesivos; asimismo se buscó evidencia de que los reactivos no tuvieran un funcionamiento diferencial por sexo ya que se han encontrado diferencias en el nivel o magnitud de los celos experimentados y en los factores desencadenantes (McAndrew, Shah, & McAndrew, 2013).

Método

Para el análisis psicométrico de la escala se realizaron dos estudios, el primero para efectuar un análisis factorial exploratorio y el segundo para realizar un análisis factorial confirmatorio y una prueba de invarianza factorial por sexo.

Primer estudio

Participantes

Se realizó un muestreo no probabilístico por cuota, participaron 300 personas de entre 18 y 35 años ($M=25.81$; $DE=4.18$), 159 mujeres y 141 hombres, el 88.7% se encontraba en una relación, mientras que el 11.3% no, el 64.7% reportó estar soltero, el 16.3% en unión libre, el 10.7% casado y el 8.3 en otro tipo de estado civil. El muestreo se realizó con base en la propuesta de al menos 300 participantes para análisis factorial exploratorio y al menos cinco participantes por reactivo (Worthington & Whittaker, 2006).

Instrumento

Se aplicó la primera versión de la Escala de Celos en Facebook y WhatsApp, la cual se desarrolló a partir de los indicadores obtenido del estudio exploratorio de Montes-Domínguez, Rivera-Aragón, Flores, Díaz-Loving y Velasco (2023). Esta escala tiene 46 reactivos con un formato de respuesta tipo Likert con cinco opciones de respuesta: totalmente en desacuerdo, desacuerdo, ni de acuerdo ni en desacuerdo, de acuerdo, totalmente de acuerdo.

Procedimiento

El instrumento se presentó a través de la plataforma *Google Forms* y se aplicó de manera electrónica a través de las redes sociales en línea como *Facebook* y *WhatsApp*, el formato se compartió mediante grupos de interés en dichas plataformas, en la plataforma se explicó la finalidad del estudio, posteriormente se obtuvo su consentimiento siguiendo las normas éticas de la *American Psychological Association* (APA, 2017), en las que se les explicó en lo que consistía su participación, que debía ser voluntaria, que la información que contestaran sería únicamente con fines estadísticos, confidencial y anónima, que no tenía riesgos y que podían dejar de contestar en cualquier momento que lo decidieran sin ningún problema o consecuencia.

Análisis estadístico

Se consideró la propuesta de Edwards y Wirth (2009) la cual consistió en un análisis de distribución y frecuencia de las opciones de respuestas de los reactivos, un análisis de discriminación de reactivos (a través de prueba *t* de *student*), un análisis de consistencia interna de Alfa de Cronbach y un análisis para obtener evidencia de validez basada en la estructura interna de la prueba mediante un análisis factorial exploratorio de extracción de mínimos cuadrados simples con rotación oblicua.

Resultados

Para conocer la distribución se hizo un análisis de frecuencias de las respuestas para cada uno de los reactivos y también se calcularon el coeficiente de asimetría, la curtosis, la prueba de normalidad univariada de Anderson Darling, adecuada para realizar pruebas de normalidad en muestras pequeñas entre los 50 y 500 participantes (Saculanggan & Amor, 2013) y la prueba de normalidad multivariada de Henze-Zirkler ($HZ= 2.72$, $p<.01^{**}$), adecuada para detectar alejamientos de la normalidad en muestras pequeñas a medianas (Farrell, Salibian-Barrera, & Naczki, 2007). Los resultados de estos análisis mostraron que ni individualmente ni en su conjunto los reactivos se distribuyen normalmente, lo que se consideró para los análisis subsecuentes, en ese sentido, todos los reactivos se conservaron por tener el mismo tipo de distribución.

Para verificar la pertinencia de realizar un análisis factorial, se calculó la medida de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = .96$) que indica que la muestra fue de tamaño suficiente, y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 (406) = 6701.25$, $p < .01$) que indica que la matriz de correlaciones de la que partía era adecuada.

Para la discriminación y validez de constructo, se hizo un análisis factorial exploratorio con extracción de mínimos cuadrados simples con rotación oblicua, se eligió este método de extracción debido a que no se basa en el supuesto de normalidad y el tipo de rotación,

porque es más preciso y provee más información que las rotaciones ortogonales (Schmitt, 2011). Se eliminaron los reactivos que no tuvieran cargas factoriales mayores a 0.40 que es lo recomendado para que la escala sea estable (Fabrigar, MacCallum, Wegener, & Strahan, 1999) y, los que tuvieron cargas mayores a 0.40 y se repetían en algún factor se eliminaron, con lo que se llegó a una estructura conformada por 25 reactivos organizados en cuatro factores que explican el 69% de la varianza. Las cargas factoriales mayores a 0.40 son una evidencia de la discriminación de los reactivos, ya que demuestran que existe una buena relación con la variable latente que los explica (Edwards & Wirth, 2009).

La confiabilidad total y por factor fue adecuada al tener valores superiores a .90 de Alfa de Cronbach en todos los casos (ver Tabla 1).

El primer factor celos reactivos ante personas del sexo opuesto se refiere a la expresión de celos que surgen ante la interacción de la pareja cuando interactúa con personas del sexo opuesto que son rivales potenciales.

El segundo factor celos reactivos ante la expareja se refiere a los celos que surgen cuando la pareja interactúa con su expareja que se considera un posible rival.

El tercer factor celos posesivos se refiere a la necesidad de poseer a la pareja debida a los celos y el cuarto factor celos ansiosos se refiere a la sensación de miedo y preocupación que da perder a la pareja a causa de los celos.

Segundo estudio

Participantes

Se realizó un muestreo no probabilístico por cuota, participaron 300 personas de entre 18 y 35 años ($M=24.71$; $DE=4.47$), 159 mujeres y 141 hombres, el 84.9% se encontraba en una relación mientras que el 15.1% no, el 70% reportó estar soltero, el 14% en unión libre, el 6.3% casado y el 9.7% en otro tipo de estado civil. El tamaño de la muestra se determinó por medio de un análisis de potencia estadística calculado para RMSEA considerando una potencia estadística de .80 y una probabilidad de cometer el error tipo

uno de .05, lo que dio como resultado al menos 268 participantes y se agregaron 32 casos de reemplazo a priori (MacCallum, Browne, & Sugawara, 1996).

Instrumento

Se aplicó la primera versión de la Escala de Celos en *Facebook* y *WhatsApp*, la cual constó de 46 reactivos con un formato de respuesta tipo Likert con cinco opciones de respuesta: totalmente en desacuerdo, desacuerdo, ni de acuerdo ni en desacuerdo, de acuerdo, totalmente de acuerdo. Se aplicó la misma versión del primer estudio con la finalidad de que todos los participantes respondieran a la misma escala y que los resultados reflejaran la relación entre los reactivos y las variables latentes que los explican en vez de la idiosincrasia particular de una muestra (Fabrigar, et al., 1999).

Procedimiento

El instrumento se presentó a través de la plataforma *Google Forms* y se aplicó de manera electrónica a través de las redes sociales en línea como lo son *Facebook* y *WhatsApp*, el formato se compartió mediante grupos de interés en dichas plataformas y dicho instrumento incluyó los criterios éticos de consentimiento, confidencialidad y anonimato.

Análisis estadístico

Se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio de Mínimos Cuadrados No Ponderados Robustos, método de estimación seleccionado por la falta de normalidad en los datos (West, Taylor, & Wu, 2012) y se probaron tres modelos comparativos especificados de la siguiente manera: un modelo unidimensional que agrupaba todos los reactivos en una sola dimensión, un modelo basado en la propuesta teórica de Bringle (1991) y Buunk (1997) con tres factores y un modelo proveniente del análisis factorial exploratorio con cuatro factores para explicar los reactivos.

Tabla 1

Resultados del Análisis Factorial Exploratorio y confiabilidad de la Escala de Celos en Facebook y WhatsApp

Reactivo	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Comunalidad
c42. Si mi pareja publica estados con otras personas del sexo opuesto en WhatsApp me dan celos	0.86	-0.03	0.05	-0.03	0.73
c5. Siento inseguridad si mi pareja interactúa con otras personas del sexo opuesto en Facebook	0.83	-0.01	-0.01	0.07	0.73
c20. Me pongo celoso(a) si mi pareja publica en la biografía de alguien del sexo opuesto	0.80	0.01	0.07	-0.02	0.71
c15. Si mi pareja agrega a una persona del sexo opuesto a Facebook me dan celos	0.75	0.04	0.15	-0.07	0.73
c16. He sentido celos al ver a mi pareja en fotografías con otras personas del sexo opuesto	0.72	0.11	-0.06	0.05	0.71
c17. Si mi pareja interactúa con personas del sexo opuesto que no conozco me da inseguridad	0.72	0.00	0.09	0.07	0.62
c31. Si mi pareja reacciona mucho a las publicaciones de otra persona del sexo opuesto me dan celos	0.67	0.10	-0.08	0.20	0.68
c41. Si mi pareja se comunica con su expareja por WhatsApp me dan celos	0.01	0.92	-0.03	-0.02	0.81
c4. Siento inseguridad si mi pareja interactúa con su expareja en Facebook	-0.06	0.91	0.06	0.00	0.82
c2. Si mi pareja etiqueta a su expareja en Facebook me dan celos	0.09	0.86	-0.04	-0.02	0.78
c1. Si mi pareja agrega a su expareja en Facebook me dan celos	0.00	0.85	0.02	0.05	0.8
c6. Siento inseguridad si a mi pareja le comenta su expareja en las fotografías	0.11	0.75	0.01	0.05	0.73
c3. Le he pedido a mi pareja que borre a sus exparejas de Facebook	-0.17	0.48	0.29	0.08	0.37
c45. Siento inseguridad si mi pareja quita “la última conexión” en WhatsApp	0.05	0.03	0.80	-0.04	0.7
c39. Siento inseguridad si mi pareja tiene desactivadas las palomitas azules	-0.04	0.06	0.79	-0.02	0.7
c40. Si mi pareja está en línea y no responde nuestra conversación me dan celos	0.00	0.04	0.73	0.16	0.71
c37. Si mi pareja está en línea en WhatsApp y no está hablando conmigo me genera inseguridad	0.14	-0.02	0.72	0.08	0.66
c36. Si mi pareja está en línea en WhatsApp y no está hablando conmigo me dan celos	0.17	0.02	0.69	0.04	0.61
c30. Si mi pareja no tiene pública nuestra relación en Facebook me genera inseguridad	0.07	0.09	0.45	0.03	0.68
c35. Desconfío de las conversaciones que tiene mi pareja en WhatsApp	0.08	0.01	-0.04	0.80	0.61
c33. He sentido celos debido a la interacción de mi pareja con otros en WhatsApp	0.04	0.04	-0.01	0.80	0.75
c44. Me he preocupado de que mi pareja me engañe con alguien más a través de WhatsApp	0.00	0.08	-0.02	0.80	0.74
c34. He sentido inseguridad debido a la interacción de mi pareja con otros en WhatsApp	0.04	0.02	0.05	0.73	0.74
c46. He tenido conflictos con mi pareja debido a su actividad en WhatsApp	-0.05	-0.11	0.22	0.72	0.34

Tabla 1. Continúa

Reactivo	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Comunalidad
	F1	F2	F3	F4	
F1. Celos reactivos ante personas del sexo opuesto	1				
F2. Celos reactivos ante la expareja	.62	1			
F3. Celos posesivos	.70	.51	1		
F4. Celos ansiosos	.70	.53	.62	1	
Autovalor o Eigen	4.82	4.35	3.75	3.56	
% de varianza explicada	20%	18%	16%	15%	
% de varianza acumulada	20%	38%	54%	69%	
Alfa de Cronbach	.94	.93	.91	.91	TOTAL .96

La identificación de los modelos se basó en establecer la carga factorial del primer reactivo como 1 para definir la métrica de la variable latente (Kenny & Milan, 2012) con el *software* R y el paquete Lavaan (Rosseel, 2012).

Posteriormente se hizo una prueba de invarianza factorial de medición por sexo, con la finalidad de asegurar que al comparar por sexo usando la escala los cambios se deban al nivel de la variable latente y no a un sesgo en la medición. Para hacerlo se siguió el procedimiento propuesto por Milsap y Olivera-Aguilar (2012), que consiste en evaluar cuatro modelos anidados, cada uno más restrictivo que el anterior.

Resultados

Para evaluar el ajuste global de los modelos se utilizaron tres índices de bondad de ajuste: Chi cuadrada normada, dividida por los grados de libertad (debería ser menor a 3.00), anteriormente se buscaba una probabilidad no significativa, pero se ha dejado de hacer por la hipersensibilidad al tamaño de la muestra (La Du & Tanaka, 1989). Índice de ajuste comparativo de Bentler CFI (los valores de CFI deben ser ≥ 0.90). Y raíz cuadrada media del error de aproximación RMSEA (los valores de RMSEA deben ser ≤ 0.08).

Los resultados mostraron que tanto el modelo unidimensional como el de tres dimensiones basadas en la teoría mostraron falta de ajuste global para explicar los datos, mientras que el modelo con cuatro

dimensiones producto del análisis factorial exploratorio mostró adecuado ajuste en todos los índices (ver Tabla 2, Figura 1).

Al igual que en el análisis exploratorio se conservaron los mismos factores: El primer factor celos reactivos ante personas del sexo opuesto se refiere a la expresión de celos que surgen ante la interacción de la pareja cuando interactúa con personas del sexo opuesto que son rivales potenciales. El segundo factor Celos reactivos ante la expareja se refiere a los celos que surgen cuando la pareja interactúa con su expareja que se considera un posible rival. El tercer factor celos posesivos se refiere a la necesidad de poseer a la pareja debida a los celos y el cuarto factor Celos ansiosos se refiere a la sensación de miedo y preocupación que da perder a la pareja a causa de los celos.

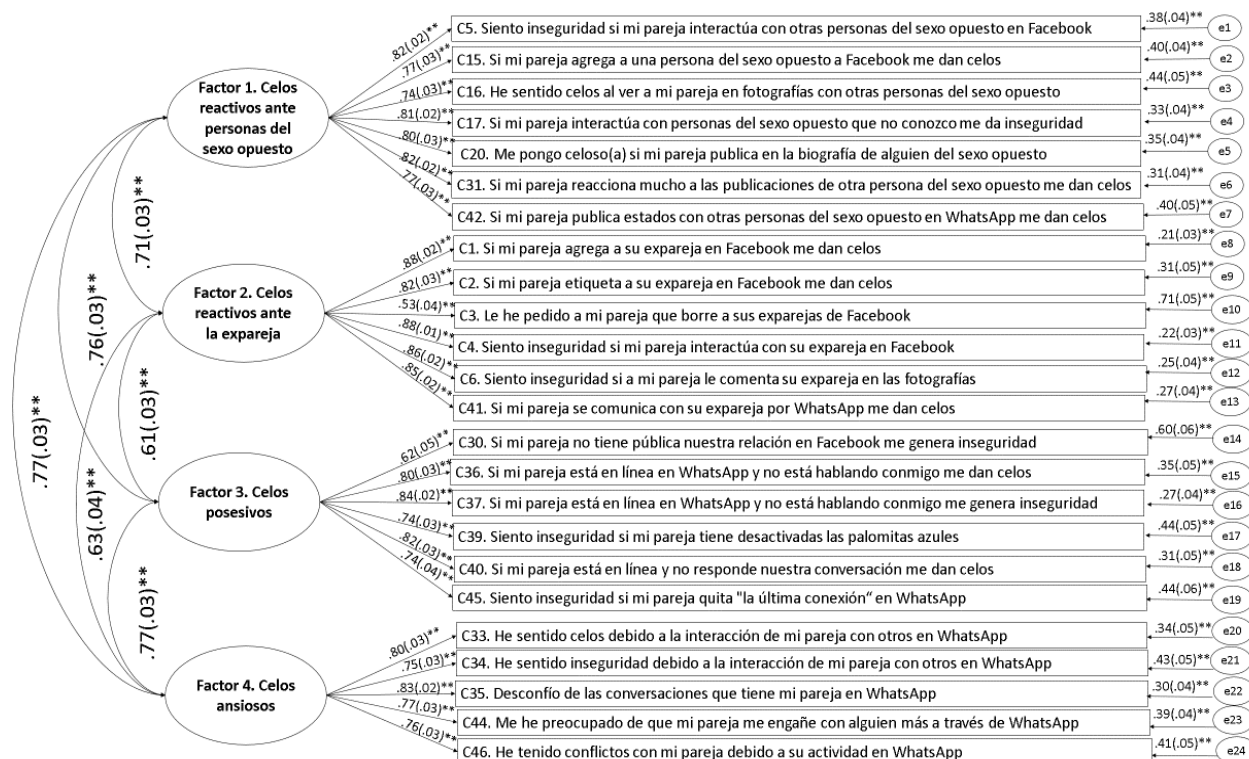
Prueba de invarianza factorial por sexo

Primeramente, se probó el ajuste de la configuración teniendo en cuenta que la estructura factorial fuera la misma para los grupos. Posteriormente, se consideró la invarianza métrica o débil (en la que las cargas factoriales se restringen a igualdad), luego se evaluó el modelo con invarianza fuerte (en el que las cargas factoriales y los interceptos se restringen a igualdad), y finalmente un modelo de invarianza estricta (en el que las cargas factoriales, los interceptos y las varianzas únicas de los reactivos se restringieron a igualdad)

Tabla 2
Índices de Ajuste para el Análisis Factorial Confirmatorio de los modelos

Modelo	X ²	p	X ² /gl	CFI	RMSEA	IC 90%
Unidimensional	X ² (275) = 1109.85	p<0.01 **	4.03	0.66	0.10	[0.09,0.10]
Tres dimensiones	X ² (272) = 788.16	p<0.01 **	2.89	0.81	0.08	[0,07,0.08]
Cuatro dimensiones análisis exploratorio	X ² (246) = 433.99	p<0.01 **	1.74	0.99	0.04	[0,04,0.05]

Nota: **p<.01



[X²(246) = 433.99, p=0.01; CFI= 0.99, RMSEA= 0.05, IC 90% [0.04, 0.05], PCLOSE= 0.50]

Figura 1. Solución estandarizada del análisis factorial confirmatorio, con estimación de mínimos cuadrados no ponderados robustos, de la Escala de Celos en Facebook y WhatsApp

y se comparó el ajuste de los modelos. Si no se obtiene una diferencia significativa en la chi cuadrada, ni cambios mayores de .01 en el CFI, se considera que existe invarianza (Kline, 2016). Si se obtiene una invarianza estricta, los cambios resultan de la variable latente y no de un sesgo en la medición (DeShon, 2004).

Los resultados muestran que existe invarianza factorial fuerte, ya que no se encontraron diferencias

significativas en el ajuste de los modelos anidados, pero no hay invarianza estricta, por lo que se probó un modelo de invarianza estricta parcial, en el que se permitió estimar libremente para cada grupo la varianza residual del reactivo C3, que se identificó como con falta de ajuste local mediante índices de modificación y se encontró que no hay diferencia en el ajuste con el modelo de invarianza fuerte (ver Tabla 3).

Tabla 3
Prueba de diferencia de la χ^2 en los modelos

Modelo	χ^2	gl	$\Delta\chi^2$	Δgl	p	CFI	ΔCFI
Configuración	769.61	538	-	-	-	0.99	-
Métrica	1076.19	559	26.297	21	.19	0.99	0
Fuerte	1084.8	580	12.67	21	.91	0.99	0
Estricta	1180.6	605	43.22	25	.01**	0.99	0
Estricta parcial sin el reactivo 3	1155	604	34.634	24	.07	0.99	0
Medias	1337.8	608	24.328	4	<.01**	0.99	0

Discusión

El propósito principal de la investigación se cumplió ya que se obtuvo una escala para medir celos románticos en *Facebook* y *WhatsApp*, el instrumento quedó conformado por 24 reactivos organizados en cuatro factores, con una alta confiabilidad por consistencia interna (Alfa de Cronbach =.96) y cuenta con invarianza estricta parcial en la medición entre hombres y mujeres.

El que el instrumento sea multidimensional es congruente con lo encontrado por Mathes y Severa (1981) y con el estudio realizado en población mexicana de Rivera et al. (2017), quienes encontraron que los celos son un constructo que se compone de distintos factores. En ese sentido, la escala es congruente con los postulados teóricos en los que se basó, ya que se obtuvieron dos factores de celos por sospecha consistentes en la propuesta de Bringle (1991) y dos factores consistentes con Buunk (1987), celos ansiosos y celos posesivos.

El primer factor de celos por sospecha ante personas del sexo opuesto se refiere a situaciones en *Facebook* y *WhatsApp* que generan celos cuando la pareja interactúa con personas del sexo opuesto considerando aspectos como fotografías, publicaciones y reacciones; el que se incluyan las fotografías concuerda con lo encontrado por Muscanell, Guadagno y Murphy (2013), las publicaciones, coincide con el trabajo de Muise et al. (2009) y las reacciones, se hace referencia a nuevas características de las redes sociales que antes no existían.

El segundo factor de celos por sospecha ante la expareja se define como las situaciones en *Facebook* y *WhatsApp* que producen celos cuando la pareja interactúa con alguna expareja, y considera el hecho de agregar a esa persona en la red social, comunicarse con ella, etiquetarse y comentar fotografías; que existan celos por sospecha ante la expareja es consistente con los postulados de Sheets, Friendendall y Claypool (1997) y la investigación de Muise et al. (2009).

El tercer factor sobre celos ansiosos hace referencia a características disposicionales donde se manifiestan celos ante las actividades e interacciones en las redes sociales, este factor puede considerarse una tendencia general de la persona y está enfocado específicamente a *WhatsApp*, el que sea específico a dicha red, se puede deber a desconocer las personas con las que la pareja tiene contacto, ya que crea incertidumbre de con quién o quiénes está interactuando con la pareja.

El cuarto y último factor trata sobre celos posesivos, el cual se refiere a sentir celos cuando la pareja no otorga atención exclusiva o trata de ocultar el estatus de la relación, este factor es congruente con Rivera et al. (2017) que menciona que en los celos se tiene la necesidad de poseer a la pareja.

Un aspecto enriquecedor respecto al estudio de los celos románticos es que el presente estudio se realizó con dos muestras, una para analizar exploratoriamente el constructo y otra para analizarlo confirmatoriamente, esto es adecuado porque garantiza que la configuración del instrumento se debe a la naturaleza del constructo y no a la idiosincrasia de la muestra (MacCallum, Roznowski, & Necowitz, 1992).

En ese sentido, el uso del método de estimación Mínimos Cuadrados No Ponderados Robustos fue muy pertinente ya que de esta manera el análisis se realiza sin romper ningún supuesto de normalidad multivariada o de suponer datos de intervalo, como lo hacen otros métodos de estimación (West, Taylor, & Wu, 2012).

Respecto al objetivo de probar si existe un funcionamiento diferencial de los reactivos entre hombres y mujeres se encontró que el instrumento cuenta con invarianza estricta parcial de medición, esto significa que el reactivo tres “Le he pedido a mi pareja que borre a sus exparejas de Facebook” tiene una mayor cantidad de varianza residual en mujeres que en hombres, es decir, se encuentra asociado con elementos distintos al factor que lo explica para las mujeres pero no en los hombres, por lo que se recomienda eliminarlo cuando la escala sea utilizada para comparar el nivel de celos por sexo. Al hacer eso se garantiza que las diferencias en las comparaciones se deben a la variable latente y no a una medición sesgada del constructo.

Esta escala puede utilizarse para investigaciones en las que se relacione el uso de las redes sociales en línea con emociones y comportamientos asociados con la relación de pareja, ya que en la literatura se reporta que los celos manifestados en las relaciones sociales en línea se asocian con ciber acoso (Daspe, et al., 2018; Strawhun, et al., 2013), violencia cibernética de pareja y de género (Jaen-Cortés, Rivera-Aragón, Reidl-Martínez, & García-Méndez, 2017; Watkins, et al., 2018), insatisfacción de pareja (Abbasi et al., 2019), entre otros aspectos negativos.

Limitaciones

Algunas de las limitaciones de la escala es que no cuenta con criterios de confiabilidad temporal, ya que no se realizó ninguna prueba de este tipo, asimismo no se realizaron análisis para conseguir evidencias de validez de criterio, convergente ni discriminante. Se recomienda que, para futuras investigaciones, aunado a los análisis empleados en este estudio se complementen con más indicadores de confiabilidad y validez.

Referencias

- Abbasi, I. S. (2019). Social Media and Committed Relationships: What Factors Make Our Romantic Relationship Vulnerable? *Social Science Computer Review*, 37(3), 425–434. <https://doi.org/10.1177/0894439318770609>
- American Psychological Association APA. (2017). Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct. Recuperado de: <https://www.apa.org/ethics/code/index>
- Bringle, R. (1991). Psychosocial aspects of jealousy: A transactional model. In: P. Salovey et al. (Eds), *The psychology of jealousy and envy* (pp.103-131). New York: Guilford Press.
- Bringle, R. G., Roach, S., Andler, C., & Evenbeck, S. (1979). Measuring the intensity of jealous reactions. *Journal Supplement Abstract Service*, 1979(3), 256-286.
- Buunk, B. (1987). Conditions that promote break-ups as a consequence of extradyadic involvements, *Journal of Social and Clinical Psychology*, 5(3), 271-284. <https://doi.org/10.1521/jscp.1987.5.3.271>
- Buunk, B. P. (1997). Personality, birth order and attachment styles as related to various types of jealousy. *Personality and Individual Differences*, 23(6), 997–1006. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(97\)00136-0](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(97)00136-0)
- Daspe, M. E., Vaillancourt-Morel, M. P., Lussier, Y., Sabourin, S., & Ferron, A. (2017). When Pornography Use Feels Out of Control: The Moderation Effect of Relationship and Sexual Satisfaction. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 44. 00-00. <https://doi.org/10.1080/0092623X.2017.1405301>
- DeShon, R. P. (2004). Measures are not invariant across groups without error variance homogeneity. *Psychology Science*, 46(1), 137–149.
- Edwards, M. C., & Wirth, R. J. (2009). Measurement and the Study of Change. *Research in Human Development*, 6(2-3), 74–96. <https://doi.org/10.1080/15427600902911163>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4, 272–299. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>
- Farrell, P. J., Salibian-Barrera, M., & Naczk, K. (2007). On tests for multivariate normality and associated simulation studies. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 77(12), 1065–1080. <https://doi.org/10.1080/10629360600878449>
- Fox, J., & Moreland, J. J. (2015). The dark side of social networking sites: An exploration of the relational and psychological stressors associated with Facebook use and affordances. *Computers in Human Behavior*, 45, 168–176. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.11.083>

- Harris, C. (2003). A review of sex differences in sexual jealousy, including self-report data, psychophysiological responses, interpersonal violence, and morbid jealousy. *Personality and Social Psychology Review*, 7, 102-128. http://dx.doi.org/10.1207/S15327957PSPR0702_102-128
- Hupka, R. B. (1981). Cultural determinants of jealousy. *Alternative Lifestyles*, 4, 310-356. <https://doi.org/10.1007/BF01257943>
- Jaen-Cortés, C. I., Rivera-Aragón, S., Reidl-Martínez, L. M., & García-Méndez, M. (2017). Violencia de pareja a través de medios electrónicos en adolescentes mexicanos. *Acta de Investigación Psicológica*, 7(1), 2593-2605. <https://doi.org/10.1016/j.aippr.2017.01.001>
- Kline, R. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4ª ed.). New York, NY: The Guilford Press
- Kenny, D. A., & Milan, S. (2012). Identification: A nontechnical discussion of a technical issue. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 145-163). New York: Guilford Press.
- La Du, T. J., & Tanaka, J. S. (1989). Influence of sample size, estimation method, and model specification on goodness-of-fit assessments in structural equation models. *Journal of Applied Psychology*, 74(4), 625-635. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.74.4.625>
- MacCallum, R. C., Browne, M. W. & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130-149. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130>
- MacCallum, R. C., Roznowski, M., & Necowitz, L. B. (1992). Model modifications in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*, 111(3), 490-504. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.111.3.490>
- Martínez-León, N.M., Peña, J.J., Salazar, H., García, A., & Sierra, J.C. (2017). A systematic review of romantic jealousy in relationships. *Terapia Psicológica*, 35(2), 203-212. <http://dx.doi.org/10.4067/s0718-48082017000200203>
- Mathes, E.W., & Severa, N. (1981). Jealousy, romantic love and liking; theoretical considerations and preliminary scale development. *Psychological Reports*, 49(1), 23-31. <https://doi.org/10.2466/pr0.1981.49.1.23>
- McAndrew, F., Shah, S., & McAndrew, F. (2013). Sex differences in jealousy over Facebook activity. *Computers in Human Behavior*, 29, 2603-2606. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2013.06.030>
- Millsap, R. E., & Olivera-Aguilar, M. (2012). Investigating measurement invariance using confirmatory factor analysis. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 380-392). New York, NY: Guilford Press.
- Montes Domínguez, J. L., Rivera Aragón, S., Flores Galaz, M. M., Díaz Loving, R., & Velasco Rojano, A. E. (2023). Redes Semánticas Naturales de los Celos románticos en redes sociales en línea. *Informes Psicológicos*, 23(1), 66-82. <https://doi.org/10.18566/infpsic.v23n1a04>
- Muise, A., Christofides, E., & Desmarais, S. (2009). More information than you ever wanted: Does Facebook bring out the green-eyed monster of jealousy? *CyberPsychology & Behavior*, 12(4), 441-444. <https://doi.org/10.1089/cpb.2008.0263>
- Muscannell, N. L., Guadagno, R. E., Rice, L., & Murphy, S. (2013). Don't It Make My Brown Eyes Green? An Analysis of Facebook Use and Romantic Jealousy. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 16(4), 237-242. <https://doi.org/10.1089/cyber.2012.0411>
- Newsroom Facebook Company. (2023). Información de la empresa. [Historia sobre Facebook]. Recuperado de <https://about.fb.com/ltam/company-info/>
- Pew Research Center. (2019). Social media use in 2018. Recuperado de <http://www.pewinternet.org/2018/03/01/social-media-use-in-2018/>
- Reidl, L. (2005) Celos y envidia: emociones humanas, México: UNAM, Colección Posgrado.
- Rivera-Aragón, S., Díaz-Loving, R., Flores-Galaz, M.M., Montero, N., & Méndez, F. (2017). *Escala Multidimensional de Celos (EMUCE)*. En Rivera-Aragón, S., Díaz-Loving, R., Méndez, F., Jaen, C.I., García, M., Romero, A., Villanueva, G.B.T. (Eds.). *8 escalas: el lado negativo de las relaciones de pareja*. (pp. 17-42). México: Manual Moderno.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1 - 36. <http://dx.doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Saculinggan, M., & Balase, E. A. (2013). Empirical Power Comparison Of Goodness of Fit Tests for Normality In The Presence of Outliers. *Journal of Physics: Conference Series*, 435, 012041. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/435/1/012041>
- Schmitt, T. A. (2011). Current Methodological Considerations in Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 304-321. <https://doi.org/10.1177/0734282911406653>
- Sheets, V. L., Fredendall, L. L., & Claypool, H. M. (1997). Jealousy evocation, partner reassurance, and relationship stability: An exploration of the potential benefits of jealousy. *Evolution and Human Behavior*, 18(6), 387-402. [https://doi.org/10.1016/S1090-5138\(97\)00088-3](https://doi.org/10.1016/S1090-5138(97)00088-3)

- Strawhun, J., Adams, N., & Huss, M. T. (2013). The assessment of cyberstalking: an expanded examination including social networking, attachment, jealousy, and anger in relation to violence and abuse. *Violence and victims*, 28(4), 715-730. <https://doi.org/10.1891/0886-6708.11-00145>
- Tipton, R.M., Benedictson, C.S., Mohaney, J. y Hartnett J. (1978). Development of a scale for assessment of jealousy. *Psychological Reports*, 42(3), 1217-1218. <https://doi.org/10.2466/pr0.1978.42.3c.1217>
- The Competitive Intelligence Unit. (2020). De amor, sexo, encantos y desencantos en la red. Recuperado de <https://www.theciu.com/publicaciones-2/2020/2/14/de-amor-sexo-encantos-y-desencantos-en-la-red>
- Valenzuela, S., Halpern, D., & Katz, J. E. (2014). Social network sites, marriage well-being and divorce: Survey and state-level evidence from the United States. *Computers in Human Behavior*, 36, 94-101. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.03.034>
- Watkins, L. E., Maldonado, R., DiLillo, D. (2018). The Cyber Aggression in Relationships Scale: A New Multidimensional Measure of Technology-Based Intimate Partner Aggression. *Assessment*, 25(5), 608-626. <https://doi.org/10.1177/1073191116665696>
- West, S. G., Taylor, A. B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 209-231). New York, NY: Guilford.
- WhatsApp Inc. (2023). Información de la empresa. [Historia de WhatsApp]. Recuperado de <https://www.whatsapp.com/about/>
- Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale Development Research. *The Counseling Psychologist*, 34(6), 806-838. <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>
- Zandbergen, D. L., & Brown, S. G. (2015). Culture and gender differences in romantic jealousy. *Personality and Individual Differences*, 72, 122-127. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.08.035>



ORIGINAL

Online Training for Primary Care Staff: Skills development on the Mental Health Gap Action Programme (mhGAP) Intervention Guide ¹

Entrenamiento en línea para personal de atención primaria: Desarrollo de habilidades sobre la Guía de Intervención para Superar las Brechas en Salud Mental (mhGAP)

Violeta Félix Romero ^{a,2}, Ángel Eugenio Tovar ^a, Alejandra López Montoya ^a, Marco Antonio Flores Coronado ^a, Sandra Ivonne Ferrer Reyes ^a, Silvia Morales Chainé ^a, y Miguel Malo Serrano ^b

^aFacultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, México,

^bDepartment of Noncommunicable Diseases and Mental Health, Panamerican Health Organization (PAHO), México

Recibido 8 de diciembre de 2022; aceptado 9 de junio de 2023

Abstract

Developing effective learning strategies to strengthen mental health professionals' capacities and deliver evidence-based interventions in their communities is urgent. We developed and evaluated an online training program for the Intervention Guide for Mental, Neurological and Substance Use Disorders in Non-specialized Health Settings. Nine hundred and seventy-five health professionals in Mexico were enrolled in the training program, during the period of social distancing brought about by the COVID-19 pandemic. Participants completed a pre-post online evaluation strategy including Knowledge screening, assessment of Learning Activities, and performance in Programmed-Simulated cases to evaluate knowledge and skills for the assessment, management, and follow-up of Mental, Neurological and Substance Use Disorders. We found that participants improved their knowledge and skills from training on the mhGAP online course. Notably we observed these positive results regardless of sex, profession, institution, or social vulnerability rating of participants, suggesting that this is a relevant training program for primary care staff. These results contribute to the Mental Health Gap Action Programme and advance the use of online teaching and evaluation technologies in this field.

Keywords: Mental health; Online course development; Health professionals' training; Simulated patients

1 Funding: This research was supported by the Río Arronte Foundation (Grant No. SA-345) and by PAPIIT-UNAM (Grant no. IV300121).

2 Corresponding autor: Violeta Félix-Romero, Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, Av. Universidad 3000, 04510, Mexico City violeta.felix@psicologia.unam.mx

Resumen

El desarrollo de estrategias efectivas de aprendizaje para fortalecer las competencias de los profesionales de la salud mental y brindar intervenciones basadas en evidencia en sus comunidades es necesario. El objetivo del presente trabajo fue desarrollar y evaluar un programa de entrenamiento en línea para la Guía de Intervención en Trastornos Mentales, Neurológicos y por Uso de Sustancias en nivel de atención de salud no especializada. Participaron 975 profesionales de la salud mexicanos durante el período de distanciamiento social provocado por la pandemia de COVID-19. Los participantes completaron una evaluación previa y posterior que incluyó un cuestionario de conocimientos, actividades de aprendizaje y la ejecución en casos simulados programados para evaluar el conocimiento y las habilidades para la evaluación, el manejo y el seguimiento de los trastornos mentales, neurológicos y por uso de sustancias. Los resultados indicaron que los participantes mejoraron sus conocimientos y habilidades en función de su participación en el curso en línea, independientemente del sexo, la profesión, la institución o la vulnerabilidad social de los participantes, sugiriendo que se trata de un programa de formación relevante para el personal de atención primaria. Los resultados contribuyen al Programa de Acción para la Brecha de Salud Mental y promueven el uso de tecnologías de evaluación y enseñanza en línea en este campo.

Palabras clave: Salud mental; Desarrollo de cursos en línea; Formación de profesionales de la salud; Pacientes simulados

Developing effective learning strategies to strengthen mental health professionals' capacities and deliver evidence-based interventions in their communities is urgent (Merzel, 2023). Mental, neurological and substance use (MNS) disorders represent a significant burden of disability (from 19% to 34% in the Region of the Americas) for individuals and communities globally (Pan American Health Organization, 2018; World Health Organization, 2021). Despite the high prevalence of MNS disorders, it has been estimated that between 75% and 95% of people affected by these disorders do not get access to appropriate treatment (Pan American Health Organization, 2018), due to minimal availability of trained health professionals, among other factors. Notably, it is estimated that there are only 13 mental health workers for every 100,000 inhabitants worldwide (World Health Organization, 2021).

To tackle this challenging scenario, global efforts have been developed in recent years to train health professionals. The World Health Organization (2016) presented an updated version of the Intervention Guide for Mental, Neurological and Substance Use Disorders in Non-specialized Health Settings (mhGAP) 2.0, with the main objective of teaching

the assessment, management, and follow-up of priority MNS conditions through protocols for clinical decision-making. The application of the mhGAP Intervention Guide has been flexible according to regional needs and resources. For example, some studies have reported training of professionals with the complete guide composed of eight modules (Kokota et al., 2020), while others have prioritized depression disorders, psychoses, substance use, epilepsy and suicide, adapting the learning strategy to the needs of their social context (Siriwardhana et al., 2016).

The mhGAP Intervention Guide has been used to train, in a multidisciplinary perspective, social workers, nursing professionals (Iheanacho et al., 2014), medical doctors (Robles et al., 2019), medical assistants, students, research assistants and educators (Lasisi et al., 2017). In a recent review (Keynejad et al., 2018), most of the training programs referred in 33 studies lasted from two to three days in face-to-face models, and the strategies used mainly included verbal instruction, video tutorials, role-playing (Blanco-Vieira et al., 2017), seminars and discussions, and pre-post evaluations of knowledge and attitudes (Kokota et al., 2020).

Notably, due to the current social context brought about by the COVID-19 pandemic, several activities such as education programs, clinical interventions, and staff training, have been forced to move to on-line modalities. Moreover, the current times have promoted a fast technological development to extend the regional scope of training, education and evaluation through online and distance interactions without losing reliable measures of both knowledge and practical implementations (Walker et al., 2021). Considering the urgent need for developing effective training programs for health professionals to promote the acquisition of competences in primary care settings for reducing the gap in mental health care (Keynejad et al., 2021; Raj et al., 2021), the present work describes the development and effects of a massive training program in online modality for the mhGAP Intervention Guide, focused on knowledge and skills acquisition on assessment, management and follow-up procedures in non-specialized health professionals.

Methods

Participants

975 participants, all residents of Mexico, were recruited in a convenience sample through institutional invitations, as part of the National Training Program in Primary Care for Mental Health and Addiction (Programa Nacional de Capacitación en Salud Mental y Adicciones para Primer Nivel de Atención). Inclusion criteria for data analysis were that participants 1) completed the pre-post evaluation, 2) finished all the modules of the online course, and 3) indicated their sex, profession, and geographic region of residence. They had an average age of 38.43 years ($SD = 9.72$), 78.15% were female and 21.84% were male, and 51.79% were psychologists, 1.12% psychiatrists, 8.82% nurses, 17.53% physicians, 12.82% social workers, 1.12% students, 0.30% teachers, and 6.35% other.

Instruments

Knowledge Screening. We used a 24-item test from the mhGAP Training of Trainers and Supervisors (ToTS) Training Manual (World Health Organization, 2017) for the screening of knowledge about assessment, management, and follow-up procedures. The items were presented through a multiple-choice format and included questions on the main MNS conditions: Depression (3), Psychoses (3), Epilepsy (3), Child and Adolescent Mental and Behavioral Disorders (5), Dementia (4), Disorders due to Substance use (2), Suicide (1), Other Significant Mental Health Complaints (1), and Essential Care and Practice (2). Items are formulated to identify effective communication skills, clusters of symptoms, recommended treatments for the main MNS conditions, emergency case management, and follow-up.

Learning Activities. We developed a set of 11 interactive learning activities to reinforce information from each module of the mhGAP Guide: Essential Care and Practice with two learning activities, and one additional learning activity for each of the main conditions including Depression, Psychoses, Epilepsy, Child and Adolescent Mental and Behavioral Disorders, Dementia, Disorders due to Substance Use, Self-Harm/Suicide, Stress, and Other Significant Mental Health Complaints. Relevance of the content and its clarity were validated by four expert clinicians.

For the Essential Care and Practice module, the two interactive learning activities consisted of a five-item true/false questionnaire. Activity 1 required participants to observe a four-minute video of a clinical care session with a physician performing essential care practices. When the video was over, participants were asked to rate each statement true or false. Activity 2 was evaluated with five true/false statements about the same video, aimed at assessing communication skills. For the other nine modules, the interactive learning activity was a questionnaire of eight to 13 multiple-choice items about the characteristics of each disorder and its management. For these nine modules, the items evaluated identification

of symptoms related to each disorder, identification of the recommended psychoeducational messages for persons with those disorders, and identification of the main interventions and follow-up for each disorder.

Programmed-Simulated Cases. We designed an innovative online evaluation strategy based on branching scenarios to assess participants' decision-making during simulated interactions with persons with depression and substance use disorder. This strategy, implemented in Moodle®, simulated clinical interactions through short video clips. Each case was displayed as follows: the first screen presented a text vignette with general information about the person, including age, sex, educational level, occupation, marital status, and the main reason for consultation. A video then showed a person describing their situation, simulating a clinical care session. After this video, the participant was asked to decide among three forced options presented in text on the screen, and then another video was presented, which depended on the participant's choice. After each video, textual feedback scored the skill level as "correct," "partially correct," or "incorrect," with a detailed explanation of what was incorrect, as well as the expected response. We designed a total of ten short clips for each programmed simulated case to follow a logical sequence based on participants' responses.

The cases were designed by four expert clinicians and questions and possible answers were based on a review of typical cases of depression and alcohol abuse (Félix Romero et al., 2021). The cases were thus close to real primary care cases, providing ecological validity in the design of the interactions in the branching scenario. The items for both cases, including dialogue, questions, and forced choices, were validated by ten experts: three psychiatrists and seven psychologists, all with graduate degrees and with an average of 9.1 ($SD = 4.2$) years of experience in mental health care. They assessed the clarity and relevance of the items, and the adequacy and coherence of the response options, showing high interobserver agreement: 0.96 for the depression case and 0.92 for the substance use case.

We created this evaluation set to identify not just the general knowledge acquisition about effective communication skills, clusters of symptoms and recommended treatments for the main MNS conditions and emergency case management, but specific skills of participants to interact with persons with MNS conditions and to make decisions about the assessment, management and follow-up components of the mhGAP Intervention Guide.

Procedure

Participants were invited by their institutions as part of the *National Training Program in Primary Care for Mental Health and Addiction*, which aims to reduce the gap in mental health care through the training of non-specialized staff who are the first contact with the health system and have the possibility of managing MNS conditions. Participants who accepted the invitation were offered a certificate that attests the hours completed, the topic of the training and the training institutions.

Participants signed-up for the course using Google Forms® which asked for general information about their professional profile, institution, and contact information. Registration also included a written informed consent that explained the training objective, its duration, procedures, methodology and information about personal data confidentiality and management, emphasizing the voluntary nature of their participation, ensuring that quitting would not have repercussions on their jobs, and highlighting the benefits for their professional practice and skills. Once they completed the registration forms, they were enrolled in an online platform based on Moodle® for the training in the mhGAP Intervention Guide.

Each participant received a welcome letter with a personal ID and password, and the details and instructions to enter and use the platform. The welcome letter indicated the self-management nature of the course, the time availability of the course and a schedule to optimally organize study times. This

letter also specified the requirements to obtain the course certificate, such as to complete all the Learning Activities (including initial and final evaluations) and to obtain a grade equal or greater than eight in the range 0-10.

At the beginning of the online course, participants completed a pre-evaluation that consisted of Knowledge Screening and the two Programmed-Simulated case activities to evaluate their baseline knowledge and skills to perform the mhGAP procedures.

Once participants completed the pre-evaluation, they moved on to the ten self-managed modules that included the 11 Learning Activities above mentioned. The modules were organized as follows: 1. Essential Care and Practice, 2. Depression, 3. Psychoses, 4. Epilepsy, 5. Child and Adolescent Mental and Behavioral Disorders, 6. Dementia, 7. Disorders due to Substance Use, 8. Self-Harm/Suicide, 9. Stress, and 10. Other Significant Mental Health Complaints. These ten modules had the same design: each topic was theoretically developed through a detailed description of the main concepts and procedures in the assessment, management, and follow-up of each MNS condition. This information was presented using text, images, and supporting modeling videos. Additional specialized documents were also available in the platform to extend information on each topic. By the end of each module, participants were required to answer one of the learning activities above-mentioned, such as the true/false questionnaires to evaluate their level of knowledge on the reviewed MNS condition.

The mhGAP Intervention Guide online course was flexible in a way that allowed participants to complete all the modules or skip some of them, although they were encouraged to finish the course and they only received a certificate when completing the entire course. The decision to skip modules was individual and it was related to the participant's profiles, for example, those in the medical field might be more experienced in some disorders as compared to those from nursing or social work staff. Additionally, the fact that the course was part of their work activities could limit the available time to complete it and led the participants to prioritize some modules based on the perception of its usefulness in their professional practice.

At the end of the 10 learning modules, participants completed the final evaluation which comprised a set of three tests: a post-test of the Knowledge Screening and the two Programmed-Simulated cases. We gave the certificate to those who completed the Learning Activities and the pre-post evaluation and for those who did not finish the course, we offered to register them in a future edition.

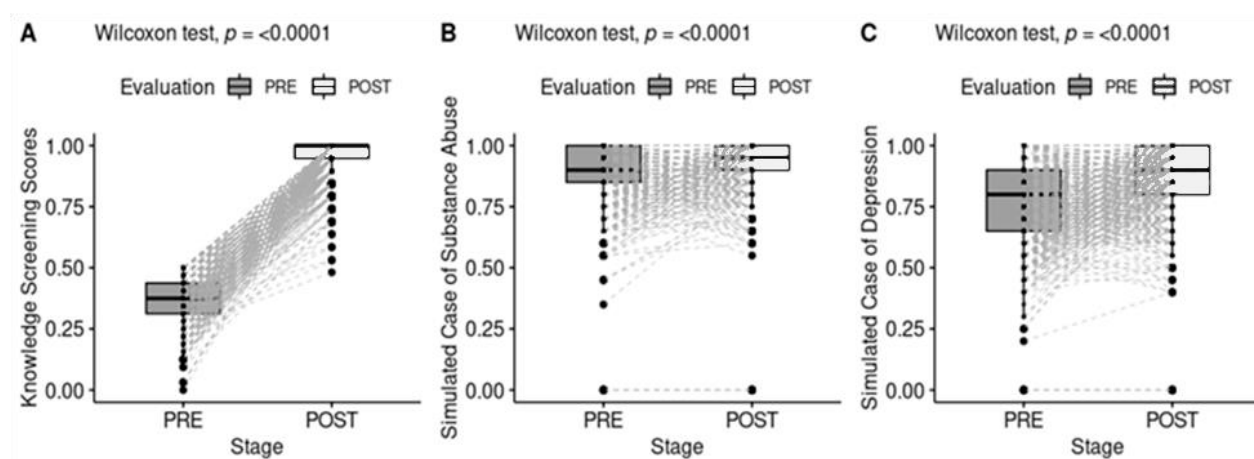
Results

The main objective of this study was to determine the effect of the Mental Health Gap Action Programme Intervention Guide online course on participants' knowledge and skills in the assessment, management, and follow-up of major mental, neurological, and substance use disorders. We divided the data analysis into two parts: 1) an evaluation of participants' level of knowledge and skills before and after the training, and 2) an analysis of the effectiveness of Programmed Simulated cases as a strategy to improve participants' skills, employing cluster analysis with machine learning and a logistic regression model.

Pre-Post Performance

The statistical analysis was performed with R 3.6.3 base functions (R Team, 2016), lme4 (Bates et al., 2015), and ggeffects (Lüdtke, 2018) specialized CRAN packages. We explored whether participants increased their knowledge and skills by comparing their scores before and after the mhGAP Guide online course with three variables corresponding to Knowledge Screening, a Programmed Simulated Case of Depression, and a Programmed Simulated Case of Substance Use Disorder.

To determine the degree of improvement in the Programmed Simulated Cases, two delta (Δ) variables were calculated for each participant for each case, equal to their post score minus their pre score. The scores were minmax rescaled to positive scores ranging from 0 to 1, where a score of 1 was given to the maximum performance improvement among participants and 0 to the minimum.



Note: $n = 975$. Each point corresponds to one participant; however, some participants' scores overlap

Figure 1. Performance Analysis for Knowledge Screening and Programmed Simulated Cases of Substance Use Disorder and Depression

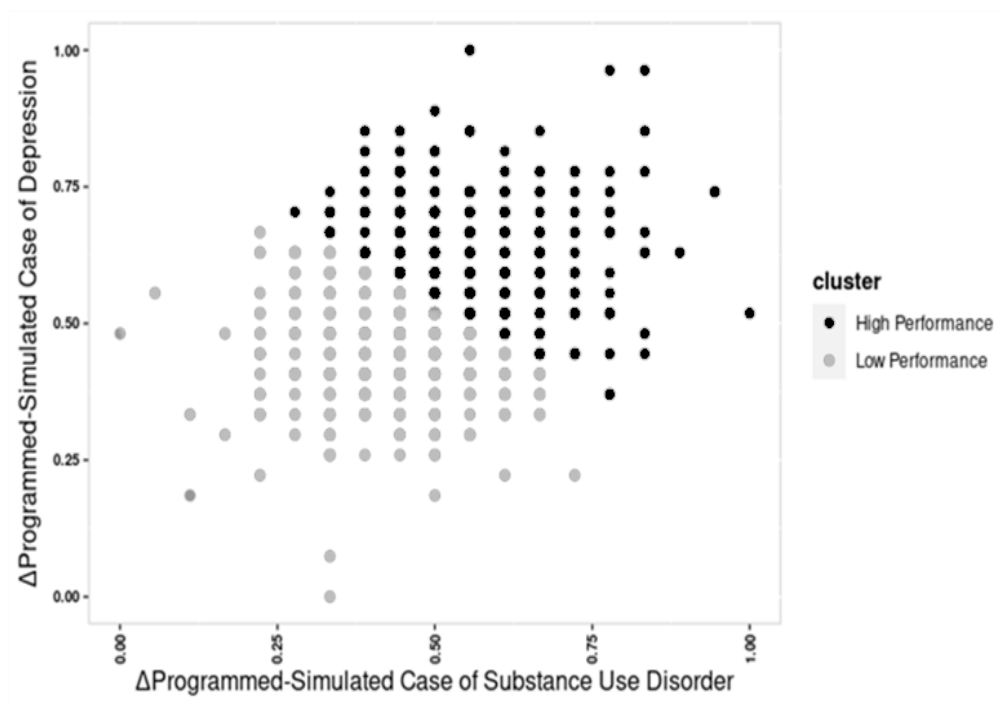
Because normal distributions could not be assumed for the pre and post scores due to a highly skewed pattern, we used a nonparametric Wilcoxon test to explore these differences (Figure 1). In all cases, the post scores were higher than the pre scores, indicating improvement in participants' knowledge and skills after completing the online course. The post knowledge screening score ($M = 0.95$, $SD = 0.06$) was found to be significantly higher ($W = 475800$, $p < 0.001$) than the pre knowledge screening score ($M = 0.36$, $SD = 0.09$). Comparably, the post score for the Programmed Simulated Case of depression ($M = 0.87$, $SD = 0.14$) was significantly higher ($W = 49000$, $p < 0.001$) than the pre score ($M = 0.76$, $SD = 0.16$), and the post score for the case of substance use disorder ($M = 0.92$, $SD = 0.011$) was also significantly higher ($W = 67846.5$, $p < 0.001$) than the pre score ($M = 0.89$, $SD = 0.12$).

Cluster Analysis of Performance on Programmed Simulated Cases

Given that our results suggested that the Programmed Simulated Cases were an effective tool for training professionals in assessment, management,

and follow-up of depression and substance use disorder, we further explored how this strategy helped improve participants' skills. We divided participants into two groups: those with greater improvements in the Programmed Simulated Cases, and those with lesser improvements. To do this, we created clusters of participants determined by their compound delta (Δ) scores from both cases. These compound Δ scores quantified the magnitude of improvement.

For this analysis, we first assumed Δ values from the Programmed Simulated Cases to be the Cartesian axes of Euclidean space. Then, we used an unsupervised machine learning algorithm (k-means) to cluster participants depending on their proximity to two major Gaussian grouping centers (i.e., centroids) of improvement (high and low). K-means randomly places as many centroids as needed within a multi-dimensional space. Then, the fit of the centroids is improved by so that the distance between each centroid and its surrounding data points (in this case, the compound Δ scores), is minimized. This let us draw a decision line to show which centroid group any new data point would belong to. To best identify the locations of the Gaussian centroids, we first assumed the existence of two improvement clusters: 1) greater



Note: n=975. Performance-based identification of participants after k-means clusterization of Δ Programmed-Simulated Cases

Figure 2. Cluster Plot of Participants by Performance in Programmed Simulated Cases: Δ Depression and Δ Substance Use Disorder

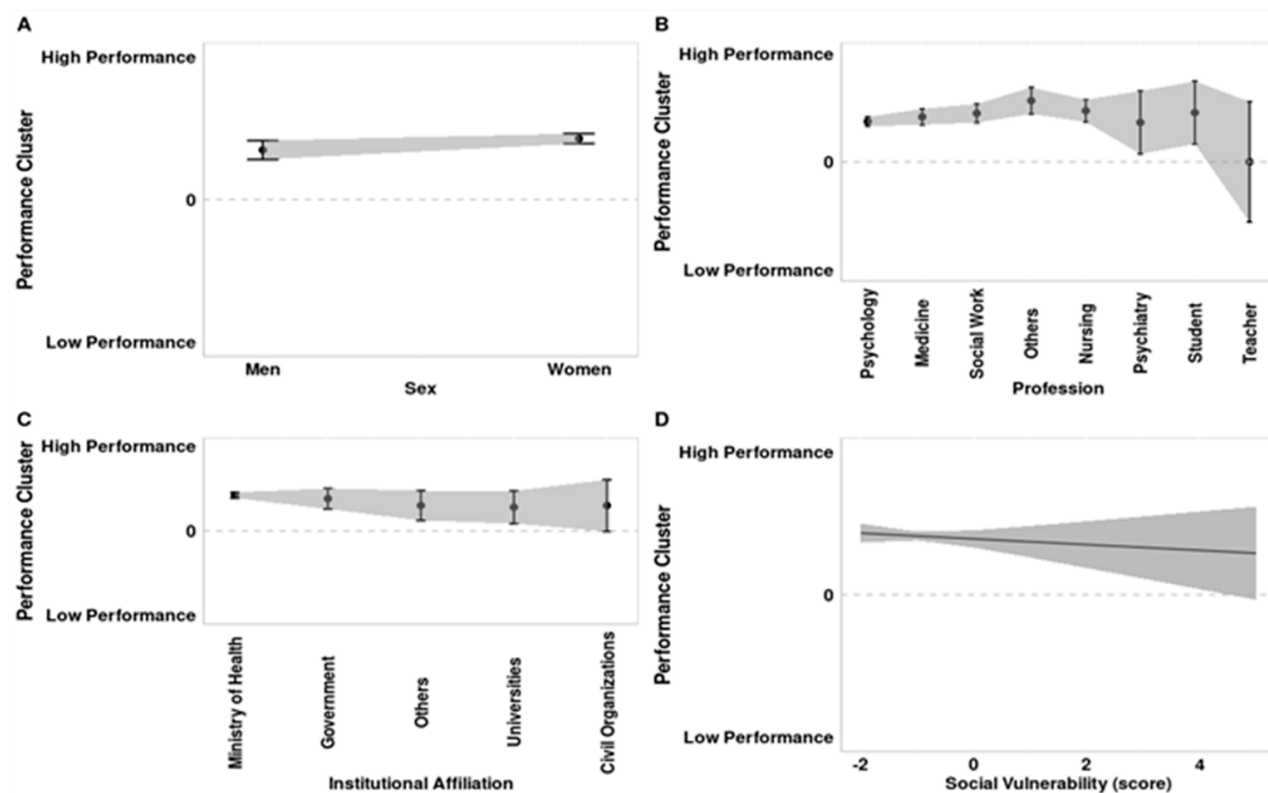
improvement and 2) lesser improvement. We then ran 50 simulations with randomly located centroids. In each simulation, cluster centers adjusted their location to fit all our data. The simulation that best fit the actual data was used to identify participants as higher or lower performers (Figure 2).

The cluster identity was then used as a dependent variable in logistic regression models to determine whether participants' sex, profession, institutional affiliation, or social vulnerability rating were predictors of their high or low performance (Figure 3).

A social vulnerability rating was calculated to explore the effect of socioeconomic inequality on the effectiveness of the mhGAP Guide online course. This variable was determined by the participants' self-reported residential postal code. Based on this information, we gave a continuous social vulnerability rating to each participant, as defined by the Mexican National Institute of Statistics and Geography (INEGI) for each region of the country. This rating

captures characteristics such as economic income, discrimination experienced, geographic segregation, and access to essential services.

The first characteristic on the alphabetical list was chosen as the intercept or level of comparison: "men" for sex, "nursing" for profession, and "civil organization" for institutional affiliation. For the analysis of social vulnerability, the intercept was defined as the lowest social vulnerability rating (-1.55). In all four cases, the logistic regression was corrected through Firth correction. We found no evidence for differential improvements as a consequence of sex (men $\beta_0 = 0.34$, $t=10.32$, $p<0.001$; women $\beta_1=0.08$, $t=2.11$, $p=0.03$), profession (nursery $\beta_0=0.47$, $t=8.96$, $p<0.001$; medicine $\beta_1=-0.05$, $t=-0.86$, $p=0.38$; others $\beta_1=0.09$, $t=1.14$, $p=0.25$; psychiatry $\beta_1=-0.1$, $t=-0.68$, $p=0.49$; psychology $\beta_1=-0.09$, $t=-1.73$, $p=0.08$; social work $\beta_1=-0.02$, $t=-0.33$, $p=0.73$; student $\beta_1=-0.01$, $t=-0.10$, $p=0.91$; and teacher $\beta_1=-0.47$, $t=-1.63$, $p=0.10$), institutional affiliation (civil organization



Note: $n=975$

Figure 3. Predictive Regressions of Participants' Performance by sex, profession, institutional affiliation and social vulnerability

$\beta_0=0.3$, $t=1.92$, $p=0.05$, government $\beta_1=0.08$, $t=0.48$, $p=0.62$; ministry of health $\beta_1=0.12$, $t=0.77$, $p=0.43$; others $\beta_1=0$, $t=0.0$, $p=1$; and universities $\beta_1=-0.02$, $t=-0.1$, $p=0.91$, or social vulnerability ratings (lowest social vulnerability $\beta_0=0.39$, $t=12.74$, $p<0.01$; highest social vulnerability $\beta_1=-0.02$, $t=-0.72$, $p=0.47$). However, we did find that as social vulnerability increased, so did the estimate variability, which suggests that participants with higher social vulnerability ratings were associated with less certainty with being part of the high-performance group.

Discussion

Non-specialized health care providers face the challenge of bringing effective treatment closer to people with mental, neurological, and substance use

disorders (World Health Organization, 2021). To achieve this goal, efforts have been made to include evidence-based procedures from training staff in the best practices for mental health care (Keynejad et al., 2021). Consistent with recent reports (Amsalem & Martin, 2021), the present study shows that an online course on the Mental Health Gap Action Programme Intervention Guide increases knowledge and skills about the assessment, management, and follow-up of priority conditions in mental health care.

The lack of specialized training and continuing education programs are two of the most frequent barriers to implementation of mental health interventions, as reported by health professionals themselves (Selin et al., 2020), and could lead to lack of knowledge, negative attitudes and beliefs about evidence-based practices (Selin et al., 2020), and poor perception of institutional support from authorities

(Keen et al., 2021). Typical training includes a review of topics delivered through printed material and oral presentation by a trainer in face-to-face interactions (Herchenröther et al., 2021). Among other limitations, there are a limited number of trainees and time for this training. To these limitations have been added the need for remote learning strategies as a result of the COVID-19 pandemic. Online resources during the pandemic have increased the ability of educational institutions to provide training in physical and mental health care.

In addition to the specific knowledge imparted, one of the main opportunities provided by an online course is expanding the reach of training. Our study included participants from a variety of professional areas, such as medicine, psychology, psychiatry, nursing, and social work, both men and women, and from all over Mexico, a large country. The results showed no evidence of a differential effect in participants' performance related to sociodemographic variables, suggesting that the training strategy proposed is effective in providing knowledge and skills to health care providers, regardless of their profession, sex, institutional affiliation, or location. This is an important finding, because previous studies with face-to-face training have reported mixed results with participants of different professional profiles, frequently favoring medical staff (Kruse et al., 2020; Selin et al., 2020). The generalizability of our training course across professions contributes to the objectives of the Mental Health Gap Action Program, facilitating the dissemination and transfer of useful resources for mental health care in non-specialized health care settings.

Despite the documented advantages (Yuhanna et al., 2020) of online training resources, there are difficulties in promoting their adoption. Previous research (Patel et al., 2021) has explored participants' perceptions of online trainings, and has found that health professionals complain about the lack of resources for participation. One common complaint was that they had to use their own resources, such as computers, and also money and personal time to respond to training demands (Dumford & Miller, 2018). Another frequent problem, especially in low-income

countries (Rosário et al., 2021), has been a lack of digital access, which sometimes makes it difficult for people to use such resources. We thus included in our analysis an exploration of the effect of socioeconomic level, based on a social vulnerability rating, on the effectiveness of this training in acquiring skills. We found that, in general, social vulnerability was not a strong barrier to participants' performance, although we did observe that participants with greater social vulnerability showed less certainty of improving their scores. This lack of socioeconomic effect suggests that this kind of strategy is useful for reaching professionals who otherwise might not participate in such training because of difficulties in scheduling, taking time off from employment, or paying for transportation. However, it is important to further consider and analyze how such socioeconomic factors may affect knowledge and skills acquisition (Keen et al., 2021).

Our online platform focused not only on providing information, but also on strategies to evaluate the acquisition of this information and basic skills for assessment, management, and follow-up procedures. While the knowledge screening and learning activities were used as evaluation resources, the Programmed Simulated Cases additionally served as a strategy requiring participants to apply their knowledge in more realistic cases. Recently, simulated cases or simulated patients have been used as a tool for the assessment of clinical competences as part of training and research in clinical settings (Kühne et al., 2021). Given that they are standardized and ecologically valid (Pheister et al., 2017), simulated cases ensure equal opportunities for students to demonstrate their skill levels in a comparable manner that is appropriate for statistical analysis (Kühne et al., 2021). They allow for practice and feedback in a controlled environment, reducing the probability that they will make mistakes with real patients (Yap et al., 2021).

Simulated cases have traditionally been implemented in face-to-face interactions, with actors or persons trained to simulate patients with a variety of health issues, such as depression, self-harm, or suicidal acts (Ay-Bryson et al., 2020; Osborn & Cash, 2021). This has been a very effective strategy, but in most cases, it is an expensive one. Our alterna-

tive of Programmed Simulated Cases uses an online branching scenario (Mashaal et al., 2020) to reduce human error and allow the screening of skills in a short time and in a standardized situation. Moreover, the branching scenario provides participants with immediate feedback on their performance after every choice they make.

Although we presented evidence of how the use of technology could facilitate delivering an education program for mental health staff, it is worth mentioning some limitations of our approach. Particularly with Programed-Simulated Cases, we use two of the most common MNS conditions: depression and substance use; because of the origin of our sample, we could suppose they had more experience in the management of substance use cases, so, their performance in both cases differed, being better at substance use case since the beginning. This makes necessary to think in a different methodology of presentation, including more MNS conditions and maybe presenting them in a random arrangement. Future studies should also consider implementing strategies to avoid participants dropping out of the course. Our strategy provided the opportunity for participants to skip modules and choose which ones to finish. This flexibility is important considering the evidence (Dobson et al., 2008) on how such protocols can be strategically adapted where resources are limited to present only major components. This could make it possible for participants to complete a shorter but equally effective course, and to prioritize topics, adapting the content to their needs.

Conclusion

Knowledge and skills for assessment, management, and follow-up of mental, neurological, and substance use disorders are essential for the implementation and adoption of evidence-based practices. This study demonstrates the usefulness of an online training to promote knowledge and skills acquisition in health care professionals, as well as the great potential of evaluation strategies in which participants can learn, practice, receive feedback, and verify their

competence levels, giving them the opportunity to implement effective interventions, develop best practices, and truly reduce the care gap for people with mental health conditions.

Funding

This research was supported by the Río Arronte Foundation (Grant No. SA-345) and by PAPIIT-UNAM (Grant no. IV300121).

Conflicts of Interest

The authors have no financial or non-financial interest to disclose. The funders had no role in the design of the study; in the collection, analyses, or interpretation of data; in the writing of the manuscript; or in the decision to publish the results.

Institutional Review Board Statement

Approval was obtained from the Research Ethics Committee of the Faculty of Psychology at the National Autonomous University of Mexico (*Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México*) (Approval No. FPSI/422/CEIP/157/2020). The procedures used in this study were conducted according to ethical standards for human research and the Helsinki Declaration.

Informed Consent Statement

Informed consent was obtained from all subjects involved in the study.

References

- Amsalem, D., & Martin, A. (2021). Reducing depression-related stigma and increasing treatment seeking among adolescents: randomized controlled trial of a

- brief video intervention. *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*. <https://doi.org/10.1111/jcpp.13427>
- Ay-Bryson, D. S., Weck, F., & Kühne, F. (2020). Can Simulated Patient Encounters Appear Authentic? Development and Pilot Results of a Rating Instrument Based on the Portrayal of Depressive Patients. *Training and Education in Professional Psychology*. <https://doi.org/10.1037/tep0000349>
- Bates, D., Mächler, M., Bolker, B. M., & Walker, S. C. (2015). Fitting linear mixed-effects models using lme4. *Journal of Statistical Software*, 67(1). <https://doi.org/10.18637/jss.v067.i01>
- Blanco-Vieira, T., Silva Ribeiro, W., Lauridsen-Ribeiro, E., Graça Fatori de Sá, D., Palma, S. M. M., Vieira Ribeiro, M. V., Cavalcante Caetano, S., Ramos, F. A. da C., & Conceição do Rosário, M. (2017). An evaluation of a collaborative course for child and adolescent mental health professionals. *Journal of Interprofessional Care*, 31(5), 664–666. <https://doi.org/10.1080/13561820.2017.1322561>
- Dobson, K. S., Hollon, S. D., Dimidjian, S., Schmalting, K. B., Kohlenberg, R. J., Gallop, R. J., Rizvi, S. L., Gollan, J. K., Dunner, D. L., & Jacobson, N. S. (2008). Randomized Trial of Behavioral Activation, Cognitive Therapy, and Antidepressant Medication in the Prevention of Relapse and Recurrence in Major Depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 76(3), 468–477. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.76.3.468>
- Dumford, A. D., & Miller, A. L. (2018). Online learning in higher education: exploring advantages and disadvantages for engagement. *Journal of Computing in Higher Education*, 30(3), 452–465. <https://doi.org/10.1007/s12528-018-9179-z>
- Félix Romero, V., Ortiz Gómez, D. K., Morales Chainé, S., & Uriarte Rojo, C. (2021). Caso Simulado Estandarizado: Evaluación Conductual en Profesionales de la Salud en Adicciones. *Acta de Investigación Psicológica*, 11(3), 87–98. <https://doi.org/10.22201/fpsi.20074719e.2021.3.395>
- Herchenröther, J., Tiedemann, E., Vogel, H., & Simmenroth, A. (2021). Which teaching method is more effective in a communication course - role-playing versus simulated patients, taught by tutors or faculty staff? A randomized trial. *GMS Journal for Medical Education*, 38(3). <https://doi.org/10.3205/zma001450>
- Iheanacho, T., Marienfeld, C., Stefanovics, E., & Rosenheck, R. A. (2014). Attitudes toward mental illness and changes associated with a brief educational intervention for medical and nursing students in Nigeria. *Academic Psychiatry*, 38(3), 320–324. <https://doi.org/10.1007/s40596-014-0073-3>
- Keen, A., Thoele, K., Oruche, U., & Newhouse, R. (2021). Perceptions of the barriers, facilitators, outcomes, and helpfulness of strategies to implement screening, brief intervention, and referral to treatment in acute care. *Implementation Science*, 16(1). <https://doi.org/10.1186/s13012-021-01116-0>
- Keynejad, R. C., Dua, T., Barbui, C., & Thornicroft, G. (2018). WHO Mental Health Gap Action Programme (mhGAP) Intervention Guide: A systematic review of evidence from low and middleincome countries. *Evidence-Based Mental Health*, 21(1), 29–33. <https://doi.org/10.1136/eb-2017-102750>
- Keynejad, R., Spagnolo, J., & Thornicroft, G. (2021). WHO mental health gap action programme (mhGAP) intervention guide: Updated systematic review on evidence and impact. *Evidence-Based Mental Health*, 1–7. <https://doi.org/10.1136/ebmental-2021-300254>
- Kokota, D., Lund, C., Ahrens, J., Breuer, E., & Gilfillan, S. (2020). Evaluation of mhGAP training for primary healthcare workers in Mulanje, Malawi: A quasi-experimental and time series study. *International Journal of Mental Health Systems*, 14(1), 1–8. <https://doi.org/10.1186/s13033-020-0337-0>
- Kruse, A. B., Heil, H. K. P., Struß, N., Fabry, G., Silbernagel, W., Vach, K., Ratka-Krüger, P., & Woelber, J. P. (2020). Working experience is not a predictor of good communication: Results from a controlled trial with simulated patients. *European Journal of Dental Education*, 24(2), 177–185. <https://doi.org/10.1111/eje.12482>
- Kühne, F., Maaß, U., & Weck, F. (2021). Standardized Patients in Clinical Psychology: From Research to Practice. *Verhaltenstherapie*. <https://doi.org/10.1159/000510049>
- Lasisi, D., Ani, C., Lasebikan, V., Sheikh, L., & Omigbodun, O. (2017). Effect of attention-deficit-hyperactivity-disorder training program on the knowledge and attitudes of primary school teachers in Kaduna, North West Nigeria. *Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health*, 11(1), 1–8. <https://doi.org/10.1186/s13034-017-0153-8>
- Lüdecke, D. (2018). ggeffects: Tidy Data Frames of Marginal Effects from Regression Models. *Journal of Open Source Software*, 3(26), 772. <https://doi.org/10.21105/joss.00772>
- Mashaal, D., Rababa, M., & Shahrour, G. (2020). Distance learning-related stress among undergraduate nursing students during the covid-19 pandemic. *Journal of Nursing Education*, 59(12), 666–674. <https://doi.org/10.3928/01484834-20201118-03>
- Merzel, C. R. (2023). Advancing Pedagogies to Promote Mental Health and Interprofessional Education. *Pedagogy in Health Promotion*, 9(1), 3–4. <https://doi.org/10.1177/23733799221151181>

- Osborn, C. L., & Cash, R. E. (2021). Effects of Interview Training with Simulated Patients on Suicide, Threat, and Abuse Assessment. *ATHENS JOURNAL OF SOCIAL SCIENCES*, 8(4), 245–258. <https://doi.org/10.30958/ajss.8-4-3>
- Pan American Health Organization. (2018). *The Burden of Mental Disorders in the Region of the Americas, 2018*.
- Patel, M., Hui, J., Ho, C., Mak, C. K., Simpson, A., & Sockalingam, S. (2021). Tutors' Perceptions of the Transition to Video and Simulated Patients in Pre-clinical Psychiatry Training. *Academic Psychiatry*, 45(5), 593–597. <https://doi.org/10.1007/s40596-021-01504-0>
- Pheister, M., Stagno, S., Cotes, R., Prabhakar, D., Mahr, F., Crowell, A., & Schwartz, A. (2017). Simulated Patients and Scenarios to Assess and Teach Psychiatry Residents. *Academic Psychiatry*, 41(1), 114–117. <https://doi.org/10.1007/s40596-015-0477-8>
- Raj, V., Raykar, V., Robinson, A. M., & Islam, M. R. (2021). Child and Adolescent Mental Health Training Programs for Non-specialist Mental Health Professionals in Low and Middle Income Countries: A Scoping Review of Literature. *Community Mental Health Journal*, 0123456789. <https://doi.org/10.1007/s10597-021-00805-w>
- Robles, R., Lopez-Garcia, P., Miret, M., Cabello, M., Cisneros, E., Rizo, A., Ayuso-Mateos, J. L., & Medina-Mora, M. E. (2019). WHO-mhGAP Training in Mexico: Increasing Knowledge and Readiness for the Identification and Management of Depression and Suicide Risk in Primary Care. *Archives of Medical Research*, 50(8), 558–566. <https://doi.org/10.1016/j.arcmed.2019.12.008>
- Rosário, F., Santos, M. I., Angus, K., Pas, L., Ribeiro, C., & Fitzgerald, N. (2021). Factors influencing the implementation of screening and brief interventions for alcohol use in primary care practices: a systematic review using the COM-B system and Theoretical Domains Framework. *Implementation Science*, 16(1), 1–25. <https://doi.org/10.1186/s13012-020-01073-0>
- Selin, J., Pietilä, E., & Kesänen, M. (2020). Barriers and facilitators for the implementation of the integrated public policy for alcohol, drug, tobacco, and gambling prevention: a qualitative study. *Drugs: Education, Prevention and Policy*, 27(2). <https://doi.org/10.1080/09687637.2019.1595527>
- Siriwardhana, C., Adikari, A., Jayaweera, K., Abeyrathna, B., & Sumathipala, A. (2016). Integrating mental health into primary care for post-conflict populations: A pilot study. *International Journal of Mental Health Systems*, 10(1), 1–12. <https://doi.org/10.1186/S13033-016-0046-X>
- Team, R. (2016). *R: A language and environment for statistical computing*. 2, 1–12.
- Walker, E. R., Lang, D. L., Alperin, M., Vu, M., Barry, C. M., & Gaydos, L. M. (2021). Comparing Student Learning, Satisfaction, and Experiences Between Hybrid and In-Person Course Modalities: A Comprehensive, Mixed-Methods Evaluation of Five Public Health Courses. *Pedagogy in Health Promotion*, 7(1), 29–37. <https://doi.org/10.1177/2373379920963660>
- World Health Organization. (2017). *mhGAP Training of Trainers and Supervisors (ToTS) Training Manual*.
- World Health Organization. (2021). *Mental Health Atlas 2020*.
- Yap, K., Sheen, J., Nedeljkovic, M., Milne, L., Lawrence, K., & Hay, M. (2021). Assessing clinical competencies using the Objective Structured Clinical Examination (OSCE) in psychology training. *Clinical Psychologist*. <https://doi.org/10.1080/13284207.2021.1932452>
- Yuhanna, I., Alexander, A., & Kachik, A. (2020). Advantages and disadvantages of online training. *Journal Educational Verkenning*, 1(2), 13–19. doi: <https://doi.org/10.48173/jev.v1i2.54>



ORIGINAL

Coping with Transgressions by the Romantic Partner: An Inventory Validation and its Correlation with Forgiveness¹

Afrontamiento ante las Transgresiones de la Pareja: Validación de un Inventario y su Relación con el Perdón

Rodrigo Miguel Rosales Sarabia ^{2, a}, Sofía Rivera Aragón ^b
y Rolando Díaz Loving ^b

^aDepartamento de Psicología, Universidad Iberoamericana, México

^bFacultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, México

Recibido 15 de abril de 2022; aceptado 30 de enero de 2023

Abstract

Almost every person has to deal with transgressions committed by a romantic partner and faces their negative psychological outcomes, and coping strategies might be key to understanding post-transgression dynamics and forgiveness. We tested the construct validity of the Inventory of Strategies for Coping with a Partner's Transgression which include the emotion (E-FCS), problem (P-FCS), and meaning-focused coping strategies (M-FCS) scales. Results replicated the factor structure of each of the three scales through confirmatory factor analysis techniques, tested its reliability with the McDonald's omega coefficient, and then correlated the scales with forgiveness and resentment, strengthening its construct validity. In general, the validity and reliability of scales were confirmed. Emotion-focused strategies showed a negative correlation with forgiveness, while problem and meaning-focused strategies had a positive correlation. These findings were discussed in the context of theory and their practical implications.

Keywords: Resentment; Forgiveness; Coping; Romantic relationship; Inventory

Resumen

Las personas tienden a lidiar con transgresiones cometidas por su pareja y enfrentar sus consecuencias psicológicas aversivas, por lo que las estrategias de afrontamiento pueden ser clave para la dinámica post-transgresión,

1 Los autores agradecen al equipo de Escritura Académica en Inglés CEP / UNAM-Canadá / DGEI de la unidad de posgrado de la UNAM, por su invaluable apoyo en la redacción de este artículo.

2 Contact: Rodrigo Miguel Rosales Sarabia, correo: psic_rosales@live.com

y el perdón. Validamos tres escalas para medir estrategias de afrontamiento ante las transgresiones cometidas por la pareja: Estrategias enfocadas en la emoción (E-FCS), el problema (P-FCS) y el sentido (M-FCS). Los resultados muestran que las estructuras factoriales se replicaron en mediante análisis factoriales confirmatorios, se puso a prueba su confiabilidad mediante el coeficiente omega de McDonald, y finalmente se correlacionaron con el perdón y resentimiento, fortaleciendo su validez de constructo. En general los resultados muestran evidencia de validez de constructo y confiabilidad, en general los factores de la E-FCS se correlacionaron negativamente con al perdón, mientras que de P-FCS Y M-FSC lo hicieron positivamente. Se discuten los hallazgos a la luz de la teoría, y sus implicaciones prácticas.

Palabras clave: Resentimiento; Perdón; Afrontamiento; Relación romántica; Inventario

Given the nature of romantic relationships, it is likely that people will hurt and be hurt by their partner's behavior, at some point in time. It has been documented that the amount of damage people experience in these relationships is more severe than in other interpersonal contexts (Leary et al., 1998). Furthermore, people hurt by their romantic partner tend to experience feelings of hostility, desire for revenge (Shackelford et al., 2000), depressive symptomatology, anxiety (Cano & O'Leary, 2000), and even post-traumatic stress (Sabina & Straus, 2008). They also engage in behaviors that endanger their health, such as eating less than before (or even not eating at all), consuming more alcohol or marijuana, over-exercising, and having sex under the influence of drugs or alcohol (Shrout & Weigel, 2018). However, there is also evidence of people who improved their relationship as a result of the transgression (Schratter et al., 1998), and although there is abundant research supporting that forgiveness is essential the process of emotional healing of individuals and couples (e.g., Guzmán-González et al., 2019; Jensen et al., 2021; Miller & Worthington, 2010; Zandipor et al., 2011), coping may be key to understanding why some persons forgive, while others don't.

According to the transactional model of stress and coping (Lazarus & Folkman, 1991), differences in the psychological adjustment in post-transgression dynamics may be due to the use of different coping strategies. This theory has been applied in a wide variety of studies and areas (Zeidner & Endler, 1996). However, strategies to cope with an interpersonal transgression committed by the romantic

partner only have begun to receive attention (e.g., Jeter & Brannon, 2016; Rosales, 2018; Strelan & Wojtysiak, 2009).

The development of scales to measure coping strategies used in the face of a partner's transgression is in its early stages. So far, some studies used adaptations of measurement instruments but did not present validity evidence, while others show unacceptable reliability coefficients, so their findings should be interpreted with caution (Jeter & Brannon, 2016; Strelan & Wojtysiak, 2009). Later, Rosales (2018) developed an Inventory to measure coping strategies in this context, which consists of three scales: (a) The emotion-focused coping scale (E-FCS), (b) the meaning-focused coping scale (M-FCS), and (c) the problem-focused coping scale (P-FCS), which seem to have good psychometric properties, although only Exploratory Factor Analysis (EFA) and internal consistency analysis through Cronbach's alpha have been conducted.

Therefore, this research aims to test the construct validity of the coping strategies inventory in the face of a transgression committed by a partner (Rosales, 2018), and then to explore its relationship with forgiveness and resentment. To do so, we tested the original factor structure of the inventory (E-PCS, P-FCS, and P-FCS) through confirmatory factor analysis techniques, as well as internal reliability through the Omega coefficient, and then conducted statistical correlations with forgiveness and resentment scales. According to theoretical and empirical background, such coping strategies should be associated with forgiveness and resentment.

Interpersonal transgressions as stressful events

Interpersonal transgressions are stressful experiences in people's lives. Based on the contributions of Jones et al. (2001) and Worthington (2006), we conceptualized an interpersonal transgression as an action - carried out by someone else - in which a person's physical, psychological, or moral limits are violated, and consequently the person feels injured or offended. There is scientific evidence that transgressions are interpersonal stressors, which threaten the transgressed person's well-being, and might exceed their resources to cope with such mistreatment (Lazarus & Folkman, 1991).

Reactions are not only psychological biological stress indicators that are triggered by thinking about an interpersonal transgression. McCullough et al. (2007) measured salivary cortisol during 14 days in people that had recently experienced a transgression (e.g., betrayals of confidence, romantic infidelity, property damage, and physical or emotional harm), and found that the participants who reported ruminating about the transgression had higher levels of cortisol. These biological changes may be due to the lack of perceived coping skills to handle such stress (Sladek et al., 2016).

Transactional model of stress and coping with interpersonal transgressions: Three coping dimensions

Stress reactions are not intrinsic to adverse situations, but rather the result of the individual's appraisals. According to Lazarus and Folkman (1984), people do a primary and a secondary appraisal of their romantic partner's transgressive behavior, the former evaluates the transgression's significance for their personal well-being, and categorizes it as stressful when they have already suffered some damage (harm/loss), or if damage has not yet occurred, but it is anticipated (threat), or even if the person focuses on the potential for gain or growth from the transgression (challenge). The latter evaluates what can be done to deal with the internal and external demands

of the transgression, whether a given coping strategy will work for a particular purpose or not, and if the person is able to apply it effectively, that is, if the person considers themselves to have enough resources to cope with the transgression.

Once the person appraises the interpersonal transgression as taxing or exceeding their resources, diverse coping strategies emerge to restore or protect the individual's welfare. Coping is defined as all the cognitive and behavioral efforts to manage the specific, internal and/or external, demands of a stressful situation (Lazarus & Folkman, 1984). Coping may have different functions, depending on which internal or external demands the person is trying to manage. In terms of external demands, problem-focused coping is directed at objectively managing or altering the stressful situation, while for internal demands, emotion-focused coping is directed at regulating emotional responses to the problem (Lazarus & Folkman, 1984). Meaning-focused coping is directed at finding a new meaning to the stressful situation (Park & Folkman, 1997). Even though these three general dimensions of coping are well studied, it's necessary to account for the specific strategies actually used to deal with an interpersonal transgression.

Coping must be assessed within the specific context of whatever people are actually coping with, that is, coping measures must account for what people actually think or do in a specific context (Lazarus & Folkman, 1984). Rosales (2018) conducted a qualitative study to identify how people cope with a transgression committed by a partner, the author interviewed 180 people who had experienced a transgression by their current partner, and identified strategies aimed at emotional control, modifying the meaning of the transgression, as well as the conditions that led to the transgression in order to prevent similar events in the future. Subsequently, based on the information collected, they developed items that gave rise to the Inventory of coping strategies in the face of a transgression by the romantic partner.

The following are the definitions that Rosales (2018) proposes of the different types of coping strategies in the context of the transgression committed by the partner. (a) Emotion-focused coping are

Table 1
Factors, definitions and item examples of the E-FCS, M-FCS and P-FCS

Scale	Factors	Definition	Item examples
<i>Emotion Focused Coping Strategies (E-FCS)</i>	Distressed Behavioral Expression	Behavioral efforts to reduce emotional distress through its exacerbated expression	I start yelling; I start attacking; I act violently
	Self-control	Efforts to manage and suppress emotional reactions and impulses.	I try to stay calm; I take a breath to relax; I distract myself by doing other things
	Social Support	People seek relief from their emotional distress by disclosing their experience of transgression to people they trust.	I talk about it with a friend; I talk about it with people close to me
	Physical Activation	Physical exercise which aims to reduce emotional distress rather than maintain or improve physical condition.	I go for a run; I start exercising
	Time-Outs	The person seeks physical avoidance from the romantic partner for the time necessary in order to calm down.	I put my distance from him; I move away from my partner
<i>Meaning Focused Coping Strategies (M-FCS)</i>	Relationship Maturation	A cognitive reappraisal in which the transgression is now seen as an event that benefited the relationship.	It made us mature as a couple; It was useful to change some aspects of the relationship
	Minimization of transgression	A cognitive reappraisal in which the transgression is considered less severe or important.	Now I think it was no big deal; Now I think it was all nonsense
	Relationship Deterioration	Transgression is interpreted as an event whose negative consequences are still affecting the relationship, reducing its value.	It is destroying our relationship; It made the relationship colder
<i>Problem Focused Coping Strategies (P-FCS)</i>	Negotiation	Actions in which both members of the dyad expose their position regarding the transgression and reach agreements that are directed to compensate the consequences of the transgression and to prevent future incidents	We reach agreements by talking; We work together to move forward; We changed what we needed to

those strategies carried out to diminish the level of emotional distress due to the transgression. Such as physical avoidance of the transgressor, attempts to think about other things instead of the transgression, efforts to control negative emotional states raised from the mistreatment, venting the situation with a trusted person, or going for a run or other kind of physical exercises; (b) Meaning-focused coping represents a cognitive reappraisal that modifies the way the person experiences a transgression, were they reevaluate the importance and consequences, as well as the responsibility and intentionality of the transgressor; (c) Problem-focused coping is an effort to objectively describe the transgression in an attempt to have a clearer vision of it. Identifying the causes, looking for restitution for the harm caused by the transgressive behavior, and carrying out actions and agreements with the romantic partner to prevent similar incidents in the future. Table 1 presents the definitions of the factors included in the scales for

measuring emotion-focused, meaning-focused, and problem-focused coping.

From our literature search, this is the first research attempt to define each dimension of coping strategies in the context of a transgression committed by the romantic partner, however psychometrically it is also important to test how the construct relates to other relevant constructs (Dimitrov, 2010), and both forgiveness and resentment may be closely related.

Coping and Interpersonal Forgiveness

Although the study of coping strategies for interpersonal transgressions is recent, it is possible to trace similar approaches within the forgiveness literature. The Biopsychosocial Stress-and-Coping Theory of Forgiveness (Worthington, 2006) conceptualizes transgressions as stressful events and establishes that forgiveness is an adaptive coping strategy, since it is

related to higher levels of physical health (Cheadle & Toussaint, 2015), well-being (Witvliet & Root Luna, 2018), mental health (Griffin et al., 2015), and lower levels of addiction and suicidal risk (Webb & Toussaint, 2019). However, given that these findings have been primarily at the correlational level (i.e., people who reported better mental health also had higher levels of forgiveness), it has been pointed out that forgiveness might not be a coping strategy per se, but rather an outcome of implementing certain strategies (Strelan, 2019). Therefore, given the central role of forgiveness in the study of post-transgression dynamics, it is necessary to study forgiveness and coping strategies as different constructs, although according to the theoretical background, they should be related, and their relationship might contribute to the construct validity of the Transgression Coping Strategies Inventory (Dimitrov, 2010).

Forgiveness is characterized by emotions, cognitions, and behaviors that denote positive affect toward a person despite their detrimental behavior, while resentment is characterized by emotions, cognitions, and behaviors that denote negative affect toward a person due to their damaging behavior (Rosales-Sarabia et al., 2018), and according to Worthington and Scherer, (2004) theoretical framework, forgiveness should be positively related to emotion-focused coping because the offended individual attempts to deal with the negative emotions elicited by the transgression, facilitating emotional juxtaposition (i.e., the shift from negative affect to positive affect), similarly through problem-focused strategies the offended individual attempts to bring about justice and decrease the perceived injustice gap, and finally meaning-focused strategies in which the transgression is reappraised to seem less offensive or even non-offensive. However, there's a lack of empirical studies in this area.

In this research, we assessed the construct validity of the inventory of coping strategies with an interpersonal transgression committed by the romantic partner and tested its external relationship with forgiveness and resentment. The inventory consists of three scales: (a) The emotion-focused coping scale (E-FCS), (b) the meaning-focused coping scale (M-FCS), and (c) the problem-focused coping scale

(P-FCS), we tested those factor structures through Confirmatory Factor Analysis (CFA), and performed correlations on each coping scale with forgiveness and resentment measures. Ultimately, we aim to provide evidence on the validity and reliability of the inventory, so we can more accurately understand the implications of coping strategies on the physical and mental health of the individuals and the quality of their relationships.

Method

Participants

Using an accidental non-probabilistic sampling technique, 300 participants were recruited. 213 (71%) were women and 87(29%) were men; the age ranged from 18 to 80 years old ($M = 29.51\%$, $SD = 12.57$), all within a romantic relationship (23% Marriage, 59% Dating, 13.3% Free Union, and 4.7% Other). All individuals who participated in the study did so voluntarily and with the guarantee of absolute confidentiality and anonymity of their information.

Procedure

Participants were recruited in public recreation sites in Mexico City and the metropolitan area. By assuring the anonymity and confidentiality of their information, voluntary collaboration was sought from the people who met the criteria of being at least 18 years old, being involved in a romantic relationship, and having been hurt by a transgression committed by their current romantic partner at some point of the relationship. Those who agreed to participate were given a questionnaire that asked them to describe the most important transgression they had received from their partner and the magnitude of the damage experienced at that time. Subsequently, they were instructed to answer the scales, taking into account the previously described transgression. When participants finished responding to the scales, their collaboration was verbally thanked.

Instruments

We used the inventory of coping strategies in the face of a transgression committed by a partner (Rosales, 2018), which consists of (a) The Emotion-Focused Coping Strategies Scale (E-FCS), which consists of 24 items grouped into five factors: Distressed Behavioral Expression ($\alpha = .92$), Self-Control ($\alpha = .86$), Social Support ($\alpha = .92$), Physical Activation ($\alpha = .88$), and Time-Outs ($\alpha = .87$), which account for 62.05% of the variance, with an overall internal consistency of .91; (b) The Meaning-Focused Coping Strategies Scale (E-FCS), consists of 22 items grouped into three factors: Relationship Maturation ($\alpha = .93$), Minimization of Transgression ($\alpha = .90$), and Relationship Deterioration ($\alpha = .90$), which account for 59.56% of the variance, with an overall internal consistency of .87; And the (c) Problem-Focused Coping Strategies Scale (E-FCS), consists of 11 items grouped into a single factor: Negotiation ($\alpha = .94$), which explains 60.95% of the variance. The three scales have a Likert-type response format ranging from 1 to 5 (1 = *never*, and 5 = *always*).

Forgiveness and resentment were measured using the Forgiveness and Resentment Towards Partner's Transgressions Scales (Rosales-Sarabia et al., 2018). The forgiveness scale has five factors (positive affect, benevolence, positive cognition, compassion, and positive behavior), accounting for 57.56% of the variance, and with a global internal consistency of .95. Resentment scale showed four factors (negative cognition, negative affect, avoidance, and revenge), explaining for the 50.38% of the variance, with a global Cronbach's alpha index of .91. However, a second order factor analysis between the nine factors of both scales showed a bifactorial solution in which both forgiveness and resentment were grouped as two separate factors, accounting for the 79.10% of the variance (Rosales, 2018). For this study, forgiveness and resentment global scores were used rather than their factors.

Data analysis

All CFA models were tested with Maximum Likelihood estimation, and the fit was assessed according

to Hu and Bentler's (1999) cutoff suggestions using a combination of Bentler's Comparative Fit Index (CFI), Tucker-Lewis Index (TLI) and the Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA). Satisfactory model fit occurred when CFI and TLI showed values equal or greater than .95, and RMSEA values were less than .06. The only exception was the P-FCS which given its unidimensionality and few degrees of freedom, RMSEA might falsely indicate a poor fitting model (Kenny et al., 2015), so we used the Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) index, which cutoff value should be less than .08 (Hu & Bentler, 1999). We assessed the questionnaires' internal consistency using the Ω coefficient (McDonald, 1999) and Hayes' (2018) Process Macro for SPSS. Finally, we performed Pearson correlations to examine the relationships between coping strategies, forgiveness, and resentment.

Results

Overall, we found that E-FCS, M-FCS, and P-FCS replicated their underlying structure and models met satisfactory fit, however, some items were deleted through the CFA process since they were redundant or presented low factor loadings, no error covariances were computed. The fit indices for E-FCS model (see Figure 1) were CFI = .962, TLI = .953, RMSEA = .059; fit indices for M-FCS model (see Figure 2) were CFI = .973, TLI = .967, RMSEA = .059; finally, fit indices for P-FCS (see Figure 3) were CFI = .962, TLI = .947, SRMR = .025. All fit indices are considered adequate according to the cut-off points proposed by Hu and Bentler (1999). Validated versions are available in exhibits one, two and three (see annex).

In general, most coping scales factors were slight to moderately correlated with forgiveness and resentment (see Table 2). Emotion-focused strategies such as distressed behavioral expression, physical activation, and time-outs showed negative correlations with forgiveness, and positive correlations with resentment while seeking social support was only associated with greater resentment toward the partner. Regarding the meaning-focused strategies, relationship maturation

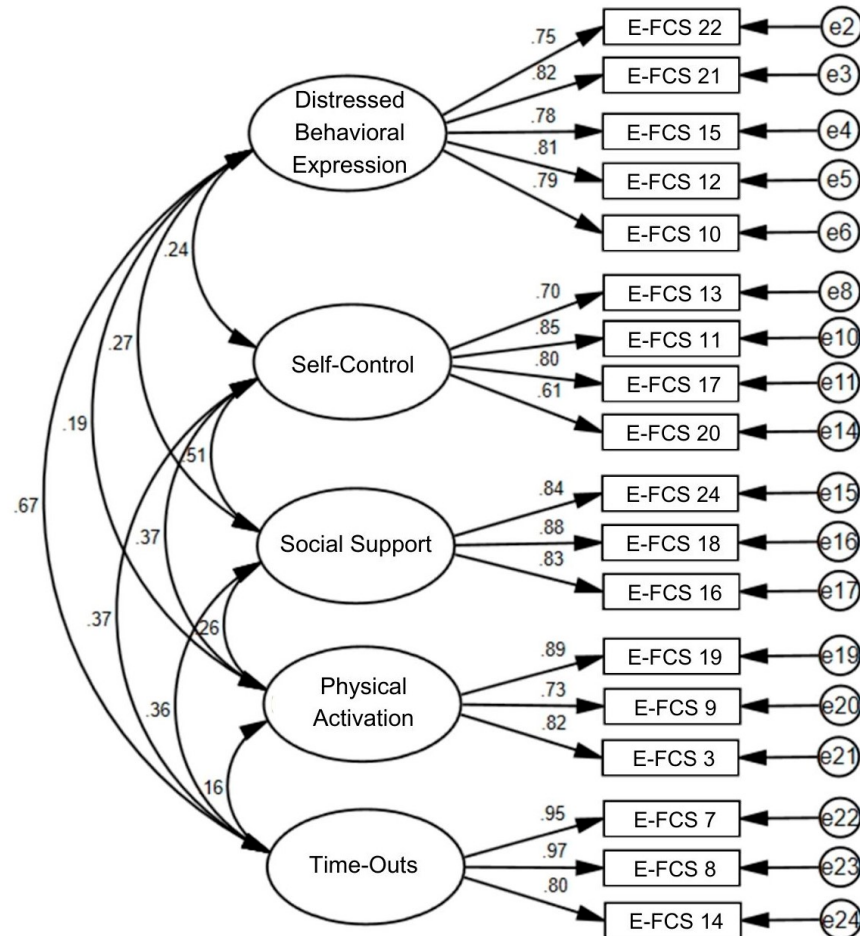


Figure 1. Confirmatory factor model of the Emotion-focused coping strategies scale (E-FCS)

was a positive correlate of forgiveness, although negative of resentment, and relationship deterioration was negatively associated with forgiveness and positively with resentment, while a greater minimization of transgression was associated with higher levels of forgiveness. Finally, in terms of problem-focused strategies, negotiation was positively correlated with forgiveness and negatively correlated with resentment.

Discussion

This study tested the psychometric properties of the E-FCS, M-FCS, and P-FCS. Construct validity evidence was obtained through the replication of

their factor structure through CFA, the findings suggest an adequate construct validity for each scale. Likewise, the scale's reliability was stronger than others available in the literature (e.g. Gates, 2012; Jeter & Brannon, 2016). In contrast with previous theoretical foundations, emotion-focused strategies generally were negatively associated with forgiveness (c.f. (Worthington & Scherer, 2004), while -as expected- meaning and problem-focused strategies were mostly positively associated. The three scales showed factors that integrate harmoniously within the coping theoretical framework, and previous measurement instruments, show convergent and divergent validity with other variables, and bring a specific operationalization for the post-transgression context.

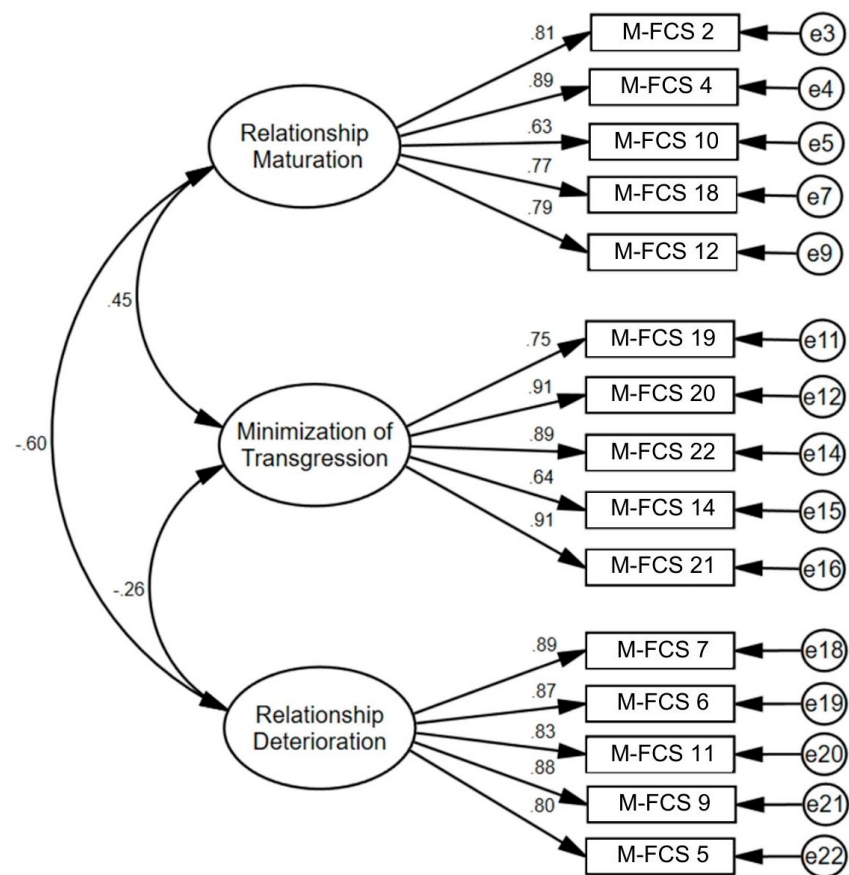


Figure 2. Confirmatory factor model of the Meaning-focused coping strategies scale (M-FCS)

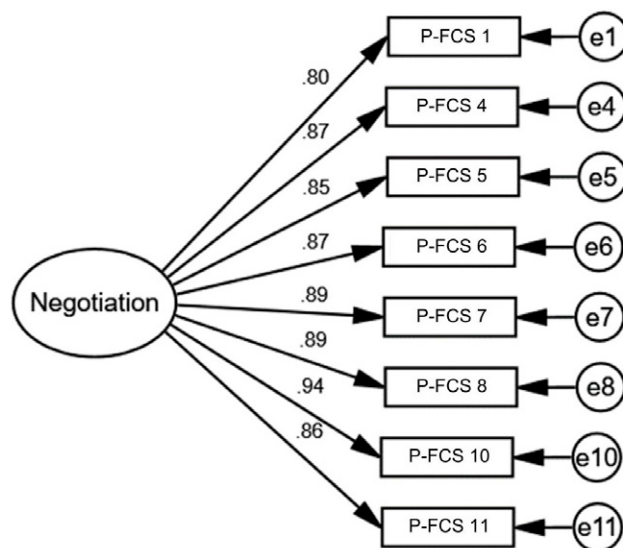


Figure 3. Confirmatory factor model of the Problem-focused coping strategies scale (P-FCS)

Table 2

Means, standard deviations, omega indices and intercorrelations for scores on the Forgiveness, Resentment, E-FCS, M-FCS and P-FCS

Factor	M (SD)	Ω	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. Forgiveness	3.91 (.81)	.95	—	-.630**	-.342**	0.072	-0.13	-.139*	-.390**	.480**	.215**	-.440**	.547**
2. Resentment	1.93 (.80)	.93		—	.538**	0.064	.247**	.207**	.504**	-.347**	-0.054	.563**	-.494**
3. Distressed Behavioral Expression	2.44 (1.13)	.90			—	0.09	.313**	.248**	.642**	-.266**	0.075	.619**	-.424**
4. Self-Control	3.35 (1.06)	.82				—	.390**	.431**	.252**	.302**	.133*	0.105	.195**
5. Social Support	2.59 (1.25)	.85					—	.300**	.322**	0.036	0.084	.330**	-0.032
6. Physical Activation	2.34 (1.19)	.88						—	.352**	0.109	.194**	.240**	-0.057
7. Time-Outs	2.50 (1.20)	.87							—	-.258**	.126*	.589**	-.442**
8. Relationship Maturation	3.33 (1.16)	.90								—	.471**	-.471**	.763**
9. Transgression Minimization	2.69 (1.10)	.85									—	-0.07	.337**
10. Relationship Deterioration	2.40 (1.15)	.89										—	-.602**
11. Negotiation	3.63 (1.05)	.93											—

Note. * $p < .05$. ** $p < .01$.

Emotion-Focused Coping Strategies Scale

Analyses of the E-FCS replicated five factors, of which distressed behavioral expression, self-control, social support, and physical activation are similar to factors reported in previous studies (Barra, 2004; Carver et al., 1989; Moos, 1993), however time-outs seem to be new in the field. Distressed behavioral expression has been widely described as the consequence of a threat appraisal of a stressor (Lazarus & Folkman, 1991), and constitutes the least adaptive way of coping with stress. Self-control was initially proposed in the seminal work of Lazarus and Folkman (1991) as a coping strategy focused on emotion, however, we did not find a previous coping scale that accounts explicitly for it. Social support is also recognized as an emotion-focused coping strategy (Barra, 2004), since talking about the event with another person may have an emotional discharge and relief function. The

physical activation or exercise coping strategy has been reported in the scientific literature, but it has only been operationalized with a single item in previous research (e.g., Harris et al., 2006), and although its study comes from the health area rather than a social setting, our study provides a set of items which accounts for the use of physical exercise as a way to reduce the emotional affliction caused by an interpersonal transgression. Also, time outs might be a way to deal with the negative emotions derived from the transgression, as a strategy involving the physical withdrawal from the partner in order to cool down the emotions, and –perhaps- prevent further negative consequences. However, contrary to the previous theoretical background, it seems that these coping strategies could prevent the forgiveness process.

Emotion-focused strategies aim to reduce and control negative emotions, which should boost emotional juxtaposition, since according to Worthington and

Scherer (2004), the reduction of negative emotions (resentment) eases an increase in the experience of positive emotions (forgiveness), however our results do not seem to point towards such direction. Although this subtractive approach is clearly compatible with the basic premises of cognitive behavioral therapy (Hazlett-Stevens & Craske, 2002; Leder, 2017), it has been reported that such efforts to suppress negative emotions can constitute a pattern of experiential avoidance and - paradoxically - amplify them (Farr et al., 2021; Hayes et al., 2004). Experiential avoidance actions tend to focus on reducing these emotions in the short term, but at the cost of more negative consequences in the long term (Bardeen, 2015), for example during an episode of anger, a person angry with his partner may yell at her and offending her intensely, resulting in short-term emotional relief, but at the cost of further relationship deterioration. Hence, it is plausible that the relief function might be the reason why the distressed behavioral expression, social support, physical arousal, and time-outs are negatively associated with forgiveness and positively associated with resentment.

Meaning-Focused Coping Strategies Scale

The M-FCS factors represent the cognitive reappraisal of the transgression, which can be positive or negative. Relationship maturation is a kind of positive reinterpretation (c.f., Carver et al., 1989) or reappraisal (Moos, 1993), in which the incident is seen as an event from which the relationship improved, so positive consequences were obtained from a negative event. Besides, the minimization of the transgression factor, implies a less negative primary reappraisal of the incident, by remembering the transgression with lesser importance (c.f., Lazarus & Folkman, 1991). In contrast, relationship deterioration seems to be a factor in which the transgression reappraisal is characterized by being more negative, and costful for the relationship across time. People might actively use these strategies to deal with the stress (i.e., self-verbalizations), but also constitute part of a wider process in which emotion, problem, and meaning strategies

are occurring and interacting at the same time, along with forgiveness and resentment.

Relationship maturation and transgression minimization were positively related to forgiveness, and although the cross-sectional nature of this study does not allow for causal inferences, it is possible to hypothesize processes to explain these relationships. Understanding that although the transgression was a negative event for the couple, it allowed them to grow, implies -to some extent- that the person is taking a perspective in which the attention focus is not restricted to the transgression itself, but also on more positive (i.e., reinforcing) aspects of the relationship, leading to a wider and more realistic perspective of the relationship, which in turn may facilitate forgiveness (Fourie et al., 2020; Noor & Halabi, 2018; Worthington, 2006). On the other hand, resentment is negatively related to relationship maturation, and similarly, this could be due to the poor ability to take perspective on the event, the partner, and the couple itself, focusing only on the negative aspects of the event and probably ruminating about them.

Relationship deterioration was correlated negatively with forgiveness, and positively with resentment. In this factor, the person focuses on the negative aspects of the transgression carried out by the partner, probably in an attempt to prepare for future transgressions or the relationship breakup itself (Newman & Llera, 2011), with the idea that if it happens it will be less painful. However, this exercise could involve rumination processes and therefore amplify discomfort (Ciesla et al., 2011), and this may be the reason why the more this coping strategy is used, lower forgiveness and greater resentment levels will be present (c.f., de la Fuente-Anuncibay et al., 2021).

Problem-Focused Coping Strategies Scale

AFE on the P-FCS showed only the negotiation factor, on which both members of the dyad communicate and take action consequently in order to repair the damage done and prevent future incidents. Negotiation strategies may be considered as a combination of planning and active coping strategies measured by

other scales (Carver et al., 1989), and even though there's no previous scale that explicitly measures negotiation as coping, negotiation models can be better explained through the coping perspective (Schneider & Wilhelm Stanis, 2007).

Although negotiation can be really challenging for a relationship after a transgression, it turned out to be the strongest positive correlate of forgiveness. Negotiation involves contacting with the experience of unfair treatment (e.g., infidelity, lies, lack of respect, etc.), as well as with the aversive thoughts and emotions that this experience evokes (e.g., sadness, anger, disappointment, shame, etc.), however, it is essential to forgive (Enright & Fitzgibbons, 2015), and it also opens the possibility of resolving misunderstandings, as well as behavioral changes oriented towards taking care of the couple, which can allow the quality of the relationship to not only recover but to thrive (Hayes, 2020). Likewise, the results show a strong correlation between negotiation and the maturation of the relationship, so it is possible to assume that people who may have a broader perspective of the transgression also successfully negotiated effectively with their partners, which could lead to more positive interactions, and this, in turn, promote genuine forgiveness.

Conclusions

The measurement of the specific coping strategies carried out to deal with a transgression committed by the romantic partner allows us to account with major accuracy the psychological (dis)adjustment resulting from the transgression. Researchers who use this inventory may contribute to the identification of which coping strategies are adaptive or maladaptive, and to the understanding of the effects of each coping strategy on the transgression's negative consequences on physical and mental health (e.g., Cano & O'Leary, 2000; Shrout & Weigel, 2018), and to their relationship's quality (Schratter et al., 1998). Also, these scales may be useful in the development and testing of psychotherapeutic strategies to promote adaptive coping strategies.

Limitations and further Directions

Further construct validity work on the scales is needed. According to Dimitrov (2010), stability on factor structures from EFA (Rosales, 2018) to CFA, supports the structural aspect of the scales' construct validity, while the correlations with forgiveness and resentment feed the external aspect of construct validity. Nevertheless, the substantive, generalizability, and consequential aspects of construct validity are still areas of opportunity. Therefore, we think that a useful next step in strengthening this inventory is to carry out invariance tests in other languages and cultures.

Given the cross-sectional and correlational nature of this research, it provides evidence of construct validity to the psychometric scales, but its scope is very limited when it comes to explaining the relationship between variables. Although possible explanations for the correlations found are outlined in the discussion, most of them require experimental designs to be strictly tested, so we believe it is necessary to carry out such research in the future, which in turn can contribute to the substantive aspect of construct validity. Finally, it is possible that integrating these measures as a single scale with two functional dimensions (i.e., avoidance and approximation strategies) might turn into a most parsimonious approximation to the phenomena. In the meanwhile, the E-FCS, M-FCS, and P-FCS might be useful, and their findings can be of great value in clinical practice.

References

- Bardeen, J. R. (2015). Short-term pain for long-term gain: The role of experiential avoidance in the relation between anxiety sensitivity and emotional distress. *Journal of Anxiety Disorders*, 30, 113–119. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2014.12.013>
- Barra Almagiá Enrique. (2004). Apoyo social, estrés y salud. *Psicología y Salud*, 14(2), 237–243.
- 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. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.68.5.774>

- Carver, C. S., Scheier, M. F., & Weintraub, J. K. (1989). *Assessing Coping Strategies: A Theoretically Based Approach* (Vol. 56, Issue 2). Psychological Association, Inc.
- Cheadle, A. C. D., & Toussaint, L. L. (2015). Forgiveness and Physical Health in Healthy Populations. In E. Worthington & D. Williams (Eds.), *Forgiveness and Health* (pp. 91–106). Springer. https://doi.org/https://doi.org/10.1007/978-94-017-9993-5_7
- Ciesla, J. A., Dickson, K. S., Anderson, N. L., & Neal, D. J. (2011). Negative repetitive thought and college drinking: Angry rumination, depressive rumination, co-rumination, and worry. *Cognitive Therapy and Research*, 35(2), 142–150. <https://doi.org/10.1007/s10608-011-9355-1>
- de la Fuente-Anuncibay, R., González-Barbadillo, Á., Ortega-Sánchez, D., Ordóñez-Cambor, N., & Pizarro-Ruiz, J. P. (2021). Anger rumination and mindfulness: Mediating effects on forgiveness. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(5), 1–16. <https://doi.org/10.3390/ijerph18052668>
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct Validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121–149. <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- Enright, R. D., & Fitzgibbons, R. P. (2015). *Forgiveness therapy: An empirical guide for resolving anger and restoring hope*. American Psychological Association.
- Farr, J., Ononaiye, M., & Irons, C. (2021). Early shaming experiences and psychological distress: The role of experiential avoidance and self-compassion. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 94(4), 952–972. <https://doi.org/10.1111/papt.12353>
- Fourie, M. M., Hortensius, R., & Decety, J. (2020). Parsing the components of forgiveness: Psychological and neural mechanisms. In *Neuroscience and Biobehavioral Reviews* (Vol. 112, pp. 437–451). Elsevier Ltd. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2020.02.020>
- Gates, M. S. (2012). *Devaluing Stigma in the Context of Forgiveness, Structural Regression Model of Reappraisal* [Doctor of Philosophy]. University of North Texas.
- Griffin, B. J., Worthington, E. L., Lavelock, C. R., Wade, N. G., & Hoyt, W. T. (2015). Forgiveness and Mental Health. In L. Toussaint, E. Worthington, & D. Williams (Eds.), *Forgiveness and Health* (pp. 77–90). Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-94-017-9993-5_6
- Guzmán-González, M., Rivera-Ottenberger, D., Garrido, L., Contreras, P., & Yáñez-Yaben, S. (2019). Factorial structure, metric invariance and psychometric properties of the Chilean version of the questionnaire of forgiveness of the former partner. *Revista Iberoamericana de Diagnostico y Evaluacion Psicologica*, 52(3), 41–52. <https://doi.org/10.21865/RIDEP52.3.04>
- Harris, A. H. S., Cronkite, R., & Moos, R. (2006). Physical activity, exercise coping, and depression in a 10-year cohort study of depressed patients. *Journal of Affective Disorders*, 93(1–3), 79–85. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2006.02.013>
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: a regression based approach*. New York: Guilford Publications.
- Hayes, S. C. (2020). *Una mente liberada: la guía esencial de la terapia de aceptación y compromiso (ACT)*. Ediciones Paidós.
- Hayes, S. C., Follette, V. M., & Linehan, M. (2004). *Mindfulness and acceptance: Expanding the cognitive-behavioral tradition*. Guilford Press.
- Hazlett-Stevens, H., & Craske, M. G. (2002). Brief Cognitive-Behavioral Therapy: Definition and Scientific Foundations. In W. Bond & W. Dryden (Eds.), *Handbook of Brief Cognitive Behaviour Therapy* (pp. 1–20). Wiley Online Library.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jensen, J., Rauer, A., & Johnson, A. (2021). Better to Forgive or to Forget? Marital Transgressions and Forgiveness in Older Couples. *Journal of Social, Behavioral, and Health Sciences*, 15(1). <https://doi.org/10.5590/jsbhs.2021.15.1.20>
- Jeter, W. K., & Brannon, L. A. (2016). Perceived and Actual Effectiveness of Coping Strategies Used When Forgiving. *Counseling and Values*, 61(2), 176–191. <https://doi.org/10.1002/cvj.12036>
- Jones, W. H., Moore, D. S., Schratter, A., & Negel, L. A. (2001). Interpersonal Transgressions and Betrayals. In *Behaving Badly: Aversive Behaviors in Interpersonal Relationships* (pp. 233–256). American Psychological Association.
- Kenny, D. A., Kaniskan, B., & McCoach, D. B. (2015). The Performance of RMSEA in Models With Small Degrees of Freedom. *Sociological Methods and Research*, 44(3), 486–507. <https://doi.org/10.1177/0049124114543236>
- Lazarus, R., & Folkman, S. (1984). *Stress: appraisal and coping*. Springer Publishing Company.
- Lazarus, R., & Folkman, S. (1991). *Estrés y procesos cognitivos*. Ediciones Roca.
- Leary, M. R., Springer, C., Negel, L., Ansell, E., & Evans, K. (1998). The Causes, Phenomenology, and

- Consequences of Hurt Feelings. In *Journal of Personality and Social Psychology* (Vol. 74, Issue 5).
- Leder, G. (2017). Know Thyself? Questioning the Theoretical Foundations of Cognitive Behavioral Therapy. *Review of Philosophy and Psychology*, 8(2), 391–410. <https://doi.org/10.1007/s13164-016-0308-1>
- McCullough, M. E., Orsulak, P., Brandon, A., & Akers, L. (2007). Rumination, fear, and cortisol: An in vivo study of interpersonal transgressions. *Health Psychology*, 26(1), 126–132. <https://doi.org/10.1037/0278-6133.26.1.126>
- McDonald R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Miller, A. J., & Worthington, E. L. (2010). Sex differences in forgiveness and mental health in recently married couples. *Journal of Positive Psychology*, 5(1), 12–23. <https://doi.org/10.1080/17439760903271140>
- Moos, R. (1993). *Coping Responses Inventory Psychological Assessment Resources*. Inc Florida.
- Newman, M. G., & Llera, S. J. (2011). A novel theory of experiential avoidance in generalized anxiety disorder: A review and synthesis of research supporting a contrast avoidance model of worry. In *Clinical Psychology Review* (Vol. 31, Issue 3, pp. 371–382). <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2011.01.008>
- Noor, M., & Halabi, S. (2018). Can we forgive a militant outgroup member? The role of perspective-taking. *Asian Journal of Social Psychology*, 21(4), 246–255. <https://doi.org/10.1111/ajsp.12328>
- Park, C. L., & Folkman, S. (1997). Meaning in the Context of Stress and Coping. In *Review of General Psychology* (Issue 2).
- Rosales, R. M. (2018). *Un modelo explicativo del perdón en relación a la pareja: El papel de los estilos de apego, la transgresión, atribuciones, empatía y rumiación*. [Tesis doctoral]. Universidad Nacional Autónoma de México.
- Rosales-Sarabia, R. M., Rivera Aragón, S., Reidl Martínez, L. M., & García Méndez, M. (2018). Perdón y Resentimiento hacia la Pareja: Desarrollo y Validación de Dos Escalas. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 47(2). <https://doi.org/10.21865/ridep47.2.10>
- Sabina, C., & Straus, M. A. (2008). Polyvictimization by dating partners and mental health among U.S. college students. *Violence and Victims*, 23(6), 667–682. <https://doi.org/10.1891/0886-6708.23.6.667>
- Schneider, I. E., & Wilhelm Stanis, S. A. (2007). Coping: An alternative conceptualization for constraint negotiation and accommodation. In *Leisure Sciences* (Vol. 29, Issue 4, pp. 391–401). <https://doi.org/10.1080/01490400701394915>
- Shackelford, T. K., LeBlanc, G. J., & Drass, E. (2000). Emotional reactions to infidelity. *Cognition and Emotion*, 14(5), 643–659. <https://doi.org/10.1080/02699930050117657>
- Shrout, M. R., & Weigel, D. J. (2018). Infidelity's aftermath: Appraisals, mental health, and health-compromising behaviors following a partner's infidelity. *Journal of Social and Personal Relationships*, 35(8), 1067–1091. <https://doi.org/10.1177/0265407517704091>
- Sladek, M. R., Doane, L. D., Luecken, L. J., & Eisenberg, N. (2016). Perceived stress, coping, and cortisol reactivity in daily life: A study of adolescents during the first year of college. *Biological Psychology*, 117, 8–15. <https://doi.org/10.1016/j.biopsycho.2016.02.003>
- Strelan, P. (2019). The stress-and-coping model of forgiveness: Theory, research, and the potential of dyadic coping. In E. Worthington & N. Wade (Eds.), *Handbook of forgiveness* (pp. 63–73). Routledge.
- Strelan, P., & Wojtysiak, N. (2009). Strategies for coping with interpersonal hurt: Preliminary evidence for the relationship between coping and forgiveness. *Counseling and Values*, 53(2), 97–111. <https://doi.org/10.1002/j.2161-007X.2009.tb00117.x>
- Webb, J., & Toussaint, L. L. (2019). Forgiveness, well-being, and mental health. In E. Worthington & N. Wade (Eds.), *Handbook of forgiveness* (pp. 188–198). Routledge.
- Witvliet, C. V. O., & Root Luna, L. M. (2018). Forgiveness and wellbeing. In D. Dunn (Ed.), *Positive Psychology* (pp. 131–152). Routledge.
- Worthington, E. (2006). *Forgiveness and Reconciliation: Theory and Application*. Routledge.
- Worthington, E. L., & Scherer, M. (2004). Forgiveness is an emotion-focused coping strategy that can reduce health risks and promote health resilience: Theory, review, and hypotheses. In *Psychology and Health* (Vol. 19, Issue 3, pp. 385–405). <https://doi.org/10.1080/0887044042000196674>
- Zandipor, T., Azadi, S. H., & Nahidpor, F. (2011). A study on the relationship between forgiveness, personality traits, mental health in couples who referred to hygiene centers of Gachsaran. *Quarterly Journal of Women and Society*, 2(6), 1–18.
- Zeidner, M., & Endler, N. (1996). *Handbook of Coping: Theory, Research, Applications* (M. Zeidner & N. Endler, Eds.). John Wiley & Sons, Inc.

Annex

Exhibit 1: Spanish version of the Emotion-focused coping strategies scale (*The text below includes English translations in italics*)

Instrucciones: Cuando me siento mal por lo que mi pareja me hizo (Señala con una “X”).

Instructions: When I feel bad about what my partner did to me (Mark with an “X”).

Nunca (Never)	Casi nunca (Almost never)	Algunas veces (Sometimes)	Casi siempre (Almost Always)	Siempre (Always)
1	2	3	4	5
Me pongo a gritar (<i>I start screaming</i>)			1 2 3 4 5	
Le hablo feo (<i>I say mean things to him/her</i>)			1 2 3 4 5	
Siento que exploto de coraje (<i>I feel like I'm going to explode with anger</i>)			1 2 3 4 5	
Me pongo a la defensiva (<i>I become defensive</i>)			1 2 3 4 5	
Me enojo (<i>I get angry</i>)			1 2 3 4 5	
Intento relajarme (<i>I try to calm down</i>)			1 2 3 4 5	
Me distraigo haciendo otras cosas (<i>I distract myself by doing other things</i>)			1 2 3 4 5	
Me pongo a hacer otras cosas (<i>I focus on other activities</i>)			1 2 3 4 5	
Pienso en cosas agradables (<i>I think about happy or pleasant things</i>)			1 2 3 4 5	
Platico las cosas con otra persona (<i>I talk to someone about it</i>)			1 2 3 4 5	
Lo platico con personas cercanas a mí (<i>I confide in close friends or family members</i>)			1 2 3 4 5	
Lo hablo con un amigo o amiga (<i>I discuss it with a friend</i>)			1 2 3 4 5	
Me pongo a hacer ejercicio (<i>I start exercising</i>)			1 2 3 4 5	
Salgo a correr (<i>I go for a run</i>)			1 2 3 4 5	
Comienzo a hacer ejercicio (<i>I exercise in general</i>)			1 2 3 4 5	
Pongo mi distancia de él (<i>I create some distance between us</i>)			1 2 3 4 5	
Me alejo de mi pareja (<i>I distance myself from my partner</i>)			1 2 3 4 5	
Evito el contacto con mi pareja (<i>I avoid contact with my partner.</i>)			1 2 3 4 5	

Note: Items 1-5 (Distressed Behavioral Expression), 6-9 (Self-Control), 10-12 (Social Support), 13-15 (Physical Activation); y 16-18 (Time-Outs).

Exhibit 2: Spanish version of the Meaning-focused coping strategies scale (*The text below includes English translations in italics*)

Instrucciones: Actualmente pienso que el incidente (Señala con una “X”)

I currently believe that the incident (mark with an “X”)

Nunca (Never)	Casi nunca (Almost never)	Algunas veces (Sometimes)	Casi siempre (Almost Always)	Siempre (Always)
1	2	3	4	5
Nos hizo madurar como pareja (<i>Made us mature as a couple</i>)			1 2 3 4 5	
Creo que somos mejores a partir de lo que pasó (<i>I think we are better for what happened.</i>)			1 2 3 4 5	
Creo que ha madurado en ese aspecto (<i>I think he has matured in that regard</i>)			1 2 3 4 5	
Nos ayudó a valorarnos (<i>It helped us to value each other</i>)			1 2 3 4 5	
Ayudó a que estuviéramos mejor como pareja (<i>It helped us to be better as a couple</i>)			1 2 3 4 5	
Ahora pienso que no valía la pena pelear (<i>Now I don't think it was worth fighting about</i>)			1 2 3 4 5	
Ahora pienso que todo fue una tontería (<i>Now I think it was all nonsense</i>)			1 2 3 4 5	
Ahora pienso que fue algo que no valía la pena (<i>Now I think it wasn't worth the trouble</i>)			1 2 3 4 5	
Ahora pienso en que realmente no importaba (<i>Now I think it didn't really matter</i>)			1 2 3 4 5	

Exhibit 2. Continued

Nunca (Never)	Casi nunca (Almost never)	Algunas veces (Sometimes)	Casi siempre (Almost Always)	Siempre (Always)
1	2	3	4	5
Ahora pienso que no era para tanto (<i>Now I think it wasn't that big of a deal</i>)			1	2 3 4 5
Ha disminuido la confianza entre nosotros (<i>The trust between us has diminished</i>)			1	2 3 4 5
Sigue afectando para mal mi relación (<i>It continues to affect my relationship badly</i>)			1	2 3 4 5
Hizo que la relación sea más fría (<i>It has made the relationship colder</i>)			1	2 3 4 5
Está destruyendo la relación (<i>It is destroying our relationship</i>)			1	2 3 4 5
Generó más conflictos (<i>It generated more conflicts</i>)			1	2 3 4 5

Note: Items 1-5 (Relationship Maturation), 6-10 (Minimization of Transgression), and 11-15 (Relationship Deterioration).

Exhibit 3: Spanish version of the Problem-focused coping strategies scale (*The text below includes English translations in italics*)

Instrucciones: Después de que mi pareja me lastimó u ofendió con lo que hizo (Señala con una "X").

Instructions: After my partner hurt or offended me with what he/she did (Point with an "X").

Nunca (Never)	Casi nunca (Almost never)	Algunas veces (Sometimes)	Casi siempre (Almost Always)	Siempre (Always)
1	2	3	4	5
Aprendimos de la experiencia y cambiamos (<i>We learned from the experience and changed</i>)			1	2 3 4 5
Pusimos en claro la situación (<i>We set the situation straight</i>)			1	2 3 4 5
Hablando se pudo resolver (<i>We were able to solve it by talking</i>)			1	2 3 4 5
Cambiamos en lo que es/era necesario (<i>We changed what is/was necessary</i>)			1	2 3 4 5
Hablamos las cosas bien (<i>We talked about things thoroughly</i>)			1	2 3 4 5
Trabajamos juntos para salir adelante (<i>We work together to get ahead</i>)			1	2 3 4 5
Hablando llegamos a buenos términos (<i>We come to good terms by talking</i>)			1	2 3 4 5
Lo solucionamos (<i>We worked it out</i>)			1	2 3 4 5



ORIGINAL

Reactividad Cardíaca ante Evocación de Eventos Estresantes en Población Universitaria

Cardiac Reactivity to Evocation of Stressful Events in a University Population

José Esael Pineda Sánchez ^{1,a}, Erik Leonardo Mateos Salgado ^b, Benjamín Domínguez Trejo ^b, Fructuoso Ayala Guerrero ^b, Brian Michelle González Hernández ^c, y Norma Angélica Ortega Andrade ^c

^aCentro de Atención y Evaluación Psicológica "Dr. Benjamín Domínguez"

^bFacultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, México

^cUniversidad Autónoma del Estado de Hidalgo, México

Recibido 5 de mayo de 2022; aceptado 25 de julio de 2023

Resumen

La variabilidad de la frecuencia cardíaca (VFC) se utiliza como una señal fisiológica para evaluar la reactividad psicofisiológica al estrés. El análisis en el dominio de la frecuencia de esta señal se ha usado para describir el papel del sistema nervioso autónomo en los procesos de adaptación al estrés. Sin embargo, el uso de medidas de tendencia central para reportar los resultados de distintas poblaciones desestima las diferencias individuales en la reacción frente al estrés. El objetivo de esta investigación fue caracterizar la reactividad cardíaca ante la evocación de eventos estresantes en población universitaria. Participaron 94 estudiantes de nuevo ingreso a la carrera de psicología, de dos universidades de México. Los resultados indican un decremento consistente en la banda de alta frecuencia ante la evocación de eventos estresantes, en comparación con la banda de baja frecuencia. La caracterización de la respuesta autonómica al estrés presenta dos subgrupos acoplados (co-activación y co-inhibición); y uno desacoplado. Nuestros hallazgos, ratifican la viabilidad de la banda de frecuencia alta de la VFC como un indicador estable de reactividad al estrés, y resaltan la importancia de las diferencias específicas de la actividad autonómica en la caracterización de la respuesta fisiológica al estrés.

Palabras clave: Variabilidad de la frecuencia cardíaca; Evaluación psicofisiológica; Estrés; Reactividad al estrés; Espacio autonómico

¹ Contacto: José Esael Pineda Sánchez, e-mail: esael.pineda@caepsibdt.mx

Abstract

Heart rate variability (HRV) is used as a reliable physiological signal to assess psychophysiological reactivity to stress. Frequency-domain mathematical analysis of the HRV signal provides metrics that are associated with the performance of the autonomic nervous system. However, the use of measures of central tendency to report global results in different populations underestimates individual differences in the way people react to stress and the clinical importance of this response. The objective of this research was to characterize cardiac reactivity to the evocation of stressful events in a university population. The participants were 94 new psychology students from two universities in Mexico. A psychophysiological stress assessment was performed to estimate cardiac reactivity; the evaluation consisted of the following conditions: 1) Baseline; 2) Evocation of stress; and 3) Recovery. The participants were sitting with their eyes closed and without moving during every single one of the conditions. Four subgroups were created depending on the type of cardiac reactivity to stress. The results indicate a significant consistent decrease in the high-frequency band when evoking stressful events, compared to the low-frequency band. Similar responses were observed between the low-frequency band and the high-frequency band in 60.6% of the cases, suggesting that the antagonistic autonomic balance between the two divisions of the ANS was scarce. According to the autonomic space model and the type of stress reactivity of each student, there were two subgroups characterized by co-activation and co-inhibition modes; and one subgroup characterized by uncoupled response mode. Our findings confirm the viability of the high-frequency band of HRV as a stable indicator of stress reactivity. Likewise, evidence is generated in favor of using evocative stress stimuli to assess physiological reactivity like more personal stressors. Lastly, the importance of specific differences in autonomic activity to characterize the physiological response to stress and its possible clinical utility to propose interventions and select techniques that most effectively benefit vulnerable populations are highlighted.

Keywords: Heart rate variability; Psychophysiological assessment; Stress; Stress reactivity; Autonomic response

Se considera que el estrés prolongado y de alta intensidad influye en la patogénesis de la enfermedad física al causar estados afectivos negativos, que a su vez ejercen efectos directos sobre procesos biológicos o patrones de comportamiento que influyen en el riesgo de desarrollar alguna enfermedad (Cohen et al., 2007; Epel et al., 2018; Puloopulos et al., 2018; Thoits, 2010; Wirtz & von Känel, 2017).

Las investigaciones que estudian el cerebro durante la exposición a eventos potencialmente estresantes, son una herramienta importante para comprender su biología y su impacto en distintos sistemas. Las alteraciones en los sistemas neurobiológicos, como el sistema nervioso autónomo (SNA) y el eje hipotálamo-pituitario-suprarrenal (HPA), contribuyen al desarrollo y mantenimiento de problemas psicológicos y de comportamiento, después de experiencias traumáticas (Schoormans et al., 2021).

Con la evaluación psicofisiológica se puede monitorear el tipo de respuesta o reactividad biológica que las personas presentan ante situaciones adversas, lo cual aporta información para comprender la relación entre mecanismos psicológicos y neurofisiológicos (Uchino et al., 2019). En el ámbito de la psicofisiología aplicada, evaluar el tipo de reactividad al estrés contribuye a la identificación de personas vulnerables o en riesgo de desarrollar problemas de salud asociados con este fenómeno (Arena & Schwartz, 2016). Este tipo de evaluación consiste en analizar las características de variables fisiológicas de diversos sistemas del organismo, como el autonómico, neuroendocrino, inmune y cardiovascular, en condiciones de estrés (Liu et al., 2017; McEwen, 2007; Morera et al., 2019). Entre las señales fisiológicas más comunes destacan, la respuesta muscular, la presión sanguínea, la conductancia de la piel, la temperatura periférica,

la actividad cardiaca, los niveles de cortisol, de alfa amilasa e interleucinas (Herborn et al., 2015; Luijckx et al., 2014; Pole, 2007; Sánchez-Reolid et al., 2020).

La respuesta al estrés se estudia frecuentemente en escenarios de laboratorio, utilizando protocolos con características específicas desarrolladas para dicho fin (Kogler et al., 2015). La reactividad fisiológica obtenida mediante estos paradigmas es similar y comparable con la reacción que se experimenta en la vida real ante situaciones estresantes (Henze et al., 2017). Para inducir el estrés se usan estímulos o estresores, que se pueden clasificar como físicos (ambientales y fisiológicos) o psicológicos (cognitivos y emocionales) (Bali & Jaggi, 2015). Como las personas difieren en su respuesta ante los diferentes tipos de estresores (Ginty et al., 2017) no se tiene una evaluación psicofisiológica del estrés única, universalmente aceptada.

Debido a que la reactividad al estrés se asocia drásticamente con la morbilidad y mortalidad cardiacas, las respuestas proinflamatorias, la hiperreactividad hormonal y las enfermedades crónicas, existe un interés creciente en el estudio de biomarcadores que faciliten el monitoreo de respuestas adaptativas o desadaptativas ante situaciones de estrés psicosocial (Hänsel et al., 2010; Kiecolt-Glaser et al., 2020; Lischke et al., 2018). Mediante la variabilidad de la frecuencia cardiaca (VFC) se pueden monitorear la regulación autonómica cardiovascular (Melillo et al., 2011). Sin embargo, se debe comprender que la modulación de la actividad autonómica no depende exclusivamente de la coactivación específica de las ramas simpática y parasimpática, en su lugar, debemos pensar en una flexibilidad autonómica denominada regulación alostática, conceptualizada como el medio para conseguir la estabilidad del funcionamiento cardiovascular, a pesar de los cambios o exigencias del ambiente como el estrés ortostático, el ejercicio, o las respuestas de pelea o huida (Berntson et al., 2008).

La VFC es el fenómeno asociado con la variación del tiempo entre cada latido cardiaco que se puede analizar con diferentes métodos matemáticos (Task Force, 1996), algunos métodos reflejan la modulación autonómica del corazón. Esta regulación autonómica puede darse por cambios recíprocos, por activación

independiente o por coactivación de ambas ramas del SNA (Norman et al., 2014). Se considera que en condiciones normales, la regulación de la VFC es predominantemente parasimpática, pero ante la aparición de situaciones estresantes existe un retiro de la influencia vagal y un incremento en la actividad de la rama simpática, reduciendo dicha variación y sugiriendo poca flexibilidad autonómica (Schiweck et al., 2018). Los paradigmas de investigación que utilizan los análisis espectrales de la VFC, reportan niveles disminuidos de la frecuencia alta (HF por sus siglas en inglés), asociados con actividad parasimpática, ante condiciones de estrés. Así mismo, se reportan niveles elevados de la frecuencia baja (LF por sus siglas en inglés), que se asocian con activación simpática, aunque la respuesta de LF es menos consistente que HF (Schneider & Schwerdtfeger, 2020).

Se considera que la VFC puede representar un índice de flexibilidad y adaptación del organismo ante las situaciones estresantes. Dicha plasticidad está mediada por la inervación vagal de la actividad cardiaca y es monitoreada por medio del análisis espectral de la VFC. La presencia de una VFC alta acompañada de activación en la banda HF del análisis espectral, antes y/o durante las tareas estresantes de laboratorio se asocia con una mayor resiliencia cognitiva, una regulación emocional adecuada y una mejor modulación de los niveles de cortisol, así como de respuestas cardiovasculares e inflamatorias (Perna et al., 2020). Sin embargo, al monitorear la respuesta cardiaca, es importante considerar que los protocolos verbales (tarea de estrés social, discurso, o prueba de Stroop) alteran la respuesta cardiovascular e interfieren con la medición de la reactividad ante el estrés agudo (Brugnera et al., 2018).

El estudio de la reactividad cardiaca ante el estrés psicológico ha contribuido a comprender el papel de la modulación autonómica como un indicador de la vulnerabilidad fisiológica ante las enfermedades físicas o mentales. Sin embargo, la mayoría de los reportes científicos en este campo, describen sus resultados apoyados en la estadística descriptiva y las medidas de tendencia central, que, si bien nos ayudan a conocer la disposición de los puntajes en la mayoría

de la población estudiada, también demerita las diferencias individuales respecto de dicha reactividad. Por esta razón, consideramos que hacen falta estudios sobre la especificidad de la reactividad cardiaca ante la evocación de eventos estresantes que nos ayuden a clasificar la respuesta de la VFC de forma particular y faciliten la conformación de subgrupos que permitan caracterizar la reactividad al estrés y su abordaje clínico. Los objetivos de este estudio fueron explorar la efectividad de un estímulo de evocación del estrés para provocar reactividad en el funcionamiento cardíaco y explorar si la caracterización específica de dicha reactividad tiene alguna relevancia clínica.

Método

Participantes

La muestra inicial consistió en dos grupos de estudiantes de nuevo ingreso a la Universidad quienes participaron en este estudio durante el periodo comprendido entre julio de 2016 a agosto de 2017. El primer grupo (G1) incluyó a 42 participantes con una edad promedio de 19.2 (DE = 2.2) del Instituto de Ciencias de la Salud de la Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, de los cuales 71% eran mujeres. El segundo grupo (G2) incluyó a 52 participantes (82% mujeres) con una edad promedio de 18.5 (DE = 2.5), de la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional Autónoma de México. Se crearon 4 subgrupos dependiendo el tipo de reactividad cardiaca al estrés, el grupo G1 se dividió en los subgrupos G1-↑ (incremento) y G1-↓ (decremento). Asimismo, del grupo G2 se obtuvieron los subgrupos G2-↑ (incremento) y G2-↓ (decremento).

Mediante entrevista se verificó que ninguno de los participantes reportara problemas médicos o psiquiátricos. A los participantes de ambos grupos se les proporcionó información sobre el procedimiento de evaluación y posteriormente firmaron una carta de consentimiento informado, todos los procedimientos del estudio se realizaron de acuerdo con la Declaración de Helsinki.

Procedimiento

La evaluación psicofisiológica tuvo tres condiciones; línea base (LB), estrés (ES) y recuperación. Cada condición duró 5 minutos. Las instrucciones dadas a los participantes, la ejecución de la evaluación y la colocación de los sensores se uniformizó para ambos grupos. Los registros se realizaron en un horario de 10:00 a.m. a la 1:00 p.m. Todos los registros se hicieron con los participantes sentados y con los ojos cerrados. En la LB se les pidió a los participantes que permanecieran quietos, sin hablar y sin moverse. La condición de estrés consistió en recordar una situación estresante de la vida diaria. La condición de recuperación fue similar a la LB. Al concluir la condición de estrés, se realizó una breve entrevista para verificar la pertinencia del recuerdo elegido, así como, la percepción de emociones experimentadas y su intensidad.

Las variables fisiológicas registradas fueron el volumen del flujo sanguíneo, la respiración, la temperatura periférica y la actividad cardiaca mediante el electrocardiograma (ECG). Se usó un equipo *ProComp Infinity* (Thought Technology Ltd, Canada). Para este estudio solo se analizó la actividad cardiaca de las condiciones de Línea base (LB) y estrés (ES). La señal de ECG se exportó en formato de texto con una frecuencia de muestreo de 2048 muestras por segundo, los intervalos entre latidos cardíacos se obtuvieron mediante el *software QRSTool* versión 1.2.2 (Allen et al., 2007). Para calcular las medidas de la VFC se usó el *software Kubios HRV* (Tarvainen et al., 2014).

Instrumentos y mediciones

Medidas de la VFC. Se calculó el periodo cardíaco (PC) y por medio del periodograma de Welch's basado en la transformada rápida de Fourier se calcularon la frecuencia baja (LF por sus siglas en inglés) 0.04–0.15 Hz y la frecuencia alta (HF por sus siglas en inglés) 0.15–0.4 Hz. La densidad de poder espectral de LF y HF se representó con el logaritmo natural (ln) de la unidad en ms².

Tabla 1

Comparación de las condiciones de la evaluación psicofisiológica por grupos

	Medida	LB	ES	t	gl	p	d de Cohen	IC 95%
G1 (n = 42)	LF (ln)	6.2 (.9)	6.3 (.8)	-.15	41	ns	-.02	[-.33, .28]
	HF (ln)	6.9 (.7)	6.5 (.9)	6.11	41	<.001	.94	[.57, 1.3]
	PC (ms)	822 (95)	799 (94)	4.84	41	<.001	.75	[.4, 1.1]
G2 (n = 52)	LF (ln)	6.4 (.8)	6.6 (.8)	-2.1	51	.04	-.29	[-.36, -.01]
	HF (ln)	6.8 (.9)	6.5 (.9)	4.39	51	<.001	.61	[.17, .45]
	PC (ms)	831 (90)	800 (80)	6.71	51	<.001	.93	[21.7, 40.2]

Notas: media (DE), IC = intervalo de confianza [inferior, superior], gl = grado de libertad, G1= primer grupo, G2 = segundo grupo, LB = línea base, Es = estrés, ns = no significativo, n = número de participantes, LF = frecuencia baja, HF = frecuencia alta, PC = periodo cardiaco, ln = logaritmo natural, ms = milisegundos.

Reactividad al estrés. La reactividad al estrés se puede evaluar en términos de la diferencia entre la condición de estrés y una condición de comparación. La reactividad se consideró de incremento cuando el valor de la condición de ES fue mayor a la LB, si el valor de la condición de estrés fue menor a la LB la reactividad se consideró como disminución. La reactividad al estrés se obtuvo para las tres medidas de la VFC.

Análisis estadísticos

Se encontró que todas las variables de ambos grupos tuvieron distribución normal por lo que se usó la prueba t de *Student* para comparar las condiciones de LB y estrés. Por otro lado, se encontró que algunas variables de los 4 subgrupos no tuvieron distribución normal, por lo que la comparación se realizó con la prueba de los rangos con signo de Wilcoxon, se estableció el nivel de significancia en $p < .05$.

Resultados

Por medio de la prueba t de *Student* se encontraron diferencias significativas entre las condiciones de LB y ES. Las tendencias indican disminución estadísticamente significativa en las medidas de HF y PC en ambos grupos. La medida de LF aumentó en la condición de estrés en ambos grupos, pero con significancia estadística sólo en el segundo grupo (ver Tabla 1).

En los subgrupos formados de acuerdo con el tipo de reactividad al estrés, se encontró que en los subgrupos de G1 hubo mayor porcentaje de participantes que presentaron reducciones en HF (86%) y PC (74%), así como aumento en LF (57%). De forma parecida, en los subgrupos de G2 hubo mayor porcentaje de participantes que presentaron reducciones en HF (77%) y PC (83%), así como incremento en LF (67%) (ver Tabla 2).

Al evaluar la coincidencia entre las medidas de HF y LF de acuerdo con el tipo de reactividad, en G1 se encontró que los participantes que presentaron incrementos en HF (n=6), el 83% coincidió con incrementos en LF; mientras que los participantes que presentaron disminuciones en HF (n=36), el 47% coincidió con disminuciones en LF. Los participantes que presentaron incrementos en LF (n=24), el 21% coincidió con incrementos en HF; mientras que los participantes que tuvieron disminuciones en LF (n=18), el 94% coincidió con disminuciones en HF.

Además, en G2 se encontró que los participantes que presentaron incrementos en HF (n=12), el 83% coincidió con incrementos en LF; mientras que los participantes que presentaron disminuciones en HF (n=40), el 62% coincidió con disminuciones en LF. De los participantes que presentaron incrementos en LF (n=35), el 29% coincidió con incrementos en HF; mientras que de los participantes que tuvieron disminuciones en LF (n=17), el 88% coincidió con disminuciones en HF. En general, se observó coincidencia en el incremento o disminución de ambas bandas en el 60.6% de los casos.

Tabla 2*Agrupación de los participantes considerando el tipo de reactividad en las medidas de la VFC*

Medida	G1-↑	G1-↓	G2-↑	G2-↓
HF	14% (n = 6)	86% (n = 36)	23% (n = 12)	77% (n = 40)
LF	57% (n = 24)	43% (n = 18)	67% (n = 35)	33% (n = 17)
PC	26% (n = 11)	74% (n = 31)	17% (n = 9)	83% (n = 43)

Notas: n= número de participantes, G1-↑: subgrupo 1 asociado con incremento, G1-↓: subgrupo 1 asociado con disminución, G2-↑: subgrupo 2 asociado con incremento, G2-↓: subgrupo 2 asociado con disminución, LF = frecuencia baja, HF = frecuencia alta, PC = periodo cardiaco.

Respecto a la coincidencia entre las medidas del PC y HF, en G1 se encontró que los participantes que presentaron disminuciones en el PC (n=31), el 94% coincidieron con disminuciones en HF; mientras que los participantes que presentaron incrementos en el PC (n=11), el 36% coincidió con incrementos en HF. Asimismo, en G2 se encontró que los participantes que presentaron disminuciones en el PC (n=43), el 76% coincidió con disminuciones en HF; mientras que los participantes que presentaron incrementos en el PC (n=9), el 20% coincidió con incrementos en HF.

En cuanto a la coincidencia entre las medidas del PC y LF, en G1 se encontró que los participantes que presentaron disminuciones en el PC (n=31), el 45% coincidió con disminuciones en LF; mientras que los participantes que presentaron incrementos en el PC (n=11), el 64% coincidió con incrementos en LF. Asimismo, en G2 se encontró que los participantes que presentaron disminuciones en el PC (n=43), el 36% coincidió con disminuciones en LF; mientras que los participantes que presentaron incrementos en el PC (n=9), el 78% coincidió con incrementos en LF.

Respecto a la concordancia en el tipo de reactividad de las tres medidas de la VFC, se encontraron porcentajes bajos con 33% (n=17) en G1 y 29% (n=15) en G2. De estas coincidencias, predominaron las disminuciones con 82% en G1 y 87% en G2. Finalmente, de la clasificación de subgrupos con base en su tipo de reactividad, en todas las medidas de la VFC se encontraron diferencias significativas entre las dos condiciones de la evaluación psicofisiológica. Las diferencias significativas se presentaron incluso en los subgrupos con pocos participantes como G1-↑ en HF y G2-↑ en el PC (ver Tabla 3).

Discusión

En un artículo de revisión, Kim y colaboradores describen que la mayoría de los estudios que emplean el análisis en el dominio de la frecuencia de la VFC, para evaluar la respuesta psicofisiológica del estrés, reportan disminución de HF como el resultado más consistente (Kim et al., 2018). Una característica de la medida HF es que permite monitorear la influencia vagal sobre el funcionamiento cardíaco (Berntson et al., 2007; Thomas et al., 2019). Además, se considera que el predominio de HF puede ser un índice del control central del funcionamiento cardíaco realizado por la red autonómica central, y que involucra regiones cerebrales, tales como, la corteza prefrontal, la ínsula, la amígdala, la sustancia gris periacueductal, el puente y la médula espinal (Mulcahy et al., 2019). Los resultados obtenidos en el presente estudio son coherentes respecto de la consistencia de HF para monitorear la reactividad cardiaca ante estímulos estresantes en ambas poblaciones de estudiantes evaluadas, lo que sugiere que la evocación de eventos es un estresor adecuado para provocar una reactividad fisiológica.

A diferencia de HF, los resultados de la medida LF fueron menos consistentes ya que sólo un grupo mostró incremento significativo debido al estrés. La falta de consistencia coincide con otros estudios en los que se describe el efecto de los estímulos estresantes sobre LF. En este sentido, algunos estudios reportan incrementos significativos (Delaney & Brodie, 2000; Endukuru & Tripathi, 2016), otros, disminuciones significativas (Vazan et al., 2017), y en algunos más, cambios no significativos (Filaire et al., 2010). La caracterización de los participantes, de acuerdo con

Tabla 3

Comparación de las condiciones de la evaluación psicofisiológica por subgrupos

Subgrupo	Medida	LB	ES	Z	p
G1-↑	LF (ln)	5.6 (5.2-6.3)	6.3 (5.9-6.7)	-4.29	<.001
	HF (ln)	6.8 (6.4-7.1)	6.9 (6.8-7.3)	-2.2	.028
	PC (ms)	843 (714-899)	844 (714-907)	-2.93	.003
G1-↓	LF (ln)	6.7 (6-7.6)	6 (5.4-6.6)	-3.72	<.001
	HF (ln)	6.8 (6.3-7.5)	6.3 (5.9-7.1)	-5.23	<.001
	PC (ms)	801 (759-894)	772 (720-851)	-4.86	<.001
G2-↑	LF (ln)	6.2 (5.7-6.7)	6.9 (6.2-7.4)	-5.09	<.001
	HF (ln)	6.4 (6-7.5)	6.8 (6.1-7.7)	-3.06	.002
	PC (ms)	783 (733-814)	797 (749-831)	-2.7	.008
G2-↓	LF (ln)	6.6 (6.2-7.2)	6.2 (5.7-6.6)	-3.62	<.001
	HF (ln)	7.1 (6.2-7.6)	6.6 (5.6-7.2)	-5.44	<.001
	PC (ms)	817 (787-917)	785 (738-863)	-5.7	<.001

Notas: mediana (Percentil 25- Percentil 75), Z = valor Z de la prueba de los rangos con signo de Wilcoxon, G1-↑: subgrupo 1 asociado con incremento, G1-↓: subgrupo 1 asociado con disminución, G2-↑: subgrupo 2 asociado con incremento, G2-↓: subgrupo 2 asociado con disminución, LB = línea base, Es = estrés, LF = frecuencia baja, HF = frecuencia alta, PC = periodo cardiaco, ln = logaritmo natural, ms = milisegundos.

su tipo de reactividad, permitió identificar un mayor número de participantes de G2 con incrementos en LF, lo cual pudo influir en la valoración de diferencia estadísticamente significativa, en este grupo.

Uno de los objetivos fundamentales del uso de la VFC en los paradigmas conductuales relacionados al estrés, es realizar inferencias más específicas sobre la regulación autonómica de la función cardiaca (de Geus et al., 2018). Existen algunos paradigmas psicofisiológicos que, de no ser debidamente controlados, pueden producir resultados inesperados en las evaluaciones de estrés, como los efectos techo y piso (Arena & Schwartz, 2016; Goldberger et al., 2001; O'Regan et al., 2014;). En la presente investigación, se procuró controlar este aspecto por medio de periodos de adaptación previos al inicio del registro, en las condiciones subsecuentes no se aplicó fase de adaptación ya que consideramos los cambios fisiológicos como parte de las reacciones individuales, de gran importancia en el ámbito clínico.

De acuerdo con el modelo del espacio autonómico (Berntson et al., 1991; Berntson et al., 1994), existen dos formas generales en la regulación autonómica de

la actividad cardiaca: una implica el funcionamiento acoplado de ambas ramas del SNA, mientras que la otra involucra el funcionamiento desacoplado. Con la caracterización de la reactividad ante el estrés realizada en el presente estudio, se puede asociar la interacción entre las medidas de HF y LF con la tipología propuesta en el modelo del espacio autonómico. Así, la población estudiada presentaría un modo acoplado que se puede dividir en dos subgrupos: 1) coactivación cuando ambas medidas incrementan; 2); y un subgrupo desacoplado, con una función antagonica cuando una medida aumenta y la otra disminuye.

Un aspecto relevante a considerar, es la pertinencia de utilizar LF como un índice de actividad simpática. Si LF representa un índice confiable de actividad simpática, los resultados sobre la interacción de HF y LF se pueden interpretar de acuerdo con el modelo del balance simpático-vagal (Goldberger, 1999). Sin embargo, existen otros factores que influyen en LF como el reflejo barorreceptor y las oscilaciones cíclicas de la presión sanguínea (Catai et al., 2019). La propuesta más sólida establece que LF proporciona información sobre mecanismos de control parasimpático, barore-

ceptores y del tono vasomotor (Draghici & Taylor, 2016; Reyes del Paso et al., 2013;). En este sentido, considerar los valores obtenidos en LF como indicadores de activación simpática pura, es incorrecto para la presente investigación.

Generalmente se reporta que la frecuencia cardíaca (FC) incrementa significativamente debido al estrés (Delaney & Brodie, 2000; Kim et al., 2018; Vazan et al., 2017). Aunque hay una relación inversa de tipo no lineal entre la FC y el PC (Sacha & Pluta, 2008), generalmente el incremento de la FC se refleja como disminución del PC. También hay una relación inversa entre la FC y HF por lo que es preferible analizar HF junto con el PC (de Geus et al., 2019). En este estudio se encontró que predominó la reducción del PC en la condición de estrés, también se observó mayor coincidencia entre las disminuciones del PC y de HF. Por lo cual, la concurrencia entre la disminución del PC y HF es un elemento que podría ayudar a caracterizar a las personas en su respuesta vagal ante la presencia de estrés.

No es recomendable describir la dinámica de las dos ramas del SNA en la regulación cardíaca a partir de los datos obtenidos únicamente de las mediciones en el dominio de la frecuencia de la VFC. En este sentido, se destaca la importancia de registrar otras señales fisiológicas que permitan evaluar los patrones de reactividad simpática ante los estímulos estresantes evocativos, y que podrían tener relevancia clínica al seleccionar las técnicas adecuadas para abordar problemas relacionados con el estrés (Gurel et al., 2019; Rodríguez-Medina et al., 2019; Roeckner et al., 2021).

Conclusiones

En el presente trabajo se corrobora la utilidad de la medición de la banda de frecuencia alta (HF) para monitorear la reactividad al estrés evocativo y la pertinencia de este último, como un estímulo estresor viable para la investigación psicofisiológica. Una de las aportaciones del presente proyecto, fue la identificación de subgrupos de participantes con base en el tipo de reactividad ante el estrés. Sería importante evaluar

en próximos estudios, si estos subgrupos se presentan ante otro tipo de estresores más estandarizados. Además, es importante determinar si hay diferencias en factores protectores o de riesgo de acuerdo con el tipo de reactividad al estrés. Algunas limitaciones relevantes en este estudio fueron la no inclusión de alguna medida asociada al funcionamiento simpático cardíaco como el periodo de pre-eyección, asimismo, el predominio de participantes del sexo femenino lo que podría sesgar los datos respecto de muestras más homogéneas.

Por otra parte, se resalta la necesidad e importancia de sugerir que quienes incursionen o busquen desarrollar trabajo científico en este campo de aplicación psicológica, profundicen en el conocimiento psicofisiológico especializado, la correlación específica entre las medidas obtenidas y los sucesos fisiológicos, y fundamentalmente, que la interpretación de los resultados y la elección de índices cardíacos, se respalde en experiencia práctica y el uso de equipos de RAB para VFC.

Referencias

- Allen, J. J. B., Chambers, A. S., & Towers, D. N. (2007). The many metrics of cardiac chronotropy: A pragmatic primer and a brief comparison of metrics. *Biological Psychology*, 74(2), 243-62. <https://doi.org/10.1016/j.biopsycho.2006.08.005>
- Arena, J. G., & Schwartz, M. S. (2016). Introduction to psychophysiological assessment and biofeedback baselines. In M. S. Schwartz & F. Andrasik (Eds.), *Biofeedback: a practitioner's guide* (pp. 128-153). The Guilford Press.
- Bali, A., & Jaggi, A. S. (2015). Clinical experimental stress studies: Methods and assessment. *Reviews in the Neurosciences*, 26(5), 555-79. <https://doi.org/10.1515/revneuro-2015-0004>
- Berntson, G. G., Cacioppo, J. T., & Grossman, P. (2007). Whither vagal tone. *Biological Psychology*, 74(2), 295-300. <https://doi.org/10.1016/j.biopsycho.2006.08.006>
- Berntson, G. G., Cacioppo, J. T., & Quigley, K. S. (1991). Autonomic determinism: the modes of autonomic control, the doctrine of autonomic space, and the laws of autonomic constraint. *Psychological Review*, 98(4), 459. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.98.4.459>

- Berntson, G. G., Cacioppo, J., Quigley, K. S., & Fabro, V. T. (1994). Autonomic space and psychophysiological response. *Psychophysiology*, 31(1), 44–6. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.98.4.459>
- Berntson, G. G., Norman, G. J., Hawkey, L. C., & Cacioppo, J. T. (2008). Cardiac autonomic balance versus cardiac regulatory capacity. *Psychophysiology*, 45(4), 643–652. <https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.2008.00652.x>
- Brugnera, A., Zarbo, C., Tarvainen, M. P., Marchettini, P., Adorni, R., & Compare, A. (2018). Heart rate variability during acute psychosocial stress: A randomized cross-over trial of verbal and non-verbal laboratory stressors. *International Journal of Psychophysiology*, 127(1), 17–25. <https://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2018.02.016>
- Catai, A. M., Pastre, C. M., de Godoy, M. F., da Silva, E., de Medeiros Takahashi, A. C., & Vanderlei, L. C. M. (2020). Heart rate variability: are you using it properly? Standardization checklist of procedures. *Brazilian Journal of Physical Therapy*, 24(2), 91–102. <https://doi.org/10.1016/j.bjpt.2019.02.006>
- Cohen, S., Janicki-Deverts, D., & Miller, G. E. (2007). Psychological stress and disease. *JAMA*, 298(14), 1685–1687. <https://doi.org/10.1001/jama.298.14.1685>
- de Geus, E. J., Gianaros, P. J., Brindle, R. C., Jennings, J. R., & Berntson, G. G. (2019). Should heart rate variability be “corrected” for heart rate? Biological, quantitative, and interpretive considerations. *Psychophysiology*, 56(2), e13287. <https://doi.org/10.1111/psyp.13287>
- Delaney, J. P. A., & Brodie, D. A. (2000). Effects of short-term psychological stress on the time and frequency domains of heart-rate variability. *Perceptual and Motor Skills*, 91(2), 515–524. <https://doi.org/10.2466/pms.2000.91.2.515>
- Draghici, A. E., & Taylor, J. A. (2016). The physiological basis and measurement of heart rate variability in humans. *Journal of Physiological Anthropology*, 35(1), 1–8. <https://doi.org/10.1186/s40101-016-0113-7>
- Endukuru, C. K., & Tripathi, S. (2016). Medical science evaluation of cardiac responses to stress in healthy individuals—a noninvasive evaluation by heart rate variability and stroop test. *International Journal of Scientific Research*, 5(7), 286–289.
- Epel, E. S., Crosswell, A. D., Mayer, S. E., Prather, A. A., Slavich, G. M., Puterman, E., & Mendes, W. B. (2018). More than a feeling: A unified view of stress measurement for population science. *Frontiers in Neuroendocrinology*, 49, 146–169. <https://doi.org/10.1016/j.yfrne.2018.03.001>
- Esler, M. (2017). Mental stress and human cardiovascular disease. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 74, 269–276. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2016.10.011>
- Filaire, E., Portier, H., Massart, A., Ramat, L., & Teixeira, A. (2010). Effect of lecturing to 200 students on heart rate variability and alpha-amylase activity. *European Journal of Applied Physiology*, 108(5), 1035–1043. <https://doi.org/10.1007/s00421-009-1310-4>
- Ginty, A. T., Kraynak, T. E., Fisher, J. P., & Gianaros, P. J. (2017). Cardiovascular and autonomic reactivity to psychological stress: neurophysiological substrates and links to cardiovascular disease. *Autonomic Neuroscience*, 207, 2–9. <https://doi.org/10.1016/j.autneu.2017.03.003>
- Goldberger, J. J. (1999). Sympathovagal balance: how should we measure it? *The American Journal of Physiology*, 276(4), H1273–H1280. <https://doi.org/10.1152/ajpheart.1999.276.4.H1273>
- Goldberger, J. J., Challapalli, S., Tung, R., Parker, M. A., & Kadish, A. H. (2001). Relationship of heart rate variability to parasympathetic effect. *Circulation*, 103, 1977–1983. <https://doi.org/10.1161/01.CIR.103.15.1977>
- Gurel, N. Z., Carek, A. M., Inan, O. T., Levantsevych, O., Abdelhadi, N., Hammadah, M. ... & Shah, A. J. (2019). Comparison of autonomic stress reactivity in young healthy versus aging subjects with heart disease. *PLoS ONE*, 14(5), e0216278. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0216278>
- Hänsel, A., Hong, S., Cámara, R. J., & Von Kaenel, R. (2010). Inflammation as a psychophysiological biomarker in chronic psychosocial stress. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 35(1), 115–121. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2009.12.012>
- Henze, G. I., Zänkert, S., Urschler, D. F., Hiltl, T. J., Kudielka, B. M., Pruessner, J. C., & Wüst, S. (2017). Testing the ecological validity of the Trier Social Stress Test: Association with real-life exam stress. *Psychoneuroendocrinology*, 75, 52–55. <https://doi.org/10.1016/j.psyneuen.2016.10.002>
- Herborn, K. A., Graves, J. L., Jerem, P., Evans, N. P., Nager, R., McCafferty, D. J., & McKeegan, D. E. (2015). Skin temperature reveals the intensity of acute stress. *Physiology & Behavior*, 152(Pt A), 225–230. <https://doi.org/10.1016/j.physbeh.2015.09.032>
- Kiecolt-Glaser, J. K., Renna, M. E., Shrout, M. R., & Madison, A. A. (2020). Stress reactivity: what pushes us higher, faster, and longer—and why it matters. *Current Directions in Psychological Science*, 29(5), 492–498. <https://doi.org/10.1177/0963721420949521>
- Kim, H. G., Cheon, E. J., Bai, D. S., Lee, Y. H., & Koo, B. H. (2018). Stress and heart rate variability: A

- meta-analysis and review of the literature. *Psychiatry Investigation*, 15(3), 235-245. <https://doi.org/10.30773/pi.2017.08.17>
- Kogler, L., Muller, V. I., Chang, A., Eickhoff, S. B., Fox, P. T., Gur, R. C., & Derntl, B. (2015). Psychosocial versus physiological stress - Meta-analyses on deactivations and activations of the neural correlates of stress reactions. *Neuroimage*, 119, 235-251. <https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2015.06.059>
- Lischke, A., Jacksteit, R., Mau-Moeller, A., Pahnke, R., Hamm, A. O., & Weippert, M. (2018). Heart rate variability is associated with psychosocial stress in distinct social domains. *Journal of Psychosomatic Research*, 106, 56-61. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2018.01.005>
- Liu, Y. Z., Wang, Y. X., & Jiang, C. L. (2017). Inflammation: The common pathway of stress-related diseases. *Frontiers in Human Neuroscience*, 11, 316. <https://doi.org/10.3389/fnhum.2017.00316>
- Luijckx, R., Hermens, H. J., Bodar, L., Vossen, C. J., & van Os, J. (2014). Experimentally induced stress validated by EMG activity. *PLoS ONE*, 9(4), e95215. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0095215>
- McEwen, B. S. (2007). Physiology and neurobiology of stress and adaptation: Central role of the brain. *Physiological Reviews*, 87(3), 873-904. <https://doi.org/10.1152/physrev.00041.2006>
- Melillo, P., Bracale, M., & Pecchia, L. (2011). Nonlinear Heart Rate Variability features for real-life stress detection. Case study: students under stress due to university examination. *Biomedical Engineering Online*, 10(1), 1-13. <https://doi.org/10.1186/1475-925X-10-96>
- Morera, L. P., Tempesti, T. C., Pérez, E., & Medrano, L. A. (2019). Biomarcadores en la medición del estrés: una revisión sistemática. *Ansiedad y Estrés*, 25(1), 49-58. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2019.02.001>
- Mulcahy, J. S., Larsson, D. E., Garfinkel, S. N., & Critchley, H. D. (2019). Heart rate variability as a biomarker in health and affective disorders: A perspective on neuroimaging studies. *Neuroimage*, 202, 116072. <https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2019.116072>
- Norman, G. J., Berntson, G. G., & Cacioppo, J. T. (2014). Emotion, somatovisceral afference, and autonomic regulation. *Emotion Review*, 6(2), 113-123. <https://doi.org/10.1177/1754073913512006>
- O'Regan, C., Kenny, R. A., Cronin, H., Finucane, C., & Kearney, P. M. (2015). Antidepressants strongly influence the relationship between depression and heart rate variability: findings from The Irish Longitudinal Study on Ageing (TILDA). *Psychological Medicine*, 45(3), 623-636. <https://doi.org/10.1017/S0033291714001767>
- Perna, G., Riva, A., Defillo, A., Sangiorgio, E., Nobile, M., & Caldirola, D. (2020). Heart rate variability: Can it serve as a marker of mental health resilience?: Special Section on "Translational and Neuroscience Studies in Affective Disorders" Section Editor, Maria Nobile MD, PhD. *Journal of Affective Disorders*, 263, 754-761. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2019.10.017>
- Pole, N. (2007). The psychophysiology of posttraumatic stress disorder: a meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 133(5), 725-746. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-2909.133.5.725>
- Pulopulos, M. M., Hidalgo, V., Puig-Pérez, S., & Salvador, A. (2018). Psychophysiological response to social stressors: relevance of sex and age. *Psicothema*, 30(2), 171-176. <https://doi.org/10.7334/psicothema2017.200>
- Reyes del Paso, G. A., Langewitz, W., Mulder, L. J., Van Roon, A., & Duschek, S. (2013). The utility of low frequency heart rate variability as an index of sympathetic cardiac tone: a review with emphasis on a reanalysis of previous studies. *Psychophysiology*, 50(5), 477-487. <https://doi.org/10.1111/psyp.12027>
- Rodríguez-Medina, D. A., Leija-Alva, G., Domínguez-Trejo, B., del Rocío Hernández-Pozo, M., Cruz-Albarrán, I. A., Morales-Hernández, L. A., Marmolejo-Ramos, F. (2019). Effects of the Trier Social Stress Test on the distributions of IL-6 and MAP levels. *Heliyon*, 5(4), e01580. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2019.e01580>
- Roekner, A. R., Oliver, K. I., Lebois, L. A., van Rooij, S. J., & Stevens, J. S. (2021). Neural contributors to trauma resilience: a review of longitudinal neuroimaging studies. *Translational Psychiatry*, 11(508), 1-17 <https://doi.org/10.1038/s41398-021-01633-y>
- Sacha, J. & Pluta, W. (2008). Alterations of an average heart rate variability due to mathematical reasons. *International Journal of Cardiology*, 128(3), 444-447. <https://doi.org/10.1016/j.ijcard.2007.06.047>
- Sánchez-Reolid, R., Martínez-Rodrigo, A., López, M. T., & Fernández-Caballero, A. (2020). Deep support vector machines for the identification of stress condition from electrodermal activity. *International Journal of Neural Systems*, 30(7), 2050031. <https://doi.org/10.1142/S0129065720500318>
- Schiweck, C., Piette, D., Berckmans, D., Claes, S., & Vrieze, E. (2019). Heart rate and high frequency heart rate variability during stress as biomarker for clinical depression. A systematic review. *Psychological Medicine*, 49(2), 200-211. <https://doi.org/10.1017/S0033291718001988>
- Schneider, M., & Schwerdtfeger, A. (2020). Autonomic dysfunction in posttraumatic stress disorder indexed by heart rate variability: a meta-analysis. *Psychological*

- Medicine*, 50(12), 1937-1948. <https://doi.org/10.1017/S003329172000207X>
- Schuurmans, A. A., Nijhof, K. S., Cima, M., Scholte, R., Popma, A., & Otten, R. (2021). Alterations of autonomic nervous system and HPA axis basal activity and reactivity to acute stress: a comparison of traumatized adolescents and healthy controls. *Stress*, 24(6), 876-887. <https://doi.org/10.1080/10253890.2021.1900108>
- Tarvainen, M. P., Niskanen, J. P., Lipponen, J. A., Ranta-aho, P. O., & Karjalainen, P. A. (2014). Kubios HRV – Heart rate variability analysis software. *Computer Methods and Programs in Biomedicine*, 113(1), 210-220. <https://doi.org/10.1016/j.cmpb.2013.07.024>
- Task Force of the European Society of Cardiology and the North American Society of Pacing and Electrophysiology. (1996). Heart rate variability: standards of measurement, physiological interpretation, and clinical use. *Circulation*, 93(5), 1043–1065. <https://doi.org/10.1161/01.CIR.93.5.1043>
- Thoits, P. A. (2010). Stress and health: major findings and policy implications. *Journal of Health and Social Behavior*, 51(1), S41-S53. <https://doi.org/10.1177/0022146510383499>
- Thomas, B. L., Claassen, N., Becker, P., & Viljoen, M. (2019). Validity of commonly used heart rate variability markers of autonomic nervous system function. *Neuropsychobiology*, 78(1), 14-26. <https://doi.org/10.1159/000495519>
- Uchino, B. N., Smith, T. W., Holt-Lunstad, J., Campo, R. & Reblin, M. (2019). Stress and illness. In J. Cacioppo, L. G. Tassinary, & G. G. Berntson (Eds.), *Handbook of Psychophysiology* (pp. 608-632). Cambridge University Press.
- Vazan, R., Filcikova, D., & Mravec, B. (2017). Effect of the Stroop test performed in supine position on the heart rate variability in both genders. *Autonomic Neuroscience*, 208, 156-160. <https://doi.org/10.1016/j.autneu.2017.10.009>
- Wirtz, P. H., & von Känel, R. (2017). Psychological stress, inflammation, and coronary heart disease. *Current Cardiology Reports*, 19(11), 111 <https://doi.org/10.1007/s11886-017-0919-x>

CONTENIDO



DERSR-B. A Brief Scale for Detection of Emotional Dysregulation Risk

DERSR-B. Una Escala Breve para la Detección de Riesgo de Desregulación Emocional

Gilda Gómez Peresmitré, y Romana Silvia Platas Acevedo

Apego Adulto y Soltería: Validación de una Escala

Adult Attachment and Singleness: Validation of a Scale

Michelle García Torres, y Mirna García Méndez

Motivación Intrínseca y Perspectiva Temporal de Universitarios del Noroeste de México

Intrinsic Motivation and Temporal Perspective of College Students from Northwestern Mexico

Daniel González Lomelí, Daniela González Valencia, Ma. De los Ángeles Maytorena Noriega, y César Omar Sepúlveda Moreno

Association between HIV Perceived Risk and Intimate Partner Violence among Women

Asociación entre Percepción de Riesgo de VIH y Violencia de Pareja en Mujeres

Centli Guillén Díaz Barriga, Dulce María Díaz Sosa, Cintia Tamara Sánchez Cervantes, y Mayra Alejandra Mora Miranda

Impacto de las Creencias Conspirativas en la Intención de Vacunación
contra el COVID-19 en Adultos Mexicanos

Impact of Conspiracy Beliefs on the Intention to Vaccinate

against COVID-19 in Mexican Adults

Marcoantonio Villanueva, Jorge Schleef, y Joaquín Alberto Padilla Bautista

Construcción y Validación de una Escala de Conductas de Separación de Pareja

Construction and Validation of a Scale of Couple Separation Behaviors

Judith Guadalupe Ángel Ramírez y Sofia Rivera Aragón

Desarrollo de Escala sobre Celos Románticos en Redes Sociales (Facebook y WhatsApp)

Development of the Social Networking Sites (Facebook and WhatsApp) Romantic Jealousy Scale

Jorge Luis Montes-Domínguez, Sofía Rivera-Aragón, Mirta Margarita Flores Galaz, Rolando Díaz-Loving, y Ángel Eduardo Velasco Rojano

Online Training for Primary Care Staff: Skills Development on the Mental Health
Gap Action Programme (mhGAP) Intervention Guide

Entrenamiento en Línea para Personal de Atención Primaria: Desarrollo de Habilidades sobre

la Guía de Intervención para Superar las Brechas en Salud Mental (mhGAP)

Violeta Félix Romero, Ángel Eugenio Tovar, Alejandra López Montoya, Marco Antonio Flores Coronado, Sandra Ivonne Ferrer Reyes, Silvia Morales Chainé, y Miguel Malo Serrano

Coping with Transgressions by the Romantic Partner: An Inventory

Validation and its Correlation with Forgiveness

Afrontamiento ante las Transgresiones en la Pareja: Validación de un Inventario

y su Relación con el Perdón

Rodrigo Miguel Rosales Sarabia, Sofía Rivera Aragón, Rolando Díaz Loving, y Paulette Eurídice Robles Pérez

Reactividad Cardíaca ante Evocación de Eventos Estresantes en Población Universitaria

Cardiac Reactivity to Evocation of Stressful Events in a University Population

José Esael Pineda Sánchez, Erik Leonardo Mateos Salgado, Benjamín Domínguez Trejo, Fructuoso Ayala Guerrero, Brian Michelle González Hernández, y Norma Angélica Ortega Andrade