

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

ACTA DE INVESTIGACIÓN PSICOLÓGICA

PSYCHOLOGICAL RESEARCH RECORDS

Volumen 11, Número 1, Abril 2021

UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO
FACULTAD DE PSICOLOGÍA

Editor General - Chief Editor

Rolando Díaz Loving
Universidad Nacional Autónoma de México

Heidemarie Keller
University of Osnabruck

Reynaldo Alarcón
Universidad Ricardo Palma

Editor Ejecutivo- Executive Editor

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

Isabel Reyes Lagunes
Universidad Nacional Autónoma de México

Ronald Cox
Oklahoma State University

Javier Nieto Gutiérrez
Universidad Nacional Autónoma de México

Roque Méndez
Texas State University

John Adair
University of Manitoba

Rozzana Sánchez Aragón
Universidad Nacional Autónoma de México

Editor Asociado- Associate Editor

Gerardo Benjamín Tonatiuh Villanueva Orozco
Claudia Ivethe Jaen Cortés
Fernando Méndez Rangel
Universidad Nacional Autónoma de México

John Berry
Queen's University

Ruben Ardila
Universidad Nacional de Colombia

José Luis Saiz Vidaller
Universidad de la Frontera

Ruth Nina Estrella
Universidad de Puerto Rico

Consejo Editorial - Editorial Board

Alfredo Ardila
Florida International University

José María Peiró
Universidad de Valencia

Sandra Castañeda
Universidad Nacional Autónoma de México

Aroldo Rodrigues
California State University

Klaus Boehnke
Jacobs University

Scott Stanley
University of Denver

Brian Wilcox
University of Nebraska

Laura Acuña Morales
Universidad Nacional Autónoma de México

Silvia Koller
Universidad Federal de Rio Grande do Sul

Carlos Bruner Iturbide
Universidad Nacional Autónoma de México

Laura Hernández Guzmán
Universidad Nacional Autónoma de México

Steve López
University of South California

Charles Spilberger
University of South Florida

Lucy Reidl Martínez
Universidad Nacional Autónoma de México

Víctor Manuel Alcaraz Romero
Universidad Veracruzana

David Schmitt
Bradley University

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

Victor Corral Verdugo
Universidad de Sonora

Emilia Lucio Gómez-Maqueo
Universidad Nacional Autónoma de México

María Elena Medina-Mora Icaza
Instituto Nacional de Psiquiatría

William Swann
University of Texas at Austin

Emilio Ribes Iñesta
Universidad Veracruzana

Michael Domjan
University of Texas at Austin

Ype H. Poortinga
Tilburg University

Feggy Ostrosky
Universidad Nacional Autónoma de México

Mirna García Méndez
Universidad Nacional Autónoma de México

Felix Neto
Universidade do Porto

Mirta Flores Galaz
Universidad Autónoma de Yucatán

Harry Triandis
University of Illinois at Champaign

Peter B. Smith
University of Sussex

© UNAM Facultad de Psicología, 2020

Acta de Investigación Psicológica, Año 11, No. 1, enero-abril 2021, 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. Responsable 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, Del. Coyoacán, C.P. 04510, México, D.F., fecha de última modificación, 30 de marzo de 2021.

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-SinObrasDerivada 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

Abril 2021

Abril 2021

Volumen 11

Volume 11

Número 1

Issue 1

Prólogo	1
Preface	3
Dr. Rolando Díaz Loving	
Factores Asociados a Respuestas Psicológicas ante COVID-19 en una Muestra Mexicana <i>Factors Associated with Psychological Responses to COVID-19 in a Mexican Sample</i> Lindsay Carrillo Valdez, María Luisa Escamilla Gutiérrez, y Viviana González Baena	5
La Administración del Agonista mGluR2/3 APDC Disminuye la Señal Administrativa de la Anfetamina en Ratas <i>The Administration of the mGluR2/3 APDC Decreases the Discriminative Signal of Amphetamine in Rats</i> Laura N. Cedillo Zavaleta, Juan C. Jiménez Mejía, Rosa Isela Ruiz García, y Florencio Miranda	20
Características de Riesgo Psicosocial en Población Mexicana ante el COVID-19 <i>Psychosocial Risk Characteristics in the Mexican Population in the Face of COVID-19</i> Jesús Adrián Figueroa Hernández, Neiber Maldonado Suárez, Oscar Gómez González, y Felipe Santoyo Telles.....	31
Escala para Medir Creencias sobre Médicos: Adaptación y Evidencias de Validez y Confiabilidad <i>Scale for Measuring Beliefs about Physicians: Adaptation and Evidence of Validity and Reliability in Mexican Adults</i> María José Baeza Rivera, Natalia Salinas Oñate, Manuel Salvador Ortiz Parada, Marcoantonio Villanueva, y Rolando Díaz Loving	44
Factores de Riesgo para Suicidalidad en Adolescentes Escolarizados de Nayarit, México <i>Suicidality Risk Factors for Adolescent Students in Nayarit, Mexico</i> Raúl Gutiérrez Mercado, y Ma. Del Rocío Figueroa Varela	53
Estudio Psicométrico de la Escala de Cribaje del Riesgo Suicida (ECRS) para Población Infantil de Michoacán, México <i>Psychometric Study of the Suicide Risk Screening Scale (ECRS) for the Child Population of Michoacan, Mexico</i> Macarena Verónica del Valle, María Laura Andrés, y Sebastián Urquijo.....	66
Termorregulación Afectiva: Funcionamiento Biopsicosocial de la Respuesta de Estrés Social en Universitarios Post-Sismo del 19S <i>Affective Thermoregulation: Biopsychosocial Functioning of the Social Stress Response in Post-Earthquake University Students of 19S</i> David Alberto Rodríguez Medina, y María del Rocío Hernández Pozo	77
Three-Factor Eating Questionnaire-R18 (TFEQ-R18) Spanish Version: Factor Structure Analysis among Normal Weight and Overweight Adults <i>Cuestionario de Tres Factores de la Alimentación R18 (TFEQ-R18) Versión en Español: Análisis de la Estructura Factorial en los Adultos de Peso Normal y con Sobrepeso</i> Dagmara Wrzeczionkowska and Sofía Rivera Aragón.....	88
Positive Affect/Negative Affect Scale for Mexicans (PANA-M): Evidences of Validity and Reliability <i>Escala de Afecto Positivo/Afecto Negativo en México (APAN-M): Evidencias de Validez y Confiabilidad</i> Pedro Wolfgang Velasco Matus, Sofía Rivera Aragón, Alejandra del Carmen Domínguez Espinosa, Fernando Méndez Rangel, and Rolando Díaz Loving.....	99

Proceso Editorial

Guidelines for Authors

Editorial Process



El Volumen 11-1 de Acta de Investigación Psicológica correspondiente a abril del 2021 se compone de 9 artículos empíricos cubriendo diversos 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, en primera instancia, relativos a aplicaciones de investigación sobre la salud. A saber: Factores asociados a respuestas psicológicas ante COVID-19 en una muestra mexicana; Factores de riesgo para posibilidad de suicidio en adolescentes escolarizados; Termorregulación afectiva: funcionamiento biopsicosocial de la respuesta de estrés social en universitarios Post-Sismo; y, Características de riesgo psicosocial ante el COVID-19. Un segundo bloque se constituye con artículos con análisis psicométricos de diversas medidas. En específico: Escala para medir creencias sobre médicos: adaptación y evidencias de validez y confiabilidad; Estudio psicométrico de la escala de riesgo suicida para población infantil; Cuestionario de tres factores de la alimentación: Análisis de la estructura factorial en adultos de peso normal y con sobrepeso; Escala de afecto positivo y negativo: Evidencias de validez y confiabilidad. Por último, aparece un artículo de corte experimental con animales. Este versa sobre “La administración del agonista mGluR2/3 APDC disminuye la señal administrativa de la anfetamina en ratas”. Como en ediciones anteriores de Acta de Investigación Psicológica, el propósito central es ofrecer una revista que publica artículos de investigación científica de punta. Para mantener los altos niveles de relevancia y calidad que en números anteriores se ha evidenciado, se mantuvieron los mismos criterios editoriales de objetividad del 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 promueve a la comunidad científica a contribuir con sus valiosas pesquisas para futuras ediciones de nuestra revista.

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



PREFACE

Volume 11-1 of the Psychological Research Records, for April 2021, consists of 9 empirical articles covering various topics of psychology. As in previous editions of the journal, each article was sent to 2 two reviewers who gave their estimation to the editor, subsequently, if the manuscript was accepted, the corrections by the authors and the re-review by the editorial committee were completed, resulting in a systematic and rigorous research issue on aspects that cover among other topics health research applications. Namely: Factors associated with psychological responses to COVID-19; Risk factors for suicide in schooled adolescents; Affective thermoregulation: biopsychosocial functioning of social stress response in after an earthquake; and, Psychosocial risk characteristics to COVID-19. A second block is constituted by articles with psychometric analysis of various measures. More specifically: A scale to measure beliefs about physicians: adaptation and evidence of validity and reliability; Psychometric study of the suicide risk scale for children; Questionnaire of three feeding factors: analysis of factorial structure in adults of normal weight and overweight; Positive and negative scale of affection: evidence of validity and reliability. Finally, an experimental study with animals is presented. This study centers on the administration of an mGluR2/3 APDC agonist which decreases the administrative signal of amphetamine in rats. As in previous editions of the Psychological Research Records, the central purpose is to offer a journal that publishes top scientific research articles. In order to maintain the high levels of relevance and quality that have been demonstrated in previous issues, the same editorial criteria of objectivity of the editorial process were maintained. I wish to extend a sincere thank you to the reviewers for their objective guidelines to the people who submitted manuscripts, and to those who submitted their investigations to the analysis process. The Editorial Committee encourages the scientific community to continue contributing its valuable research for future editions of our journal.

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



Factores Asociados a Respuestas Psicológicas ante COVID-19 en una Muestra Mexicana

Factors Associated with Psychological Responses to COVID-19 in a Mexican Sample

Lindsay Carrillo Valdez ^{1,a}, María Luisa Escamilla Gutiérrez ^b,
y Viviana González Baena ^c

^a Facultad de Estudios Superiores Iztacala, Universidad Nacional Autónoma de México, México ^b

Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, México

^c Centro de Psicoterapia Cognitiva, México

Recibido 13 de mayo 2020, Aceptado 27 de febrero 2021

Resumen

La identificación de variables relacionadas a las conductas de prevención y respuestas emocionales iniciales que favorezcan el manejo de la crisis por COVID-19 es un tema pendiente en la investigación mexicana. Con el objetivo de identificar factores asociados a las respuestas psicológicas ante las fases tempranas de la pandemia por COVID-19 en una muestra de adultos mexicanos, se diseñó un estudio transversal exploratorio-descriptivo con aplicación de una encuesta en línea. La muestra fue no probabilística y estuvo conformada por 1088 mexicanos. Los factores: respuestas conductuales, edad, ingresos económicos y escolaridad se asociaron con los conocimientos, actitudes y prácticas percibidas sobre la pandemia ($r=.586$). La emisión de respuestas conductuales de prevención se asoció con las actitudes y prácticas de prevención percibidas, ingresos, escolaridad, lugar de residencia, días de distanciamiento social y sexo ($r=.622$). Los factores: diagnósticos previos de enfermedades crónicas, días de distanciamiento social, respuestas conductuales e ingresos se asociaron con ansiedad ($r=.239$). Reconocer los factores asociados a las respuestas iniciales ante la pandemia permite detectar poblaciones vulnerables y formular intervenciones eficaces y oportunas que contribuyan al control de la crisis sanitaria y a la disminución de los efectos emocionales que acompañan su curso.

Palabras Clave: Coronavirus, Pandemias, Percepciones, Conductas Relacionadas con la Salud, Ansiedad

1 Lindsay Carrillo Valdez, Número telefónico: (52) 5563954778. Correo electrónico: psiclcarrillovz@gmail.com. Domicilio: Fresnos 19, Huertas 1ª sección, Naucalpan de Juárez, Estado de México, México. C.P. 53427

Abstract

The identification of variables related to prevention behaviors and initial emotional responses that favor the management of the COVID-19 crisis is a pending issue in psychological Mexican research. In order to identify factors associated with psychological responses to the early phases of the COVID-19 pandemic in a sample of Mexican adults, an exploratory-descriptive cross-sectional study was designed and an online survey was applied. The sample was non-probabilistic and consisted of 1,088 Mexicans. The factors: behavioral responses, age, income, and schooling were associated with knowledge, attitudes, and perceived practices about the pandemic ($R = .586$). The preventive behavioral responses were associated with perceived prevention attitudes and practices, income, schooling, place of residence, days of social distancing, and sex ($R = .622$). The variables: Previous diagnosis of chronic diseases, days of social distancing, behavioral responses, and income were associated with anxiety ($R = .239$). To recognize factors associated with the initial responses to the health crisis makes it possible to detect vulnerable populations and formulate effective and timely interventions that contribute to controlling the pandemic and mitigate the emotional effects that accompany its course.

Keywords: Coronavirus, Pandemics, Perceptions, Health Behavior, Anxiety

La pandemia por COVID-19 representa una amenaza constante para la salud y la vida de los seres humanos (Alpuche-Aranda, 2020; Ramos, 2020). México es uno de los países que ha presentado mayor incidencia y letalidad por esta enfermedad al acumular más de dos millones de casos confirmados y más de 180 mil defunciones (Dirección General de Epidemiología. Secretaría de Salud, 2020, 2021; Galindo, 2021). Mientras se desarrollan y aplican de forma masiva vacunas y tratamientos específicos, las respuestas conductuales son clave para reducir la transmisión y contribuir a salvar vidas (Haushofer & Metcalf, 2020; Lunn et al., 2020). La experiencia en crisis sanitarias previas ha evidenciado que factores como la información y las actitudes, además del sexo, edad, lugar de residencia y otras variables sociodemográficas pueden ser predictivos de comportamientos de prevención y de los efectos emocionales negativos derivados de las medidas restrictivas como el confinamiento. Por tanto, identificar los factores asociados a las respuestas psicológicas durante la pandemia es necesario para el desarrollo y mejora continua de intervenciones que contribuyan al manejo de la emergencia y a la disminución del impacto psicosocial (Fisher et al., 2009; Inter-Agency Standing Committee, 2020; Jin et al., 2020; National Health Commission of China, 2020; Pan American Health Organization, 2006; Qian et al., 2020; Wang et al.,

2020; World Health Organization, 2020; Xiang et al., 2014; Zheng, 2020).

Los estudios que dan cuenta de las respuestas psicológicas durante las primeras fases de la pandemia se han enfocado, por un lado, en la medición de los niveles de conductas de prevención, y por otro, en la evaluación del efecto en la salud mental. Respecto de la adopción de conductas de prevención, para Jin et al. (2020), la variable tiempo tuvo un efecto significativo en la realización de conductas de prevención por parte de la población china ($F(1316) = 48.67$, $p < .001$, $\eta^2 = .13$), al igual que el lugar de residencia $F(1316) = 10.83$, $p < .01$, $\eta^2 = .03$). Esta última variable también fue reportada por Qian et al. (2020), quienes hallaron que residir fuera del epicentro de la pandemia ($OR = .6$, $IC\ 95\% = .5 - .8$, $p < .001$) se asoció con una menor propensión a realizar las conductas recomendadas.

En cuanto al impacto de la pandemia en materia de salud mental, los investigadores coinciden en que los niveles de síntomas emocionales asociados a estrés, depresión y ansiedad se mantuvieron en niveles relativamente bajos entre la población china, al menos en las fases tempranas de la crisis (Jin et al. 2020; Li, Yang, Dou et al., 2020; Liu, Ren et al., 2020; Wang et al., 2020). Mientras Jin et al. (2020) encontraron que los habitantes de zonas alejadas del epicentro del brote presentaron menor susceptibili-

dad al contagio emocional ($F(1,317) = 4.34, p < .05, \eta^2 = .02$), Li, Yang, Dou et al. (2020) hallaron que las variables sexo ($r = .07, p < .001$), edad ($r = .04, p < .05$), sospecha y/o diagnóstico de COVID-19 ($r = .03, p < .05$) y gravedad percibida ($r = .19, p < .01$) correlacionaron de forma positiva con problemas de salud mental; empero, los antecedentes de enfermedades crónicas ($r = -.08, p < .001$), correlacionaron de forma negativa. Estos resultados difieren de los hallazgos de Wang et al. (2020), quienes encontraron asociaciones significativas con ansiedad ($OR = .48, IC\ 95\% = .22 - .75, p < .001$).

En la misma línea, Liu, Ren et al. (2020) hallaron que las mujeres ($X^2 = 17.165, p < .001$) presentaron niveles más altos de ansiedad; mientras que los participantes con una mayor escolaridad ($X^2 = 16.316, p = .001$), casados ($\chi^2 = 25.395, p < .001$) y con un estado favorable de salud ($X^2 = 891.884, p < .001$) mostraron menor ansiedad. Además, estos autores sostienen que los hombres ($OR = .866, IC\ 95\% = .801 - .937, p < .001$) jóvenes ($OR = 1.843, 95\% CI: 1.669 - 2.034, p < .001$), solteros ($OR = 1.333, IC\ 95\% = 1.213 - 1.464, p < .001$), divorciados ($OR = 1.486, 95\%CI: 1.252 - 1.769, p < .001$) o que reportaron otro estado civil ($OR = 1.305, 95\% CI: 1.067 - 1.6, p < .001$) tuvieron menor probabilidad de percibir ansiedad. Este resultado es opuesto al reportado por Wang et al. (2020) quienes encontraron que los hombres obtuvieron mayores puntajes de ansiedad ($OR = .19, IC\ 95\% = .05 a .33, p < .01$).

A la par, Liu, Ren et al. (2020) señalaron que ser estudiante ($OR = .816, 95\%CI: .695 - .958, p = .009$) fue un factor predisponente de niveles altos de ansiedad. Igualmente, Wang et al. (2020) coinciden en que los estudiantes ($OR = .16, 95\%CI: .02 - .30, p < .05$) son más propensos a presentar niveles altos de ansiedad. En esta línea, Cao et al. (2020) detectaron que tener familiares o conocidos infectados con COVID-19 fue un factor de riesgo para aumentar la ansiedad de los estudiantes universitarios ($OR = 3.007, 95\%CI = 2.377 - 3.804, p < .001$), mientras que vivir en áreas urbanas ($OR = .810, 95\%CI: .709 - .925, p < .001$), tener un ingreso económico familiar estable ($OR = .726, 95\%CI: .645 - .817, p < .001$) y vivir con

los padres ($OR = .752, 95\%CI: .596 - .950$) fueron factores protectores contra la ansiedad.

Jin et al. (2020) hallaron, en población adulta general, efectos significativos de la variable tiempo sobre los niveles de ansiedad ($F(1316) = 31.94, p < .001, \eta^2 = .10$). Por otro lado, Qian et al. (2020) encontraron que, los ingresos económicos bajos ($OR = .6, 95\%CI: .4 - .9, p < .001$), el riesgo percibido ($OR = 1.6, 95\%CI 1.3 - 1.8, p < .01$) se asoció con niveles altos de ansiedad, mientras que el lugar de residencia distinto al epicentro se relacionó con menor ansiedad ($OR = .4, 95\%CI: .3 - .6, p < .001$). Cabe destacar que, en su estudio, las variables sexo, edad, nivel educativo, estado laboral y estado civil no se asociaron con ansiedad.

En poblaciones específicas, como el personal de salud, Cai et al. (2020) hallaron que las enfermeras se percibieron más ansiosas comparadas con otros grupos ($X^2 = 15.02, p = .02$), mientras que los médicos mostraron mayor descontento por trabajar horas extra durante el brote de COVID-19 ($X^2 = 15.08, p = .02$). Por su parte, Lai et al. (2020) hallaron que residir en el epicentro del brote epidémico ($OR = .62; 95\%CI: .43 - .88; p = .008$), atender pacientes con COVID-19 ($OR = 1.57; CI\ 95\%: 1.22 - 2.02; p < .001$) y ser mujer ($OR = 1.94; 95\%CI: 1.26 - 2.98; p = .003$) fueron factores que se asociaron con niveles más altos de ansiedad en el personal sanitario. En otra población específica -pacientes con diagnóstico de COVID-19-, los investigadores encontraron puntajes de ansiedad significativamente más altos (7.85 vs 4.29, $p < .01$) que los reportados por población sana y por los pacientes con diagnóstico de neumonía general (Yang et al., 2020). Cabe señalar que, a partir de los resultados de las primeras investigaciones sobre las respuestas psicológicas ante COVID-19, los expertos en China diseñaron intervenciones psicológicas piramidales, a través de métodos y medios novedosos como la terapia por carta y online (Duan & Zhu, 2020; Li, et al., 2020; Liu, Yang et al., 2020; Xiang et al., 2020; Xiao, 2020; Zhang et al., 2020; Zheng, 2020).

Al exterior de China, investigadores de Noruega, Alemania, Israel, Colombia y Brasil identificaron que

la eficacia percibida de las restricciones gubernamentales durante la pandemia se asociaron significativamente con las variables riesgo percibido ($F(1.1696) = 5.260, p = .016, \eta^2 = 0.002$), país de origen ($F(5.169) = 77.151, p < .001, \eta^2 = .182$) y número de acciones relacionadas con la eficacia de las restricciones ($F(1.1696) = 31.946, p < .001, \eta^2 = .015$), mientras que el sexo y la edad no tuvieron una contribución significativa (Mækela et al., 2020). Por otra parte, investigadores daneses estudiaron los factores que se relacionan con la aceptación de las medidas de control y prevención del brote. En este sentido, identificaron que la edad ($OR = -.20, 95\%CI: .13 - .27, p < .001$), la emocionalidad ($OR = -.12, CI 95\%: .4 - .19, p = .002$) y el factor oscuro de la personalidad ($OR = -.21, CI 95\%: -.3 - -.12, p < .001$) explican la disponibilidad personal para aceptar las restricciones como medidas de prevención y control de la pandemia (Zettler et al., 2020).

En México, la investigación de las respuestas psicológicas ante COVID-19 se encuentra en curso. Dado el carácter emergente de la pandemia, la mayoría de los investigadores han optado por diseños descriptivos. Ejemplo de lo anterior es el trabajo de Galindo-Vázquez et al. (2020) quienes encontraron adherencia adecuada a las medidas de autocuidado recomendadas, por ejemplo, el lavado/desinfección de manos (88%). Derivado de sus resultados, estos investigadores sostienen que las mujeres ($p < .001$), los participantes solteros ($p = .008$), que contaban con un diagnóstico médico de comorbilidad ($p < .001$), así como atención previa a la salud mental ($p < .001$) presentaron niveles más altos de ansiedad. Por su parte, Guzmán-González et al. (2020) y Ramos-Lira et al. (2020) coinciden en que las mujeres refirieron mayor preocupación que los hombres (52.32 vs 47.40, $p < .05$; 67,7% vs. 51,6%, $p < .001$). Adicionalmente, González-González et al. (2020) hallaron que, además del sexo, las enfermedades previas como diabetes e hipertensión ($F = 4.10, p < .010, \eta = .04$) tienen un efecto significativo sobre la ansiedad. Las aportaciones anteriores contribuyen al reconocimiento del nivel de conductas preventivas

que se manifiesta entre los mexicanos, así como a la comprensión del impacto inicial de la pandemia en el ámbito psicológico. No obstante, la identificación de variables relacionadas con las conductas de prevención y respuestas emocionales iniciales que favorezcan el diseño de intervenciones basadas en evidencia es un pendiente en la investigación mexicana. Así, el presente trabajo se planteó como objetivo identificar factores asociados a las respuestas psicológicas ante las fases tempranas de la pandemia por COVID-19 en una muestra de adultos mexicanos. La hipótesis es que el factor temporal, días de distanciamiento social, y los factores sociodemográficos (sexo, lugar de residencia y diagnósticos previos de enfermedades crónicas) se asocian significativamente con las respuestas psicológicas iniciales ante la pandemia.

Método

Tipo de Estudio

Estudio transversal exploratorio-descriptivo.

Participantes

Dadas las medidas de distanciamiento social, se optó por un muestreo no probabilístico de bola de nieve con aplicación de una encuesta en línea. Se obtuvo un índice de respuesta del 99.5%, ya que seis personas no proporcionaron su consentimiento. Además, los datos de 50 participantes fueron excluidos, 44 por no cumplir el criterio de edad ≥ 18 años y seis más debido a la detección de repeticiones, esto es, la identificación de dos o más registros iguales en un lapso de 3 a 6 minutos; omisiones, es decir, casillas vacías en la sección de datos sociodemográficos; así como respuestas no congruentes, a saber, información no correspondiente con la pregunta. Por tanto, la muestra final estuvo conformada por 1088 participantes cuyas características sociodemográficas se puntualizan en la Tabla 1.

Tabla 1
Características sociodemográficas (n=1088)

Variable	Categoría	f	%
Sexo	Mujer	778	71.5
	Hombre	310	28.5
Edad	Adultos jóvenes	419	38.5
	Adultos maduros	640	58.8
ME=34.56	Adultos mayores	29	2.7
Estado civil	Soltero	511	47
	Casado	334	30.7
	Unión libre	154	14.1
	Separado	35	3.2
	Divorciado	50	4.6
	Viudo	4	.4
Lugar de residencia	Ciudad de México	361	33.2
	Estado de México	386	35.5
	Interior de la República	322	29.6
	Extranjero	19	1.7
Escolaridad	Primaria	4	.4
	Secundaria	36	3.3
	Preparatoria	161	14.8
	Licenciatura	625	57.4
	Maestría	230	21.2
	Doctorado	32	2.9
Ocupación	Empleo/autoempleo	768	70.6
	Sector salud	33	3
	Hogar	69	6.4
	Estudiante	150	13.8
	Jubilado	9	.8
	Sin empleo	19	1.7
	Prefirió no responder	40	3.7
Seguridad Social	Sí	788	72.4
	No	300	27.6
Diagnóstico previo de enfermedades crónicas	Sí	259	23.8
	No	829	76.2
Creencias religiosas	Sí	715	65.7
	No	263	24.2
	Prefirió no responder	110	10.1
Número de personas que viven en el hogar	1-2 personas	302	27.8
	3-4 personas	501	46
	5-6 personas	212	19.5
	7 o más personas	73	6.7

Tabla 1
Características sociodemográficas (n=1088) (Continuación)

Variable	Categoría	f	%
Número de niños que viven en el hogar	Ninguno	636	58.5
	1-2 niños	393	36.1
	3-4 niños	51	4.7
	5-6 niños	3	.3
	7 o más niños	5	.4
Número de embarazadas que viven en el hogar	Ninguna	1058	97.2
	1-2 mujeres	30	2.8
Número de adultos mayores que viven en el hogar	Ninguno	725	66.6
	1-2 adultos mayores	347	31.9
	3 o más	16	1.5
Enfermedades crónicas diagnosticadas en familiares que comparten el hogar	Sí	633	58.2
	No	455	41.8
Ingreso económico familiar por mes	Menos de 5 mil	132	12.2
	Más de 5 mil, menos de 10 mil	341	31.3
	Más de 10 mil, menos de 15 mil	206	18.9
	Más de 15 mil	409	37.6

Nota: Para la variable edad la muestra fue dividida en grupos conforme a las etapas de la adultez.

Instrumentos

Se emplearon cuatro instrumentos que fueron digitalizados mediante un formulario de Google®. En primer lugar, se diseñó un cuestionario de datos sociodemográficos *ad hoc*. Posteriormente, para medir los conocimientos, actitudes y prácticas de prevención percibidas ante COVID-19, se plantearon tres reactivos en escala de autoevaluación ascendente de 0 a 10 puntos, por lo que en conjunto el puntaje mínimo a obtener fue 0 y el máximo 30. La confiabilidad del instrumento fue $\alpha = .811$.

El tercer instrumento midió las respuestas conductuales, para ello se retomaron ítems propuestos por Qian et al. (2020). Los reactivos se tradujeron al español, se compararon con las disposiciones de las autoridades mexicanas para el inicio de la Jornada Nacional de Sana Distancia y se adaptaron con el fin

de que guardaran concordancia con el escenario de la pandemia en México. El instrumento constó de nueve ítems distribuidos en tres subescalas: 1) conductas de evitación, 2) conductas recomendadas y 3) conductas preventivas. En las subescalas conductas de evitación y conductas recomendadas se presentaron seis reactivos, tres para cada una, con opción de respuesta dicotómica (0 = no y 1 = sí), por lo que el puntaje mínimo a obtener fue 0 y el máximo 3 en cada dimensión. La tercera subescala estuvo integrada por tres reactivos y se presentó en escala tipo Likert (0 = nunca; 1 = rara vez; 2 = a veces; 3 = generalmente; 4 = siempre; 5 = no salí) en la que el puntaje mínimo a obtener fue 0 y el máximo 15. En conjunto, el puntaje mínimo a obtener en la variable respuestas conductuales fue 0 y el máximo 21, donde a mayor puntaje, mayor adherencia a las medidas de prevención. La confiabilidad del instrumento fue $\alpha = .78$ y por subescala osciló entre $\alpha = .777$ y $\alpha = .824$.

Adicionalmente, se solicitó elegir un motivo para llevar a cabo las conductas de evitación y recomendadas (1 = miedo; 2 = preocupación; 3 = prevención; 4 = responsabilidad personal; 5 = seguir las indicaciones de la OMS y de la Secretaría de Salud; 6 = otra), o bien, la selección de un motivo para no hacerlo (1 = olvido; 2 = incomodidad; 3 = le parece una medida innecesaria; 4 = le parece una medida drástica o alarmista; 5 = credibilidad cuestionable de las autoridades de salud; 6 = otra). Hacia el final de este apartado, se solicitó la duración aproximada del lavado de manos (1 = menos de 10 segundos; 2 = 10-19 segundos; 3 = 20-39 segundos; 4 = 40-59 segundos; 5 = 60 segundos o más).

Para evaluar la ansiedad se aplicó la *Generalized Anxiety Disorder-7* (GAD-7), versión en español ($\alpha = .936$), validada por García-Campayo et al. (2010) para población española. Los siete reactivos emplean escala tipo Likert con cuatro opciones de respuesta (0 = ningún día; 1 = varios días; 2 = más de la mitad de los días; 3 = casi todos los días). Los puntajes ≥ 10 se consideran de importancia clínica. Cabe señalar que se trata de una escala validada y ampliamente utilizada en México para evaluar niveles de ansiedad, tanto previo a la pandemia (Castro-Silva et al., 2016) como durante ésta (González-González et al., 2020;

Mier-Bolio et al., 2021). De modo complementario, se solicitó la elección del motivo de mayor preocupación relacionado con la pandemia.

Los días de distanciamiento social se calcularon para cada participante de acuerdo con la fecha en que respondieron la encuesta en línea.

Procedimiento

Entre el 22 y el 30 de marzo de 2020, esto es, desde la fase temprana de la Jornada Nacional de Sana Distancia hasta la declaratoria de Emergencia Sanitaria Nacional, se contactó, a través de redes sociales (Facebook, WhatsApp y Messenger), a participantes potenciales. Les fueron enviadas invitaciones digitales que contenían el enlace al formulario de Google®, fueron alentados a responder y compartir entre sus contactos.

El cuestionario utilizó el modo de respuesta forzada que requirió la aceptación del consentimiento informado para el uso de datos con fines de investigación y la respuesta de todos los reactivos antes de enviarlo. Empero, el encuestado podía retirarse del estudio en cualquier momento. Cabe señalar que no se solicitó información que pudiera contribuir a la identificación de los participantes, así se garantizó la confidencialidad de sus datos en cumplimiento de los criterios éticos internacionales de la Declaración de Helsinki aplicables a los estudios observacionales en investigación psicológica. Asimismo, los datos de los participantes menores de edad no fueron considerados en los análisis siguientes debido a que no se pudo tener constancia del consentimiento de los padres o tutores.

Análisis estadístico

Descriptivo e inferencial con el programa SPSS, versión 21.

Resultados

Los participantes obtuvieron un promedio de 2.97 días (DE = 2.112) de distanciamiento social. Res-

pecto de las respuestas psicológicas se encontró que la población mexicana percibe sus conocimientos, actitudes y prácticas de salud frente a COVID-19 en un nivel medio (ME = 23.35; DE = 4.343). De manera específica, el nivel de conocimiento reportado fue bajo (ME = 6.66; DE = 2.036), el nivel de actitudes fue medio-alto (ME = 8.79; DE = 1.784), mientras que el nivel percibido de prácticas de salud y prevención fue medio (ME = 7.9; DE = 1.871).

Para las respuestas conductuales se registró una media de 13.82 puntos (DE = 3.470). En la subescala de conductas de evitación puntuaron en promedio 2.19 (DE = 1.006), para conductas recomendadas 2.18 (DE = .942) y en conductas preventivas una ME = 9.45 puntos (DE = 2.452). La mayoría de los participantes (n = 1050; 96.5%) señaló la prevención, el seguimiento de indicaciones de las autoridades sanitarias y la responsabilidad social como motivos principales para realizar conductas de evitación y recomendadas, mientras que el 66,8% (n = 727) consideró que el olvido, la presión social, la credibilidad cuestionable de las autoridades y tratarse de medidas drásticas e innecesarias fueron las razones principales para no hacerlo. Por otra parte, para la conducta lavado de manos, la mayoría (37.9%) informó una duración de 10 a 19 segundos y de 20 a 39 segundos (36%). Asimismo, 1085 participantes reportaron el uso de combinaciones de productos para mantener manos y hogares limpios.

En cuanto a ansiedad, se encontró un nivel bajo (ME = 5.13; DE = 4.523 puntos), con poca (n = 505; 46.4%) a nula (n = 418; 38.4%) interferencia en actividades y relaciones personales. Además, el motivo principal de preocupación ante COVID-19 fue que un miembro de la familia pudiera contagiarse (n = 336; 30.9%).

En la Tabla 2 se observan las diferencias y asociaciones entre las respuestas psicológicas iniciales ante COVID-19 y las variables sociodemográficas, donde la mayoría resultó significativa ($p < .05$). Ahora bien, en la Tabla 3 se muestran las correlaciones entre las respuestas psicológicas iniciales y las variables edad y días de distanciamiento social. Aunque la mayoría de las correlaciones fue significativa ($p < .05$), resultaron entre débiles y medias, en particular para la variable ansiedad.

Finalmente, mediante el análisis de regresión lineal múltiple, se identificaron modelos de factores predictores para los conocimientos, actitudes y prácticas de salud percibidas ($R = .586$; $R^2 = .344$; $AR^2 = .34$), para las respuestas conductuales ($R = .622$; $R^2 = .387$; $AR^2 = .384$) y ansiedad ($R = .239$; $R^2 = .057$; $AR^2 = .054$) como respuestas psicológicas iniciales ante la pandemia (ver Tabla 4).

Discusión

El objetivo del estudio fue identificar factores asociados a las respuestas psicológicas ante las fases tempranas de la pandemia por COVID-19 en una muestra de adultos mexicanos. Al igual que Jin et al. (2020), se encontró que el factor días de distanciamiento social por la pandemia (tiempo) incidió en la emisión de conductas de prevención. En cuanto a la variable lugar de residencia, los resultados de la presente investigación difieren de los reportados por Qian et al. (2020), ya que mientras ellos sostienen que residir fuera del epicentro de la pandemia ($OR = .6$, 95%CI: $.5 - .8$, $p < .001$) se asoció con una menor propensión a realizar las conductas recomendadas, la muestra mexicana que residía fuera del epicentro regional ($B = .648$, $SE = .182$, $p < .01$) refirió mayor nivel de conductas de prevención en comparación con los habitantes de la Zona Metropolitana. A pesar de un mayor número de contagios y muertes, los niveles de conductas de prevención de los residentes fueron medios y se encontraron algunas dificultades en aspectos como el empleo de productos de limpieza (combinaciones químicas riesgosas) y la duración de lavado de manos, tal como lo reportan Galindo-Vázquez et al. (2020). Por tanto, este factor ha de ser motivo de investigación e intervención futuras con el fin de contribuir al moldeamiento de conductas preventivas y de control del brote.

Ahora bien, mientras Qian et al. (2020) no encontraron que las actitudes y prácticas de prevención percibidas incidieran como factores predictores de las conductas de prevención ($p > .05$), en el presente estudio sí resultaron significativas ($p < .01$). Lo anterior, es consistente con el modelo psicológico de Información-Motivación-Habilidades conductuales

Tabla 2
Medias, diferencias y asociaciones de las respuestas psicológicas iniciales ante COVID-19 y variables sociodemográficas

Variable	Categoría	CP		AP		PPP		CAPP		EVI		REC		PRE		RCON		ANS	
		ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE
Sexo	Mujer	6.59	1.99	8.90	1.64	8.02	1.82	23.51	4.20	2.25	.97	2.22	.92	9.79	2.33	14.26	3.26	5.39	4.63
	Hombre	6.84	2.14	8.52	2.08	7.60	1.98	22.95	4.66	2.02	1.09	2.10	.99	8.60	2.55	12.73	3.74	4.47	4.18
	T	-1.79		2.88**		3.23**		1.83		3.27**		1.84		7.08**		6.32**		3.04**	
Edad	χ^2	21.34*		23.05*		22.28*		32.12		13.323**		3.97		65.60**		68.35**		42.13**	
	Adultos jóvenes	6.37	2.04	8.74	1.82	7.69	1.89	22.79	4.35	2.15	1.02	2.19	.94	9.20	2.62	13.54	3.60	5.32	4.47
	Adultos maduros	6.85	1.99	8.82	1.78	7.99	1.87	23.67	4.33	2.20	1.01	2.17	.95	9.59	2.35	13.96	3.40	5.06	4.58
Adultos mayores	6.72	2.63	8.93	1.44	8.76	1.02	24.41	3.69	2.48	.74	2.48	.83	9.93	1.77	14.90	2.77	4.03	4.10	
	F	7.32**		.36		6.57**		6.07**		1.54		1.56		3.86*		3.31*		1.29	
	χ^2	48.63**		16.71		25.20		63.14		13.68*		6.56		35.44		44.42		42.06	
Estado civil	Soltero	6.53	2.03	8.80	1.80	7.72	1.87	23.05	4.30	2.17	1.00	2.21	.94	9.31	2.59	13.69	3.61	5.00	4.32
	Casado	6.72	2.14	8.75	1.81	8.11	1.86	23.58	4.53	2.22	1.02	2.21	.91	9.58	2.29	14.00	3.29	5.54	4.96
	Unión libre	6.68	1.90	8.78	1.84	7.85	1.79	23.31	4.07	2.14	1.04	2.04	.98	9.55	2.15	13.73	3.26	5.47	4.51
Separado	7.00	2.26	9.23	1.14	8.49	1.81	24.71	4.18	2.46	.89	2.09	1.10	9.83	2.85	14.37	4.08	4.03	3.89	
	Divorciado	7.28	1.47	8.66	1.71	7.98	2.03	23.92	4.19	2.12	.92	2.26	1.01	9.42	2.70	13.80	3.47	3.62	3.55
	Viudo	7.25	2.36	9.50	1.00	8.00	2.16	24.75	4.65	2.75	.50	2.50	.58	9.50	2.38	14.75	2.75	4.50	3.70
F	1.67		.64		2.52*		1.63		.95		1.06		.73		.58		2.36*		
	χ^2	62.46		30.41		60.87		128.17		18.63		13.20		69.23		91.71		84.02	
	Ciudad de México	6.78	1.97	8.90	1.75	7.96	1.94	23.64	4.47	2.17	1.02	2.13	.95	9.60	2.31	13.90	3.33	5.50	4.61
Estado de México	6.45	2.13	8.50	2.02	7.67	1.93	22.62	4.52	2.00	1.07	2.07	1.00	9.06	2.67	13.14	3.74	4.85	4.63	
	Interior de la República	6.80	1.97	9.04	1.40	8.09	1.69	23.93	3.79	2.42	.87	2.37	.85	9.73	2.25	14.52	3.13	5.03	4.24
	Extranjero	6.37	2.19	8.26	2.28	8.26	1.73	22.89	5.18	2.47	.91	2.26	.65	9.63	3.08	14.37	3.56	5.42	5.00
F	2.45		6.65**		3.46*		6.26**		10.90**		6.31**		5.12**		9.70**		28.17		
	χ^2	35.07		94.71**		42.90		94.32		34.39**		25.86**		89.62**		105.23**		78.34	
	Primaria	3.75	2.50	6.75	3.40	6.00	3.56	16.50	6.19	2.00	1.41	2.25	1.50	10.50	4.20	14.75	6.24	3.00	1.83
Escolaridad	Secundaria	5.00	2.48	7.50	2.91	6.06	2.61	18.56	6.63	1.69	1.09	1.83	1.03	7.81	3.01	11.33	4.24	5.22	4.75
	Preparatoria	5.70	2.27	8.17	2.13	7.34	2.17	21.22	4.54	1.93	1.11	1.96	1.02	8.63	2.72	12.52	3.73	5.34	4.56
	Licenciatura	6.81	1.87	8.90	1.64	7.98	1.74	23.70	3.96	2.21	.99	2.22	.92	9.49	2.40	13.92	3.36	5.17	4.55
Maestría	7.15	1.84	9.12	1.43	8.30	1.58	24.57	3.69	2.39	.90	2.29	.91	10.07	2.02	14.75	2.98	4.91	4.44	
	Doctorado	7.28	1.91	9.09	1.63	8.41	1.60	24.78	3.74	2.25	1.02	2.31	.86	9.94	2.15	14.50	3.22	5.03	4.61
	F	18.93**		11.41**		14.36**		26.38**		5.85**		3.74**		10.74**		12.58**		.38	
χ^2	159.84**		356.83**		158.77**		423.63**		37.10**		29.69*		156.80**		228.64**		92.83		

Nota: CP=Conocimientos percibidos; AP=Prácticas de protección percibidas; PPP=Prácticas de protección percibidas; CAPP=Conocimientos, actitudes y prácticas percibidas; EVI=Conductas de evitación; REC=Conductas recomendadas; PRE=Conductas de prevención; RCON=Respuestas conductuales; ANS=Ansiedad. *p<.05; **p<.01

Tabla 2. Medias, diferencias y asociaciones de las respuestas psicológicas iniciales ante COVID-19 y variables sociodemográficas (Continuación).

Variable	Categoría	CP		AP		PPP		CAPP		EVI		REC		PRE		RCON		ANS	
		ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE
Ocupación	Empleo/autoempleo	6.81	1.95	8.87	1.70	8.01	1.79	23.69	4.15	2.18	1.00	2.22	.93	9.55	2.31	13.95	3.35	5.13	4.44
	Sector salud	7.85	1.25	9.39	1.22	8.52	1.58	25.76	2.97	2.45	.79	2.48	.76	10.12	1.80	15.06	2.65	4.91	4.91
	Hogar	6.12	1.82	8.58	1.68	7.68	1.75	22.38	4.09	2.29	.99	2.13	.94	9.59	2.56	14.01	3.42	6.54	5.45
	Estudiante	6.20	2.09	8.47	2.07	7.43	2.00	22.10	4.28	2.05	1.08	2.07	.94	8.90	2.97	13.02	3.83	4.87	4.49
	Jubilado	6.11	3.66	8.56	1.59	8.78	1.09	23.44	4.69	2.33	1.00	1.89	1.05	9.22	1.72	13.44	2.65	1.89	2.71
Sin empleo	5.95	2.09	8.47	2.67	7.05	2.84	21.47	6.84	2.05	1.08	1.84	1.17	8.74	3.33	12.63	4.75	5.95	4.12	
	No respondió	5.93	2.89	8.50	2.16	7.60	2.35	22.03	5.96	2.45	.93	1.93	1.16	9.20	2.58	13.58	3.94	4.25	4.17
	F	6.22**		2.21*		3.94**		6.54**		1.55		2.23*		2.28*		2.70*		2.35	
	χ^2	137.70**		57.09		111.87**		337.95**		23.20		23.30		135.81**		174.07**		148.41	
	Sí	6.70	2.06	8.88	1.63	8.00	1.75	23.58	4.13	2.20	.99	2.23	.92	9.54	2.39	13.97	3.34	5.01	4.42
Seguridad Social	No	6.56	1.97	8.55	2.13	7.63	2.13	22.74	4.82	2.16	1.04	2.07	1.00	9.20	2.60	13.43	3.78	5.47	4.79
	t	1.04		2.42*		2.64**		2.66**		.58		2.52*		1.97*		2.17*		-1.50*	
	χ^2	11.74		18.65*		20.91*		37.52		1.21		15.24**		21.93		28.21		15.77	
	Sí	6.62	2.11	8.89	1.68	8.24	1.64	23.75	3.80	2.20	.98	2.29	.91	9.57	2.40	14.06	3.28	5.75	4.47
	No	6.67	2.01	8.76	1.82	7.79	1.93	23.22	4.49	2.18	1.01	2.15	.95	9.41	2.47	13.75	3.53	4.94	4.53
Diagnóstico previo de enfermedades crónicas	t	-.36		.99		3.68**		1.83		.30		2.09**		.88		1.28		2.50*	
	χ^2	7.51		11.89		16.90		20.95		1.87		5.50		12.29		28.93		35.61*	
	Sí	6.71	1.99	8.80	1.74	7.92	1.85	23.44	4.27	2.18	.99	2.20	.94	9.42	2.45	13.80	3.44	5.22	4.52
	No	6.74	1.94	8.83	1.80	7.88	1.86	23.45	4.25	2.14	1.04	2.13	.97	9.52	2.41	13.79	3.52	5.17	4.62
	No respondió	6.15	2.48	8.62	2.04	7.77	2.03	22.54	4.96	2.35	1.00	2.22	.91	9.46	2.60	14.04	3.59	4.44	4.28
Creencias religiosas	F	3.97*		.60		.33		2.15		1.87		.67		.18		.24		1.46	
	χ^2	42.19**		16.29		19.27		56.88		11.26		4.32		41.87		75.64**		25.98	
	Sí	6.77	1.99	8.96	1.58	8.07	1.71	23.80	4.09	2.32	.93	2.21	.96	9.73	2.01	14.25	3.03	5.41	4.53
	3-4 personas	6.68	2.03	8.77	1.93	7.91	1.87	23.36	4.46	2.22	1.01	2.13	.96	9.42	2.59	13.77	3.63	5.23	4.60
	5-6 personas	6.67	2.05	8.79	1.61	7.87	1.92	23.32	4.01	2.08	1.05	2.26	.89	9.52	2.54	13.86	3.55	4.61	4.57
Número de personas que viven en el hogar	7 o más personas	6.08	2.18	8.21	1.92	7.19	2.20	21.48	5.00	1.75	1.02	2.22	.89	8.29	2.60	12.26	3.46	4.85	3.73
	F	2.28		3.61*		4.38**		5.69**		7.32**		1.27		6.92**		6.65**		1.48	
	χ^2	58.73**		40.89		40.46		112.12*		27.75**		10.16		74.23**		74.02		70.55	
	Sí	6.77	1.99	8.96	1.58	8.07	1.71	23.80	4.09	2.32	.93	2.21	.96	9.73	2.01	14.25	3.03	5.41	4.53
	3-4 personas	6.68	2.03	8.77	1.93	7.91	1.87	23.36	4.46	2.22	1.01	2.13	.96	9.42	2.59	13.77	3.63	5.23	4.60

Nota: CP=Conocimientos percibidos; AP=Actitudes percibidas; PPP=Prácticas de protección percibidas; CAPP=Conocimientos, actitudes y prácticas percibidas; EVI=Conductas de evitación; REC=Conductas recomendadas; PRE=Conductas de prevención; RCON=Respuestas conductuales; ANS=Ansiedad. *p<.05; **p<.01

Tabla 2. Medias, diferencias y asociaciones de las respuestas psicológicas iniciales ante COVID-19 y variables sociodemográficas (Continuación).

Variable	Categoría	CP		AP		PPP		CAPP		EVI		REC		PRE		RCON		ANS		
		ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	ME	DE	
Número de niños que viven en el hogar	Ninguno	6.74	2.01	8.95	1.64	7.99	1.82	23.67	4.05	2.24	.98	2.19	.96	9.62	2.33	14.04	3.34	5.30	4.58	
	1-2 niños	6.61	2.03	8.62	1.90	7.77	1.94	23.00	4.59	2.15	1.04	2.17	.92	9.31	2.58	13.62	3.61	4.83	4.41	
	3-4 niños	6.33	2.13	8.49	2.11	7.94	1.76	22.76	4.57	1.98	1.07	2.27	.90	8.78	2.56	13.04	3.44	5.24	4.86	
	5-6 niños	4.33	4.04	6.33	4.73	4.67	4.04	15.33	12.66	1.00	1.00	2.00	1.73	6.33	2.08	9.33	4.62	6.00	1.00	
	7 o más niños	5.60	2.30	7.00	2.12	8.00	1.23	20.60	5.13	2.40	1.34	1.60	1.14	8.00	3.39	12.00	5.20	6.60	4.56	
F		1.93		5.34**		3.11*		4.88**		2.19		.65		3.71**		3.25*		.81		
χ^2		63.13*		240.84**		78.58**		279.84**		12.92		11.99		78.73		137.90**		93.12		
Número de embarazadas que viven en el hogar	Ninguna	6.67	2.02	8.79	1.79	7.90	1.88	23.36	4.35	2.18	1.01	2.17	.95	9.46	2.46	13.82	3.49	5.12	4.52	
	1-2 mujeres	6.23	2.40	8.80	1.63	7.87	1.59	22.90	4.32	2.33	.71	2.50	.68	8.93	2.12	13.77	2.52	5.53	4.61	
	t	1.17		-.03		.09		.57		-1.11		-1.87		1.17		.09		-.49		
	χ^2		17.69		6.12		3.68		19.95		6.59		3.81		20.93		15.09		21.68	
	Ninguno	6.62	2.04	8.80	1.78	7.87	1.90	23.30	4.40	2.20	1.01	2.14	.98	9.47	2.48	13.81	3.51	5.18	4.55	
Número de adultos mayores que viven en el hogar	1-2 adultos mayores	6.75	2.04	8.79	1.78	7.97	1.80	23.51	4.21	2.18	1.00	2.25	.87	9.39	2.41	13.82	3.44	4.99	4.39	
	3 o más	6.31	1.96	8.31	2.30	7.50	2.10	22.13	4.84	2.06	1.00	2.56	.63	9.69	2.18	14.31	2.68	6.19	6.00	
	F	.70		.59		.65		.92		.16		2.89		.21		.16		.66		
	χ^2		24.43		22.23		23.42		54.63		2.46		8.37		27.72		40.72		36.23	
	Sí	6.73	2.00	8.90	1.62	8.01	1.76	23.64	4.14	2.21	.99	2.24	.90	9.58	2.34	14.03	3.29	5.41	4.43	
Enfermedades crónicas diagnosticadas en familiares que comparten el hogar	No	6.56	2.08	8.64	1.98	7.74	2.01	22.94	4.59	2.16	1.03	2.11	1.00	9.27	2.59	13.54	3.69	4.75	4.63	
	t	1.38		2.31*		2.32*		2.65**		.71		2.24*		2.09*		2.26*		2.37*		
	χ^2		12.83		15.56		20.27*		43.98*		2.00		7.80*		19.01		26.95		33.96*	
	Menos de 5 mil familiar	5.51	2.49	8.21	2.36	6.83	2.56	20.55	5.79	1.81	1.11	1.98	1.04	8.57	2.83	12.36	3.78	5.35	4.94	
	Más de 5 mil, menos de 10 mil	6.29	1.99	8.51	1.78	7.75	1.80	22.55	3.89	2.02	1.04	2.11	.98	8.96	2.59	13.09	3.61	4.74	4.09	
Ingreso económico familiar	Más de 10 mil, menos de 15 mil	6.85	1.80	8.66	1.90	7.99	1.84	23.50	4.24	2.20	1.01	2.26	.91	9.61	2.19	14.07	3.31	5.09	4.43	
	Más de 15 mil	7.25	1.80	9.28	1.35	8.32	1.51	24.84	3.54	2.44	.87	2.27	.88	10.06	2.14	14.78	3.01	5.42	4.76	
	F	32.36**		18.91**		23.57**		42.83**		19.16**		4.42**		20.15**		25.26**		92.96		
	χ^2		138.08**		101.50**		103.01**		246.18**		59.47**		32.43**		126.46**		141.94**		53.00	

Nota: CP=Conocimientos percibidos; AP=Prácticas de protección percibidas; PPP=Prácticas de protección percibidas; CAPP=Conocimientos, actitudes y prácticas percibidas; EVI=Conductas de evitación; REC=Conductas recomendadas; PRE=Conductas de prevención; RCON=Respuestas conductuales; ANS=Ansiedad. *p<.05; **p<.01

Tabla 3

Correlaciones entre respuestas psicológicas iniciales ante COVID-19, edad y días de distanciamiento social

Variable	EDA	CP	AP	PPP	CAPP	EVI	REC	PRE	RCON	ANS	DDS
EDA	-										
CP	.114**	-									
AP	.074*	.289**	-								
PPP	.164**	.417**	.414**	-							
CAPP	.155**	.767**	.725**	.796**	-						
EVI	.047	.154**	.366**	.370**	.382**	-					
REC	.040	.155**	.278**	.332**	.330**	.344**	-				
PRE	.112**	.224**	.321**	.501**	.453**	.414**	.310**	-			
RCON	.103**	.245**	.408**	.552**	.520**	.676**	.591**	.911**	-		
ANS	-0.038	.011	.206**	.033	.104**	.097**	.101**	.071*	.105**	-	
DDS	.063*	.012	.022	.024	.025	.127**	.061*	.084**	.113**	.071*	-

Nota: EDA=Edad; CP=Conocimientos percibidos; AP=Actitudes percibidas; PPP=Prácticas de protección percibidas; CAPP=Conocimientos, actitudes y prácticas percibidas; EVI=Conductas de evitación; REC=Conductas recomendadas; PRE=Conductas de prevención; RCON=Respuestas conductuales; ANS=Ansiedad; DDS= Días de distanciamiento social. *p<.05; **p<.01

Tabla 4

Modelos de regresión lineal múltiple para las respuestas psicológicas iniciales ante COVID-19

	CAPP			RCON			ANS		
	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β
Constante	14.415	.567		2.617	.479		.104	.696	
PPP				.808	.049	.435**			
AP				.353	.052	.182**	.511	.075	.201**
RCON	.563	.032	.45**						
SXF				1.122	.186	.146**			
ECDIV							-1.582	.638	-.073*
ING-5	-.884	.368	-.067*						
ING+15	.861	.24	.096**	.754	.177	.105**			
ESCSEC	-3.052	.645	-.126**						
ESCPRI	-7.119	1.778	-.099**						
ESCPRE	-1.171	.324	-.096**						
EDA	.036	.01	.087**						
EFCRO							.764	.314	.072*
DDS				.149	.039	.091**	.144	.063	.067*
RINT				.648	.182	.085**			

Nota: CAPP=Conocimiento, actitudes y prácticas percibidas; RCON=Respuestas conductuales; ANS=Ansiedad; PPP=Prácticas de prevención percibidas; AP=Actitudes percibidas; SXF=Sexo femenino; ING-5=Ingresos económicos mensuales menores a \$5 mil; ING+15= Ingresos económicos mensuales mayores a \$15 mil; ESCPRE=Nivel de estudios preparatoria; ESCSEC=Nivel de estudios secundaria; ESCPRI=Nivel de estudios primaria; EDA=Edad; ENFCRO=Diagnósticos previos de enfermedades crónicas; DDS=Días de distanciamiento social; RINT=Residencia en el Interior de la República. *p<.05; **p<.01

de Fisher et al. (2009), según el cual las actitudes, la autoeficacia y las prácticas intervienen en las conductas de prevención. Igualmente, las variables sexo e ingresos económicos resultaron significativas sólo en la muestra mexicana ($p < .01$), estos hallazgos parecen estar relacionados con lo señalado por la OMS y la OPS sobre el papel de la vulnerabilidad psicosocial en la salud mental individual y comunitaria de los distintos grupos poblacionales, especialmente en países de Latinoamérica (Inter-Agency Standing Committee, 2020; Pan American Health Organization, 2006; World Health Organization, 2020).

Se detectaron diferencias con lo reportado para la población danesa que refirió realizar conductas preventivas por motivaciones individuales (Mækelaë et al., 2020), mientras que la población mexicana señaló a la presión social, ejercida por familiares y conocidos que no aceptan las medidas restrictivas, como razón para no realizar las conductas de prevención. Además, la referencia al potencial contagio de un miembro de la familia como un motivo de preocupación ante el brote epidémico deja ver que, para la población mexicana, la motivación social juega un papel importante en su conducta.

Sobre los resultados obtenidos para la variable ansiedad es importante señalar que los mexicanos encuestados reportaron niveles más bajos comparados con los referidos por los habitantes de China (Jin et al. 2020; Li, Yang, Dou et al., 2020; Liu, Ren et al., 2020; Wang et al., 2020). Los presentes hallazgos son congruentes con los obtenidos por otros investigadores mexicanos (Galindo-Vázquez et al., 2020; González-González et al., 2020; Guzmán-González et al., 2020) y resultan más parecidos a los referidos por Colombia, Estados Unidos y Brasil, probablemente, debido a las diferencias entre las medidas adoptadas por las autoridades sanitarias y gubernamentales de los distintos países, así como la cronología y epidemiología del brote en cada nación (Mækelaë et al., 2020).

Cabe destacar que, al igual que en el estudio de Wang et al. (2020), los antecedentes de enfermedades crónicas ($OR = .48$, $CI95\%: .22 - .75$, $p < .001$) incidieron en los niveles de ansiedad de la muestra mexicana de este estudio ($R = .764$, $SE = .314$, $p < .05$) y de una investigación publicada en 2020 por

Guzmán-González ($F = 4.10$, $p < .010$, $\eta = .04$). Sobre este aspecto hay que tener en cuenta que el hecho de vivir con algún diagnóstico previo, que además es factor de riesgo para complicaciones y mortalidad en caso de contraer COVID-19, está asociado con el aumento de la vulnerabilidad psicosocial y un mayor impacto psicológico (Li, Yang, Dou et al., 2020; Liu, Ren et al., 2020; Pan American Health Organization, 2006; World Health Organization, 2020; Xiang et al., 2020; Xiao, 2020; Zhang et al., 2020).

Asimismo, se encontró que los días de distanciamiento social se asociaron con la ansiedad referida ($B = .114$, $SE = .063$, $p < .05$), un resultado que sigue la línea de lo encontrado por Jin et al. (2020) para una muestra china ($F(1316) = 31.94$, $p < .001$, $\eta^2 = .10$). En cuanto a las actitudes ante la pandemia y su asociación con ansiedad, los hallazgos aquí presentados ($B = .511$, $SE = .075$, $p < .01$) son semejantes a los reportados por Qian et al. (2020) quienes emplean el nombre de riesgo percibido ($OR = 1.6$, $95\%CI 1.3 - 1.8$, $p < .01$). Asimismo, son parecidos a las correlaciones encontradas por Li, Yang, Dou et al. (2020) en la denominada gravedad percibida ($r = .19$, $p < .01$). Igualmente, la ausencia de asociación entre ansiedad y las variables sexo, edad, nivel educativo y ocupación es consistente con lo reportando por Qian et al. (2020).

Ahora bien, es preciso señalar que mientras el personal del sector salud chino reportó niveles altos de ansiedad y otras consecuencias psicosociales, en México no se encontraron niveles superiores de ansiedad comparados con otras ocupaciones, es posible que este resultado se relacione con el momento de la evaluación (término de la fase 1 y comienzo de la 2) y que las consecuencias para este grupo vulnerable se presenten una vez que avance el curso de la pandemia (Cai et al., 2020; Lai et al., 2020; Pan American Health Organization, 2006; Xiang et al., 2020).

Por otra parte, no ha sido sorprendente que el sexo femenino haya reportado mayor nivel de ansiedad, ya que ha sido descrito ampliamente en la literatura sobre la pandemia en México (Galindo-Vázquez et al., 2020; Guzmán-González et al., 2020; Ramos-Lira et al., 2020) y el mundo (Li, Yang, Dou et al., 2020; Liu, Ren et al., 2020). Asimismo, al igual que en

estudios realizados en China (Liu, Ren et al., 2020), el estado civil divorciado (OR = 1.486, 95%CI: 1.252 - 1.769, $p < .001$) resultó un factor de protección ante la ansiedad en la muestra mexicana ($B = -1.582$, $SE = .638$, $p < .05$). Finalmente, es importante destacar que contrario a los hallazgos previos (Cao et al., 2020; Wang et al., 2020), los estudiantes de la muestra mexicana no presentaron niveles más altos de ansiedad comparados con otros grupos. Es probable que esto se deba a que la investigación tuvo lugar durante los primeros días de la Jornada Nacional de Sana Distancia, por esta razón, el cierre de planteles educativos era reciente y las instituciones no habían iniciado la transición a las actividades no presenciales. Por la prolongación de la pandemia, se considera que es una línea de investigación pendiente y pertinente.

Con todo, resulta importante señalar las principales limitaciones metodológicas de la investigación. En primer lugar, el diseño transversal y exploratorio-descriptivo proporciona una visión del estado psicológico de la muestra estudiada en las fases iniciales de la pandemia. No obstante, la dinámica, ritmo y escenario cambiantes del mismo brote epidémico tienen repercusiones en las respuestas psicológicas de los mexicanos. Por tanto, es necesario que los estudios posteriores se realicen en las diferentes fases y se identifiquen nuevos modelos de factores predisponentes.

Otra limitación es el tipo de muestreo. Al no ser probabilístico, la muestra no necesariamente es representativa de la población adulta mexicana, ejemplo de ello es la sobrerrepresentación de ciertos sectores como el sexo femenino, nivel de estudios superior, estado civil soltero e ingresos económicos familiares superiores a \$15 mil pesos mexicanos. Así, los resultados difícilmente pueden ser generalizados y, por sus características, deben ser tomados con cautela. Para futuros estudios se sugiere el empleo de muestreos probabilísticos.

Por último, en cuanto a la evaluación, se considera que, tanto por el momento de la recolección de datos como el empleo de instrumentos de autoinforme, aumenta la probabilidad de obtener respuestas sesgadas por deshabilidad social. Además, aunque la consistencia interna de todas las herramientas

empleadas resultó aceptable, es necesario someterlas a procesos de validación en población mexicana. Asimismo, los conocimientos, actitudes y prácticas de salud (CAP) fueron valorados únicamente a través de la percepción referida por los participantes, por lo que es imprescindible desarrollar encuestas CAP que permitan identificar los niveles de estas variables con mayor objetividad y validez. También, en el futuro se deben evaluar otros factores, como depresión, estrés, uso de sustancias, entre otros, que prevalecen en situaciones de emergencia sanitaria.

A pesar de las limitaciones mencionadas se considera que los hallazgos del estudio dan cuenta de la relación entre conocimiento, actitud y emisión de conductas para la promoción de la salud y prevención de la enfermedad en tiempos de COVID-19. Igualmente, permite la identificación de factores sociodemográficos que inciden tanto en el seguimiento de las medidas de prevención como en los niveles de ansiedad. De acuerdo con los resultados, las respuestas conductuales para el control del brote epidémico se relacionan con la percepción que el individuo tiene sobre sus propias prácticas de salud, su actitud frente a la pandemia y en última instancia sobre el nivel de conocimientos percibidos. A su vez, la ansiedad se asocia con el diagnóstico previo de enfermedades crónicas, la actitud ante la pandemia y los días de distanciamiento social.

Sobre esta base se pueden formular intervenciones psicológicas eficaces y oportunas orientadas hacia: 1) el entrenamiento en conductas prosociales y de prevención; 2) el favorecimiento de la motivación personal y social; 3) la psicoeducación sobre el brote epidémico y sus consecuencias biopsicosociales y 4) la disminución de los efectos psicosociales derivados de la exposición a una crisis sanitaria sin precedentes y las medidas restrictivas para el control de la pandemia. Todo lo anterior en un marco de inclusión de los grupos vulnerables, con perspectiva de género y del ciclo vital, así como del ritmo de la emergencia sanitaria. Además, implica el uso de todos los recursos y medios disponibles, lo cual exige creatividad, innovación y ética por parte de los profesionales del campo de la salud mental.

Referencias

- Alpuche-Aranda, C. M. (2020). Infecciones emergentes, el gran reto de la salud global: Covid-19. *Salud Publica de Mexico*, 62(2), 123-124. <https://doi.org/10.21149/11284>
- Cai, H., Tu, B., Ma, J., Chen, L., Fu, L., Jiang, Y., & Zhuang, Q. (2020). Psychological impact and coping strategies of frontline medical staff in Hunan between January and March 2020 during the outbreak of coronavirus disease 2019 (COVID) in Hubei, China. *Medical Science Monitor*, 26, e924171-1. <https://doi.org/10.12659/MSM.924171>
- Cao, W., Fang, Z., Hou, G., Han, M., Xu, X., Dong, J., & Zheng, J. (2020). The psychological impact of the COVID-19 epidemic on college students in China. *Psychiatry Research*, 287, 112934. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112934>
- Castro Silva, E., Benjet, C., Juárez García, F., Jurado Cárdenas, S., Lucio Gómez-Maqueo, M. E., & Valencia Cruz, A. (2016). Adaptación y propiedades psicométricas del Inventory of Statements About Self-injury en estudiantes mexicanos. *Acta de Investigación Psicológica*, 6(3), 2544–2551. <https://doi.org/10.1016/j.aiprr.2016.08.004>
- Duan, L., & Zhu, G. (2020). Psychological interventions for people affected by the COVID-19 epidemic. In *The Lancet Psychiatry*, 7(4), 300-302. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(20\)30073-0](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(20)30073-0)
- Fisher, W. A., Fisher, J. D., & Harman, J. (2009). The Information-Motivation-Behavioral Skills Model: A General Social Psychological Approach to Understanding and Promoting Health Behavior. In *Social Psychological Foundations of Health and Illness* (pp. 82–106). Blackwell Publishing Ltd. <https://doi.org/10.1002/9780470753552.ch4>
- Galindo, J. (2021). *México es uno de los países con mayor mortalidad por covid*. <https://elpais.com/mexico/2021-02-21/mexico-es-uno-de-los-paises-con-mayor-mortalidad-por-covid-del-mundo.html>
- Galindo-Vázquez, O., Ramírez-Orozco, M., Costas-Muñoz, R., Mendoza-Contreras, L. A., Calderillo-Ruiz, G., & Meneses-García, A. (2020). Symptoms of anxiety, depression and self-care behaviors during the COVID-19 pandemic in the general population. *Gaceta Medica de Mexico*, 156(4), 298–305. <https://doi.org/10.24875/GMM.20000266>
- García-Campayo, J., Zamorano, E., Ruiz, M. A., Pardo, A., Pérez-Páramo, M., López-Gómez, V., Freire, O., & Rejas, J. (2010). Cultural adaptation into Spanish of the generalized anxiety disorder-7 (GAD-7) scale as a screening tool. *Health and Quality of Life Outcomes*, 8(8). <https://doi.org/10.1186/1477-7525-8-8>
- González-González, A., Toledo-Fernández, A., Romo-Parra, H., Reyes-Zamorano, E., & Betancourt-Ocampo, D. (2020). Psychological impact of sociodemographic factors and medical conditions in older adults during the COVID-19 pandemic in Mexico. *Salud Mental*, 43(6). <https://doi.org/10.17711/sm.0185-3325.2020.040>
- Guzmán-González, J. I., Sánchez-García, F. G., Ramírez-de los Santos, S., Gutiérrez-Rodríguez, F., Palomino-Esparza, D., & Telles-Martínez, A. L. (2020). Worry and perceived risk of contagion during the COVID-19 quarantine in the Jalisco population: Preliminary Study. *Salud Mental*, 43(6). <https://doi.org/10.17711/sm.0185-3325.2020.035>
- Haushofer, J. C. & Metcalf, J. E. (2020). *Combining Behavioral Economics and Infectious Disease Epidemiology to Mitigate the Covid-19 Outbreak*. <https://www.hsdl.org/?abstract&did=>
- Inter-Agency Standing Committee. (2020). *Cómo abordar la salud mental y los aspectos psicosociales del brote de Covid-19*. <https://www.paho.org/es/documentos/nota-informativa-provisional-como-abordar-salud-mental-aspectos-psicosociales-brote>
- Lai, J., Ma, S., Wang, Y., Cai, Z., Hu, J., Wei, N., Wu, J., Du, H., Chen, T., Li, R., Tan, H., Kang, L., Yao, L., Huang, M., Wang, H., Wang, G., Liu, Z., & Hu, S. (2020). Factors Associated With Mental Health Outcomes Among Health Care Workers Exposed to Coronavirus Disease 2019. *JAMA Network Open*, 3(3), e203976. <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2020.3976>
- Li, J. Bin, Yang, A., Dou, K., & Cheung, R. Y. M. (2020). Self-control moderates the association between perceived severity of coronavirus disease 2019 (COVID-19) and mental health problems among the Chinese public. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(13), 1–10. <https://doi.org/10.3390/ijerph17134820>
- Li, W., Yang, Y., Liu, Z. H., Zhao, Y. J., Zhang, Q., Zhang, L., Cheung, T., & Xiang, Y. T. (2020). Progression of mental health services during the COVID-19 outbreak in China. *International Journal of Biological Sciences*, 16(10), 1732–1738. <https://doi.org/10.7150/ijbs.45120>
- Liu, D., Ren, Y., Yan, F., Li, Y., Xu, X., Yu, X., Qu, W., Wang, Z., Tian, B., Yang, F., Yao, Y., Tan, Y., Jiang, R., & Tan, S. (2020). Psychological Impact and Predisposing Factors of the Coronavirus Disease 2019 (COVID-19) Pandemic on General Public in China. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3551415>
- Liu, S., Yang, L., Zhang, C., Xiang, Y. T., Liu, Z., Hu, S., & Zhang, B. (2020). Online mental health services in China during the COVID-19 outbreak. In *The Lancet Psychiatry*, 7(4), e17-e18. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(20\)30077-8](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(20)30077-8)

- Lunn, P. D., Belton, C. A., Lavin, C., McGowan, F. P., Timmons, S., & Robertson, D. A. (2020). Using Behavioral Science to help fight the Coronavirus. *Journal of Behavioral Public Administration*, 3(1). <https://doi.org/10.30636/jbpa.31.147>
- Mækela, M. J., Reggev, N., Dutra, N., Tamayo, R. M., Silva-Sobrinho, R. A., Klevjer, K., & Pfuhl, G. (2020). Perceived efficacy of COVID-19 restrictions, reactions and their impact on mental health during the early phase of the outbreak in six countries. *Royal Society Open Science*, 7(8), 200644. <https://doi.org/10.1098/rsos.200644>
- Mier-Bolio, J. R., Arroyo-González, J. M., Baques-Guillén, E., Valdez-Lopez, J. F., Torre-García, Á. J., Rodríguez-Rodríguez, O. E., & Rivera-Arroyo, G. (2021). COVID-19 and anxiety in ophthalmologists. *Revista Mexicana de Oftalmología*, 94(6). <https://doi.org/10.24875/RMO.M20000130>
- National Health Commission of China. (2020). *Principles for emergency psychological crisis intervention for the new coronavirus pneumonia* (in Chinese). <http://www.nhc.gov.cn/jkj/s3577/202001/6adc08b966594253b2b791be5c3b9467.shtml>
- Pan American Health Organization. (2006). *Protección de la salud mental en situaciones de epidemias*. <https://www.paho.org/hq/dmdocuments/2009/Pandemia%20de%20influenza%20y%20Salud%20mental%20Esp.pdf>
- Qian, M., Wu, Q., Wu, P., Hou, Z., Liang, Y., Cowling, B. J., & Yu, H. (2020). Psychological responses, behavioral changes and public perceptions during the early phase of the COVID-19 outbreak in China: A population based cross-sectional survey. *medRxiv*, 2020.02.18.20024448; <https://doi.org/10.1101/2020.02.18.20024448>
- Ramos-Lira, L., Rafful, C., Flores-Celis, K., Mora Ríos, J., García-Andrade, C., Rascón Gasca, M. L., Bautista Aguilar, N., & Cervantes Muñoz, C. (2020). Emotional responses and coping strategies in adult Mexican population during the first lockdown of the COVID-19 pandemic: An exploratory study by sex. *Salud Mental*, 43(6), 243–251. <https://doi.org/10.17711/sm.0185-3325.2020.034>
- Ramos, C. (2020). Covid-19: La nueva enfermedad causada por un coronavirus. *Salud Publica de Mexico*, 62(2), 225–227. <https://doi.org/10.21149/11276>
- Wang, C., Pan, R., Wan, X., Tan, Y., Xu, L., Ho, C. S., & Ho, R. C. (2020). Immediate psychological responses and associated factors during the initial stage of the 2019 coronavirus disease (COVID-19) epidemic among the general population in China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(5). <https://doi.org/10.3390/ijerph17051729>
- World Health Organization. (2020b). *Salud mental fortalecer nuestra respuesta*. <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/mental-health-strengthening-our-response>
- Xiang, Y. T., Yu, X., Ungvari, G. S., Correll, C. U., & Chiu, H. F. K. (2014). Outcomes of SARS survivors in China: not only physical and psychiatric co-morbidities. *East Asian Archives of Psychiatry*, 24(1), 37-38.
- Xiang, Y. T., Yang, Y., Li, W., Zhang, L., Zhang, Q., Cheung, T., & Ng, C. H. (2020). Timely mental health care for the 2019 novel coronavirus outbreak is urgently needed. *The Lancet Psychiatry*, 7(3), 228-229. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(20\)30046-8](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(20)30046-8)
- Xiao, C. (2020). A novel approach of consultation on 2019 novel coronavirus (COVID-19)-related psychological and mental problems: Structured letter therapy. *Psychiatry Investigation*, 17(2), 175-176. <https://doi.org/10.30773/pi.2020.0047>
- Yang, L., Wu, D., Hou, Y., Wang, X., Dai, N., Wang, G., Yang, Q., Zhao, W., Lou, Z., Ji, Y., & Ruan, L. (2020). Analysis of psychological state and clinical psychological intervention model of patients with COVID-19. *medRxiv*, 2020.03.22.20040899; <https://doi.org/10.1101/2020.03.22.20040899>
- Zettler, I., Schild, C., Lilleholt, L., Kroencke, L., Utesch, T., moshagen, morten, Böhm, R., Back, M., & Geukes, K. (2020). *The role of personality in COVID-19 related perceptions, evaluations, and behaviors: Findings across five samples, nine traits, and 17 criteria*. <https://doi.org/10.31234/osf.io/pkm2a>
- Zhang, J., Wu, W., Zhao, X., & Zhang, W. (2020). Recommended psychological crisis intervention response to the 2019 novel coronavirus pneumonia outbreak in China: a model of West China Hospital. *Precision Clinical Medicine*, 3(1), 3–8. <https://doi.org/10.1093/pmedi/pbaa006>



La Administración del Agonista mGluR2/3 APDC Disminuye la Señal Discriminativa de la Anfetamina en Ratas¹

Administration of the mGluR2/3 APDC Decreases the Discriminative Signal of Amphetamine in Rats

Laura N. Cedillo Zavaleta, Juan C. Jiménez Mejía, Rosa Isela Ruiz-García, y Florencio Miranda²

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

Recibido 6 de mayo 2020, Aceptado 27 de febrero 2021

Resumen

Los efectos reforzantes, motores y discriminativos de la anfetamina (ANF) están mediados por el incremento en la neurotransmisión de dopamina (DA) en el núcleo accumbens. Existe evidencia de que el sistema Gluérgico podría regular la función DAérgica. Aquí, se examina el papel de los receptores mGluR2/3 en las propiedades discriminativas de la ANF usando el condicionamiento de aversión a los sabores (CAS). Ratas macho de la cepa Wistar fueron privadas de agua y entrenadas con el CAS. Se les administró ANF (1.0 mg/kg ip) antes de un periodo de acceso de 10 min a una solución de sacarina y posteriormente se les administró una inyección de LiCl; en días alternos, se les aplicó una inyección de salina (1 ml/kg ip) antes y después del acceso a la solución de sacarina. En las pruebas de generalización y combinación, la ANF fue substituida por diferentes dosis del agonista mGluR2/3 (2R,4R)-APDC (0.1, 0.3 y 1.0 mg/kg ip), diferentes dosis del antagonista mGluR2/3 LY341495 (1.0, 3.0 y 5.6 mg/kg ip), diferentes dosis de APDC (0.1, 0.3 y 1.0 mg/kg ip) + ANF (1 ml/kg ip) o diferentes dosis de LY341495 (1.0, 3.0 y 5.6 mg/kg ip) + APDC (1.0 mg/kg ip) + ANF (1.0 mg/kg ip). Los resultados mostraron que el agonista APDC disminuyó la señal discriminativa de la ANF y este efecto fue prevenido por el antagonista LY341495. Se sugiere que los receptores mGluR2/3 podrían jugar un papel modulador en la señal discriminativa de la ANF.

Palabras Clave: Anfetamina, Discriminación de Drogas, Receptores mGluR2/3, Condicionamiento de Aversión a los Sabores, Dopamina

1 Financiamiento: Este estudio fue financiado por PAPIIT IN305420 (DGAPA-UNAM, México)

2 Correspondencia: E-mail: fmirandah@yahoo.com (F. Miranda); Tel. (52)55 56231293 Ext. 131; Av. de los Barrios 1, Los Reyes Iztacala Tlalnepantla, Edo. de México 54090, México

Abstract

Rewarding, motor and discriminative effects of amphetamine (AMPH) are mediated in large part by increased dopamine (DA) neurotransmission in the nucleus accumbens. However, there is evidence that the glutamate system may regulate forebrain DA function. Here, we examined the role of mGluR2/3 receptors on the discriminative stimulus properties of AMPH using conditioned taste aversion (CTA) as the drug discrimination procedure. Male Wistar rats were deprived of water and trained in the CTA procedure. They received the administration of AMPH (1.0 mg/kg) before a 10 min period of access to saccharin solution and followed by an injection of LiCl; on alternate days, rats received saline (1 ml/kg ip) before and after the access to saccharin solution. In generalization and combination tests, the AMPH was substituted by different doses of the mGluR2/3 receptor agonist (2R,4R)-APDC (0.1, 0.3 and 1.0 mg/kg ip), different doses of the mGluR2/3 receptor antagonist LY341495 (1.0, 3.0 and 5.6 mg/kg ip), different doses of the mGluR2/3 receptor agonist APDC (0.1, 0.3 y 1.0 mg/kg ip) + AMPH (1.0 mg/kg ip) or different doses of the mGluR2/3 receptor antagonist LY341495 (1.0, 3.0 and 5.6 mg/kg ip) + APDC (1.0 mg/kg ip) + AMPH (1.0 mg/kg ip). The results showed that the agonist APDC significantly decreases the discriminative cue of the AMPH and this effect was reversed by the antagonist LY341495. These data suggest that mGluR2/3 receptors could play an important modulatory role in the discriminative cue of AMPH.

Keywords: Amphetamine, Drug Discrimination, mGluR2/3 Receptors, Conditioned Test Aversion, Dopamine

Los psicoestimulantes como la cocaína (COC) y la anfetamina (ANF), son agonistas monoaminérgicos indirectos que tienen afinidad por los transportadores involucrados en la recaptura y sistemas de almacenamiento vesicular de la dopamina (DA), norepinefrina (NE) y serotonina (5-HT) (Rothman & Baumann, 2003). La COC es un inhibidor de la recaptura de DA, NE y 5-HT y de este modo incrementa los niveles sinápticos de estos neurotransmisores. La ANF actúa en los transportadores de las vesículas sinápticas de la DA, NE y 5-HT para promover un incremento en las concentraciones citoplasmáticas de las monoaminas, además, revierte la dirección de los transportadores monoaminérgicos de membrana, facilitando la salida de los neurotransmisores al espacio intersináptico (Elliott & Beveridge, 2005; Rothman & Baumann, 2003).

El sistema mesocorticolímbico de la DA, en particular, la proyección del área tegmental ventral (ATV) al núcleo accumbens (nAcc), es una vía importante para la producción de los efectos locomotores, reforzantes, gratificantes y de señales discriminativas producidos por la COC y la ANF (Di Chiara, 1995; Koob, 1992). Aunque es claro que la administración de ANF o COC producen un incremento importante de la señal

DAérgica en áreas límbicas (Koob & Bloom, 1988; Koob, 1992), hoy en día existe evidencia de que, de forma indirecta, el glutamato (Glu) también podría jugar un papel crítico en la modulación de algunos efectos conductuales de estos psicoestimulantes (Faraone, 2018; Fischer et al., 2021; Ishiguro et al., 2019; Scofield et al., 2016).

En la actualidad se sabe que existen al menos 12 receptores a Glu. Se han identificado 3 tipos de receptores ionotrópicos: AMPA, NMDA y Kainato y 8 receptores metabotrópicos (mGluR1-mGluR8) divididos en 3 grupos (Coutinho & Knöpfel, 2002). De entre estos receptores, se ha propuesto que el grupo II, compuesto por los receptores mGluR2 y mGluR3 (mGluR2/3), podría modular los procesos de gratificación y búsqueda de algunas drogas adictivas (Moussawi & Kalivas, 2010).

En particular, se ha reportado que los agonistas a los receptores mGluR2/3 son efectivos para atenuar algunos efectos conductuales relacionados con el abuso de psicoestimulantes como la COC y la ANF. Por ejemplo, diversos autores han reportado que la administración sistémica del agonista selectivo de los receptores mGluR2/3 LY379268, disminuye los puntos de ruptura generados con programas de razón

progresiva (PRP) reforzados con metanfetamina (MET) (Crawford et al., 2013) y COC (Karkhanis et al., 2016), sin afectar los puntos de ruptura generados en PRP reforzados con sacarina. También se ha reportado que la administración sistémica del agonista de los receptores mGluR2/3 LY379268 disminuyó otras conductas relacionadas con la adicción, como la expresión de la sensibilización locomotora producida por la administración repetida de ANF (Arndt et al., 2014; Kim & Vezina, 2002) y fenciclidina (Clark et al., 2002), así como las autoadministraciones de COC (Baptista et al., 2004; Justinova et al., 2016), nicotina (Cross et al., 2018; Justinova et al., 2015, 2016; Liechti et al., 2007) y alcohol (Augier et al., 2016). Dado que un obstáculo significativo para el tratamiento exitoso de la adicción a las drogas es la vulnerabilidad persistente a la recaída, es en esta área en la que se han centrado la mayoría de los estudios dirigidos a evaluar el efecto de la activación de los receptores mGluR2/3 sobre las conductas relacionadas con la adicción a diferentes drogas. En este sentido, se ha reportado que la administración sistémica del agonista mGluR2/3 LY379268, disminuyó la reinstalación de la conducta de palanqueo inducida por señales previamente asociadas con COC (Baptista et al., 2004; Cannella et al., 2013), MET (Kufahl et al., 2013), heroína (Bossert et al., 2004), alcohol (Zhao et al., 2006) y nicotina (Cross et al., 2018; Liechti et al., 2007), o inducida por estrés cuando previamente fue reforzada con COC (Martin-Fardon & Weiss, 2012) y alcohol (Zhao et al., 2006), mientras que su administración directa en el ATV, disminuyó la reinstalación producida por señales previamente asociadas con heroína (Bossert et al., 2004).

Aunque hay evidencia sobre el efecto de la activación de los receptores mGluR2/3 sobre las conductas relacionadas con la adicción a los psicoestimulantes, ninguno de los artículos ha dirigido su atención a las propiedades discriminativas de los psicoestimulantes como la ANF. Todas las drogas de abuso comparten la capacidad de producir poderosos estímulos interoceptivos, todos ellos diferentes entre sí, de acuerdo con el tipo de droga, y son considerados como una medida indirecta del potencial de abuso de una

droga. El paradigma de discriminación de drogas es una herramienta conductual útil para evaluar estas propiedades interoceptivas producidas por las drogas de abuso (Riley et al., 2016). La ANF es capaz de producir una señal discriminativa que es modulada por ligandos relacionados con la DA (Sandoval-Sánchez et al., 2020). Por ello, los procedimientos de discriminación de drogas que usan ANF como droga de entrenamiento podrían ser útiles para estudiar las interacciones DA-Glu. El presente estudio fue diseñado para evaluar los efectos del agonista de los receptores mGluR2/3 (2R,4R)-APDC (APDC) sobre la señal discriminativa de la ANF en ratas, usando el condicionamiento de aversión a los sabores (CAS) como procedimiento de discriminación. Para determinar si estos efectos resultan de la acción específica del agonista APDC en los receptores mGluR2/3, también se evaluó el efecto del antagonista selectivo de los receptores mGluR2/3 LY341495 sobre los efectos del APDC en la señal discriminativa de la ANF.

Método

Sujetos

Diez ratas Wistar macho de aproximadamente 120 días de edad y un peso de 200-250 g al inicio del experimento, provenientes de la colonia del bioterio general de la FES Iztacala, UNAM, México. Las ratas fueron alojadas individualmente en cajas de acero inoxidable (30 x 20 x 20 cm), con comida *ad libitum* (Teklad LM485 Rat Diet, Harlan). Se mantuvieron bajo un ciclo luz-oscuridad de 12h con luz a las 8h, y una temperatura de 21(±1) °C. Los animales tuvieron acceso a las soluciones líquidas mediante uno o dos cilindros graduados invertidos colocados en la pared frontal de las cajas. El cuidado y manejo de los animales se llevó a cabo de acuerdo con el protocolo experimental y los principios éticos para la investigación con animales de laboratorio previstos en la Norma Oficial Mexicana (NOM-062-ZOO-1999: Especificaciones técnicas para la producción, cuidado y uso de animales de laboratorio).

Drogas

Las drogas que se usaron fueron sulfato de D-anfetamina (Sigma-Aldrich, St. Louis MO, EE. UU.), agonista a los receptores mGluR2/3 (2R,4R)-APDC (Tocris, Ballwin, MO, EE. UU.), antagonista a los receptores mGluR2/3 LY341495 (Tocris, Ballwin, MO, EE. UU.) y cloruro de litio (LiCl; Sigma-Aldrich, St. Louis, MO, EE. UU.). Las diferentes dosis de todas las drogas se calcularon de acuerdo con el peso de la sal y fueron disueltas en solución salina isotónica al 0.9% y administradas ip (1ml/kg). El LiCl fue administrado a una dosis de 0.34 mEq (2.0 ml/kg de una solución 0.177 M). La sacarina (Elly-Lilly, Ciudad de México, México) fue disuelta en agua destilada a una concentración de 0.15% (p/v). Las drogas y la solución de sacarina se prepararon diariamente.

Procedimiento

Entrenamiento de discriminación ANF-Salina

Todos los sujetos fueron entrenados por 7 días a tomar agua en periodos de 20 minutos por día. Posteriormente, durante 2 días fueron entrenados a tomar la solución de sacarina por 10 min. Para el entrenamiento en la discriminación de drogas por medio del CAS, los sujetos fueron sometidos a ensayos droga o ensayos salina siguiendo el protocolo descrito por Miranda et al. (2009). De forma breve, durante los ensayos droga a las ratas se les administró ANF (1.0 mg/kg ip) 30 min antes de un periodo de 10 min de acceso a un cilindro graduado invertido con la solución de sacarina. Inmediatamente después, los sujetos recibieron una inyección ip de LiCl y fueron regresados a sus cajas hogar. Durante los ensayos salina, las ratas recibieron una inyección de salina (1.0 ml/kg ip), 30 minutos antes del acceso a una solución de sacarina por 10 min. Inmediatamente después, las ratas recibieron nuevamente una inyección de salina y fueron devueltas a sus cajas hogar. Los ensayos droga y los ensayos salina estuvieron separados por 2 días; en esos días las ratas permanecieron en sus cajas hogar y

tuvieron acceso a agua purificada por 30 min al día. En total se realizaron 10 ensayos droga y 10 ensayos salina que fueron alternados y presentados aleatoriamente con la única restricción de que los ensayos droga no se repitieran en más de dos ocasiones consecutivas.

Pruebas de generalización y combinación con ANF y ligandos mGluR2/3

Las pruebas fueron llevadas a cabo en ciclos de 4 días con todos los sujetos bajo las mismas condiciones. El ciclo se repitió hasta que todas las dosis de las drogas de sustitución y sus combinaciones fueron evaluadas. En el primer día, se realizó un ensayo droga como fue descrito previamente. En el segundo día, los sujetos permanecieron en sus cajas hogar y tuvieron un periodo de 30 min de acceso libre a agua purificada. En el tercer día se llevó a cabo un ensayo salina como se describió anteriormente. Finalmente, en el cuarto día, se les administró a los sujetos una dosis específica de ANF, una dosis del agonista o del antagonista a los receptores mGluR2/3 o una combinación de las tres drogas; inmediatamente después de la administración, se realizó una prueba de dos botellas por 10 min; una botella tenía agua purificada y la otra la solución de sacarina. Durante las pruebas, no se administró salina o LiCl. Las dosis e intervalos de tiempo entre las administraciones y pruebas para cada droga fueron; ANF: 0.1, 0.3 y 1.0 mg/kg, -30 min; APDC: 0.1, 0.3 y 1.0 mg/kg, -30 min; LY341495: 1.0, 3.0 y 5.6 mg/kg, -30 min. Las pruebas de generalización se llevaron a cabo con el fin de evaluar si las drogas empleadas podían substituir o alterar la señal discriminativa de la ANF. Para ello, en el día 4 del ciclo, se administraron diferentes dosis de ANF (0.1, 0.3 y 1.0 mg/kg), diferentes dosis del agonista mGluR2/3 APDC (0.1, 0.3 y 1.0 mg/kg) y diferentes dosis del antagonista mGluR2/3 LY341495 (1.0, 3.0 y 5.6 mg/kg). Para evaluar el efecto de los ligandos a los receptores mGluR2/3 sobre la señal discriminativa producida por la ANF, en el día 4 se administraron una de las diferentes dosis de APDC (0.1, 0.3 y 1.0 mg/kg) + ANF (1.0 mg/kg) o una de las diferentes dosis de LY341495 (1.0, 3.0 y 5.6 mg/kg) + APDC (1.0 mg/kg) + AMPH (1.0 mg/

kg) (ver diseño en Figura 1A). Todas las dosis fueron evaluadas en todos los sujetos. El orden en que las dosis fueron evaluadas se eligió aleatoriamente. La dosis de entrenamiento de ANF también fue evaluada inmediatamente después del periodo de entrenamiento inicial, y esta prueba fue repetida antes de la evaluación de cada una de las diferentes dosis de las drogas, incluyendo las ocasiones en que se evaluaron diferentes dosis de ANF, con el fin de tener una estimación de la curva-dosis respuesta completa.

Análisis estadístico

Durante la adquisición, se registró el consumo de la solución de sacarina en los ensayos droga y salina y se comparó usando un ANOVA de dos vías con las condiciones droga-salina como primer factor y el número de ensayo como segundo factor (sólo los últimos tres ensayos de cada condición fueron analizados). Durante las pruebas de generalización de dos botellas, se registraron el consumo de agua y de sacarina, y la preferencia por la sacarina fue calculada de acuerdo con la fórmula $A/(A+B)$, donde A fue el consumo de sacarina y B el consumo de agua. Con esta fórmula, un índice de 0.0 indica una fuerte aversión por la sacarina, mientras que 1.0 indica una fuerte preferencia por la sacarina. Los datos de la preferencia fueron analizados usando un ANOVA de una vía. Cuando los ANOVAs fueron significativos, se usó una prueba de comparaciones Dunnett ($p < 0.05$). Para la descripción de las pruebas de generalización, se usaron los siguientes criterios: sustitución completa: $> 80\%$; sustitución parcial: $< 80\%$ y $> 30\%$; no sustitución: $< 30\%$.

Resultados

Adquisición de la discriminación ANF-Salina

Las ratas aprendieron la discriminación entre la ANF y la solución salina (ver Figura 1B). No se observaron diferencias entre el consumo de sacarina durante la línea base, el primer ensayo droga y el primer ensayo

salina ($F [2,27] = 0.410$, $p = 0.667$). En los ensayos en los que la administración de ANF fue seguida por la asociación de la solución de sacarina-LiCl, se observó una reducción en el consumo de sacarina. Esta disminución no ocurrió en los ensayos salina. Un ANOVA de dos vías indicó diferencias significativas entre los últimos 3 ensayos droga y los últimos 3 ensayos salina; estas diferencias fueron atribuidas al tipo de ensayo, droga o salina ($F [1,54] = 47.304$, $p = 0.0001$), mientras que el número de ensayo ($F [2,54] = 0.130$, $p = 0.878$) y la interacción ($F [2,54] = 0.119$, $p = 0.888$) no fueron significativos.

Pruebas de generalización con ANF

La tabla en la Figura 1C muestra los datos obtenidos tras la administración de las diferentes dosis de ANF. En ella se observa que la administración de las diferentes dosis de ANF evaluadas en la prueba de dos botellas, produjo un control de estímulos dependiente de la dosis. La dosis de 1.0 mg/kg administrada durante la evaluación de la curva dosis respuesta replicó el control de estímulos ejercido por la dosis de entrenamiento de ANF. En contraste, la dosis de 0.1 mg/kg, produjo resultados similares a la administración de salina. Un ANOVA de una vía mostró la existencia de diferencias significativas ($F [4,45] = 9.717$, $p = 0.0001$). Las comparaciones posteriores con la prueba Dunnett mostraron diferencias significativas entre la dosis de entrenamiento y las dosis de 0.1 y 0.3 mg/kg. En contraste, la condición en la que se administró 1.0 mg/kg de ANF no fue diferente de la dosis de entrenamiento. Los datos experimentales también indicaron que ninguna de las dosis de ANF empleadas, alteró el consumo total de líquidos, datos no mostrados ($F [4,45] = 1.25$, $p = 0.302$).

Pruebas de generalización con ligandos a los receptores mGluR2/3

La tabla en la Figura 1C, también muestra los resultados de las pruebas de generalización con los diferentes ligandos. En ella se observa que ni el agonista a los

receptores mGluR2/3 APDC ($F [4,45] = 14.698, p = 0.0001$), ni el antagonista a los receptores mGluR2/3 LY341495 ($F [4,45] = 8.184, p = 0.0001$) substituyeron la señal discriminativa de la ANF. Las comparaciones posteriores con la prueba Dunnett mostraron que la preferencia por la sacarina con todas las dosis de ambos ligandos mGluR2/3, fue diferente de la observada con la dosis de entrenamiento de ANF. Adicionalmente, se encontró que el consumo total de líquidos no se alteró con ninguna de las dosis de APDC ($F [4,45] = 0.898, p = 0.473$) o LY341495 ($F [4,45] = 0.728, p = 0.577$) (datos no mostrados).

Pruebas de combinación con ligandos a los receptores mGluR2/3 + ANF

La Figura 1D (lado izquierdo) muestra los resultados de las pruebas de combinación con APDC + ANF. El agonista mGluR2/3 produjo una disminución dependiente de la dosis en la señal discriminativa de la ANF ($F [3,36] = 6.544, p = 0.001$). Las comparaciones posteriores con la prueba de Dunnett, mostraron una diferencia significativa entre la dosis más alta de APDC (1.0 mg/kg) + ANF y la dosis de entrenamiento de ANF (1.0 mg/kg).

Adicionalmente, la Figura 1D (lado derecho) muestra los resultados de las pruebas de combinación con LY341495 + APDC + ANF. Se observa una disminución en el efecto del APDC + ANF de forma dependiente de la dosis de LY341495. El ANOVA de una vía reveló diferencias significativas entre los grupos ($F [3,36] = 5.079, p = 0.005$) y la prueba de comparaciones posteriores de Dunnett, señaló que estas diferencias se encontraban únicamente entre el grupo al que se le administró la dosis más baja de LY341495 (1.0 mg/kg) y la dosis de entrenamiento de la ANF. Es decir, las dosis de 3.0 y 5.6 mg/kg del antagonista de los receptores mGluR2/3 LY341495, lograron disminuir significativamente el efecto del APDC sobre la señal discriminativa de la ANF. Finalmente, se observó que ni la administración de APDC + ANF ($F [3,36]=0.235, p=0.871$) ni de LY341495 + APDC + ANF ($F [3,36]=1.440, p=0.247$), afectaron el consumo total de líquidos (datos no mostrados).

Discusión

El objetivo del presente estudio fue evaluar los efectos del agonista de los receptores mGluR2/3 APDC sobre la señal discriminativa de la ANF en ratas usando el CAS como procedimiento de discriminación de drogas. Además, se evaluó el efecto del antagonista selectivo a los receptores mGluR2/3, LY341495, sobre los efectos del APDC en la señal discriminativa de la ANF. Los resultados obtenidos muestran, en primer lugar, que las ratas fueron capaces de discriminar la señal discriminativa de la ANF de salina después de 10 ensayos droga y 10 ensayos salina. Estos resultados son similares a los obtenidos en estudios previos usando ANF como droga de entrenamiento en un paradigma de CAS (Herrera & Velazquez Martinez, 1997; Sandoval-Sánchez et al., 2016, 2020). También se encontró, en las pruebas de generalización, que ni el APDC ni el LY341495 substituyeron la señal discriminativa de la ANF.

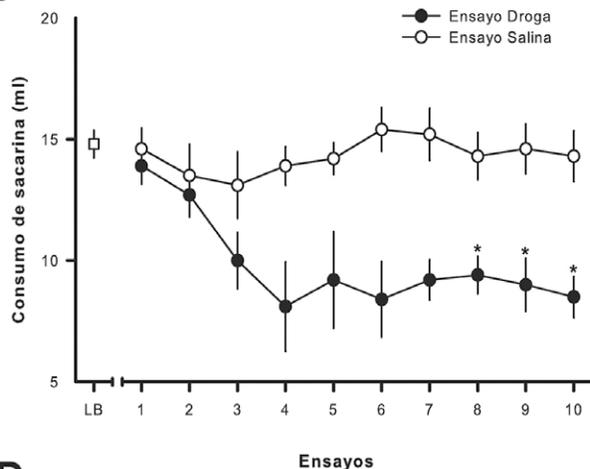
Los resultados coinciden con reportes previos acerca del efecto de la ANF sobre los transportadores de DA. La ANF revierte la función del transportador induciendo así un incremento en los niveles extra sinápticos de DA en el sistema mesocorticolímbico, particularmente en las neuronas DAérgicas que proyectan del ATV al nAcc. Esta proyección es una vía importante para la producción de los efectos reforzantes, adictivos y discriminativos de los psicoestimulantes (Koob & Volkow, 2016).

En cuanto a las pruebas de combinación, se observó que la administración sistémica del agonista de los receptores mGluR2/3 APDC, disminuyó la señal discriminativa de la ANF de forma dependiente de la dosis. El APDC es un agonista a los receptores metabotrópicos del Glu, sistémicamente activo y altamente selectivo a los receptores metabotrópicos a Glu del grupo II (mGluR2/3) (Monn et al., 1996). Por otro lado, el antagonista LY341495, altamente selectivo a los receptores mGluR2/3, disminuyó el efecto del APDC, de forma dependiente de la dosis. La administración de un antagonista selectivo se usa frecuentemente para confirmar mecanismos asociados a la acción de un agonista sobre alguna conducta. Estos resultados sugieren que los receptores mGluR2/3 podrían modular la señal discriminativa de la ANF.

A

ENSAYO	PRUEBAS DE SUSTITUCIÓN Y COMBINACIÓN	
	COMPUESTOS	PRUEBA DE ELECCIÓN
DROGA SALINA	ANF (0.1, 0.3, 1.0)	Agua - Sacarina
	(2R,4R)-APDC (0.1, 0.3, 1.0)	Agua - Sacarina
	LY341495 (1.0, 3.0, 5.6)	Agua - Sacarina
	(2R,4R)-APDC (0.1, 0.3, 1.0) + ANF (1.0)	Agua - Sacarina
	LY341495 (1.0, 3.0, 5.6) + (2R,4R)-APDC (1.0) + ANF (1.0)	Agua - Sacarina

B



C

	REENTRENAMIENTO		PRUEBAS DE SUSTITUCIÓN		
ANF					
DOSIS	1.00	S	0.10	0.30	1.00
ID	0.198	0.765*	0.747	0.560*	0.212
± ES	0.038	0.075	0.098	0.116	0.096
APDC					
DOSIS	1.00	S	0.10	0.30	1.00
ID	0.187	0.707*	0.765*	0.754*	0.716*
± ES	0.052	0.065	0.075	0.073	0.068
LY341495					
DOSIS	1.00	S	1.00	3.00	5.60
ID	0.151	0.711*	0.636*	0.674*	0.636*
± ES	0.088	0.091	0.098	0.104	0.759

D

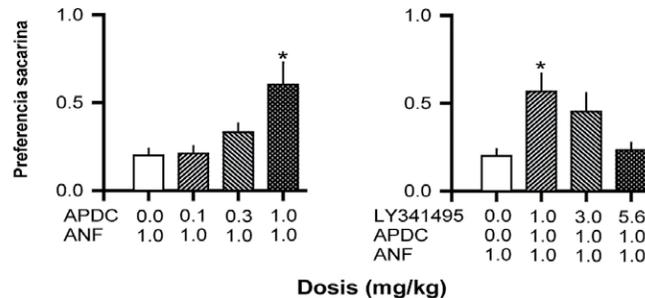


Figura 1. Efectos de ligandos mGluR2/3 sobre la señal discriminativa de la ANF. A. Diseño empleado para la evaluación del efecto de ligandos mGluR2/3 sobre la señal discriminativa de la ANF (n=10). Las dosis entre paréntesis se expresan en mg/kg. B. Desarrollo de la discriminación ANF-Salina (n=10). LB-Línea Base. Los círculos indican el promedio del consumo de sacarina ± error estándar de la media. * indican diferencias significativas con la prueba de comparaciones posteriores Dunnett (p<0.05), con los correspondientes ensayos salina. C. Resultados de las pruebas de sustitución con diferentes dosis de ANF (0.1, 0.3 y 1.0 mg/kg), (2R,4R)-APDC (0.1, 0.3 y 1.0 mg/kg) y LY341495 (1.0, 3.0 y 5.6 mg/kg). Se muestra la preferencia por la sacarina (0.0 indica una aversión a la sacarina y 1.0 indica una preferencia por la sacarina). ID: Índice de discriminación. ES: Error estándar. * indica diferencias significativas (Dunnett, p < 0.05) con la dosis de reentrenamiento de ANF. D. Resultados de las pruebas de combinación con diferentes dosis de (2R,4R)-APDC (0.1, 0.3 y 1.0 mg/kg) + ANF (0.1 mg/kg) y diferentes dosis de LY341495 (1.0, 3.0 y 5.6 mg/kg) + (2R,4R)-APDC (1.0 mg/kg) + ANF (0.1 mg/kg). Se muestra la preferencia por la sacarina (0.0 indica una aversión a la sacarina y 1.0 indica una preferencia por la sacarina). * indica diferencias significativas (Dunnett, p < 0.05) con la dosis de reentrenamiento de ANF.

Los resultados conductuales del presente estudio concuerdan con reportes previos que sugieren que los agonistas mGluR2/3 pueden modular algunas conductas relacionadas con el consumo de psicoestimulantes y otras drogas de abuso (Fischer et al., 2021). Por ejemplo, en cuanto a la motivación al consumo ejercida por psicoestimulantes, se ha reportado que el agonista selectivo a los receptores mGluR2/3 LY3792 disminuye los puntos de ruptura generados por PRP reforzados con MET (Crawford et al., 2013) y COC (Karkhanis et al., 2016), disminuye las autoadministraciones de COC (Baptista et al., 2004; Justinova et al., 2016), nicotina (Justinova

et al., 2015, 2016; Liechti et al., 2007) y alcohol (Augier et al., 2016) e inhibe la expresión de sensibilización locomotora resultado de la administración repetida de ANF (Arndt et al., 2014; Kim & Vezina, 2002) y fenciclidina (Clark et al., 2002). Además, nuestros resultados concuerdan con la extensa evidencia del efecto del agonista mGluR2/3 LY379268, que reduce la reinstalación de la conducta de palanqueo inducida por señales asociadas a drogas como la COC (Baptista et al., 2004; Cannella et al., 2013), MET (Kufahl et al., 2013), heroína (Bossert et al., 2004), alcohol (Zhao et al., 2006) y nicotina (Liechti et al., 2007).

Un mecanismo que podría explicar por qué en la presente investigación se observa una disminución de los efectos discriminativos de la ANF tras la administración del agonista a los receptores mGluR2/3 APDC, es el siguiente. Los receptores mGlu del grupo II, funcionan principalmente como autorreceptores inhibitorios en vías Gluéricas para regular la liberación de Glu y DA (Dietrich et al., 2002). En relación con la regulación del sistema mesocorticolímbico de la DA, vía importante para la producción de efectos reforzantes e interoceptivos de las drogas de abuso, existen reportes que indican un papel importante de los receptores mGluR2/3 ubicados en el ATV. Los receptores mGluR2/3 se encuentran ubicados como autorreceptores en las terminales Gluéricas del ATV, su activación disminuiría la liberación de Glu disminuyendo así la actividad de las neuronas DAéricas y, por tanto, la liberación de DA en el nAcc. Esta posibilidad concuerda con reportes hechos por Bossert et al. (2004), quienes evaluaron los efectos de la administración del agonista a los receptores mGluR2/3 LY379268 en ATV, sobre la recaída en la búsqueda de COC inducida por el contexto. Los autores reportaron que el LY379268 atenuó la recaída inducida por el contexto y que este efecto podría deberse a la modulación de vías Gluéricas provenientes de la corteza prefrontal, el núcleo pedúnculo pontino o el núcleo del lecho de la estría terminal.

Otro posible mecanismo que podría explicar nuestros resultados es la activación de los receptores mGluR2/3 directamente en el nAcc. En el nAcc, los receptores mGluR2/3 se expresan en las terminales de neuronas Gluéricas corticales que hacen sinapsis en las neuronas espinosas medianas (NEM) (Scofield et al., 2016). La activación de estos receptores decreta la liberación de Glu sobre las NEM disminuyendo así su activación. La modulación de las NEM del nAcc es importante ya que, como se mencionó, esta región es crítica para la producción de efectos reforzantes e interoceptivos producidos por las drogas de abuso como la ANF. Esta explicación es apoyada por reportes que indican que la administración in situ del agonista a los receptores mGluR2/3 LY379268 en el core del nAcc bloqueó la recaída en la búsqueda de COC (Peters & Kalivas, 2006).

Aun cuando nuestros resultados podrían ser explicados por los mecanismos mencionados, es importante señalar que una de las limitaciones del presente estudio es que no realizamos ninguna prueba que nos permitiera corroborar estas hipótesis, por lo que se sugiere se lleven a cabo investigaciones adicionales con dicho fin. Una segunda limitante que resulta importante señalar es que aunque los resultados parecen ser positivos, el uso de dosis elevadas de agonistas de los receptores mGluR2/3 ha mostrado afectar la conducta motora (Cartmell et al., 2000), por lo que también se sugieren estudios adicionales con base en la creciente literatura que propone la evaluación de farmacoterapias que permitan el uso de dosis bajas de dos fármacos con un potencial para reducir la motivación para la administración de drogas de abuso, como lo hemos reportado con otras drogas en animales de laboratorio (Acosta-García et al., 2017; Cedillo et al., 2019; Cedillo & Miranda, 2013).

En conclusión, los resultados de presente estudio indican que el agonista de los receptores mGluR2/3 APDC, puede disminuir la señal discriminativa de la ANF y este efecto fue revertido por el antagonista selectivo a los receptores mGluR2/3 LY341495. Aunque en este estudio no se realizaron pruebas dirigidas a evaluar el mecanismo, la literatura sugiere que el resultado conductual podría deberse a la activación de receptores mGluR2/3 ubicados como autorreceptores en terminales Gluéricas ubicadas en el nAcc y el ATV. Estos datos aportan evidencia adicional sobre el papel modulador que podrían ejercer los ligandos mGluR2/3 sobre las conductas relacionadas con los psicoestimulantes, particularmente en las propiedades discriminativas de la ANF. Además, los datos se suman a una creciente literatura que sustenta el papel de los receptores mGluR2/3 en el desarrollo de un potencial tratamiento farmacológico para el manejo de la adicción a diferentes sustancias de abuso.

Referencias

- Acosta-García, J., Jiménez, J. C., & Miranda, F. (2017). Additive Effects of Coadministration of A_{2A} Receptor Agonist CGS-21680 and mGluR5 Antagonist MPEP on the Development and Expression of

- Methamphetamine-Induced Locomotor Sensitization in Rats. *Journal of Drug and Alcohol Research*, 6, 1-11. <https://doi.org/10.4303/jdar/236038>
- Arndt, D. L., Arnold, J. C., & Cain, M. E. (2014). The effects of mGluR2/3 activation on acute and repeated amphetamine-induced locomotor activity in differentially reared male rats. *Experimental and Clinical Psychopharmacology*, 22(3), 257-265. <https://doi.org/10.1037/a0035273>
- Augier, E., Dulman, R. S., Rauffenbart, C., Augier, G., Cross, A. J., & Heilig, M. (2016). The mGluR2 Positive Allosteric Modulator, AZD8529, and Cue-Induced Relapse to Alcohol Seeking in Rats. *Neuropsychopharmacology*, 41(12), 2932-2940. <https://doi.org/10.1038/npp.2016.107>
- Baptista, M. A. S., Martin-Fardon, R., & Weiss, F. (2004). Preferential Effects of the Metabotropic Glutamate 2/3 Receptor Agonist LY379268 on Conditioned Reinstatement versus Primary Reinforcement: Comparison between Cocaine and a Potent Conventional Reinforcer. *Journal of Neuroscience*, 24(20), 4723-4727. <https://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.0176-04.2004>
- Bossert, J. M., Liu, S. Y., Lu, L., & Shaham, Y. (2004). A Role of Ventral Tegmental Area Glutamate in Contextual Cue-Induced Relapse to Heroin Seeking. *Journal of Neuroscience*, 24(47), 10726-10730. <https://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.3207-04.2004>
- Cannella, N., Halbout, B., Uhrig, S., Evrard, L., Corsi, M., Corti, C., Deroche-Gamonet, V., Hansson, A. C., & Spanagel, R. (2013). The mGluR2/3 Agonist LY379268 Induced Anti-Reinstatement Effects in Rats Exhibiting Addiction-like Behavior. *Neuropsychopharmacology*, 38(10), 2048-2056. <https://doi.org/10.1038/npp.2013.106>
- Cartmell, J., Monn, J. A., & Schoepp, D. D. (2000). Tolerance to the motor impairment, but not to the reversal of PCP-induced motor activities by oral administration of the mGlu2/3 receptor agonist, LY379268. *Naunyn-Schmiedeberg's Archives of Pharmacology*, 361(1), 39-46. <https://doi.org/10.1007/s002109900151>
- Cedillo, L. N., & Miranda, F. (2013). Effects of co-administration of the GABAB receptor agonist baclofen and a positive allosteric modulator of the GABAB receptor, CGP7930, on the development and expression of amphetamine-induced locomotor sensitization in rats. *Pharmacological Reports*, 65(5), 1132-1143. [https://doi.org/10.1016/S1734-1140\(13\)71471-3](https://doi.org/10.1016/S1734-1140(13)71471-3)
- Cedillo, L. N., Ruíz-García, R. I., Jiménez, J. C., & Miranda, F. (2019). Effect of coadministration of the GABAB agonist baclofen and the 5-HT2C agonist Ro60-0175 on the expression of amphetamine-induced locomotor sensitization. *Experimental Brain Research*, 237(7), 1691-1697. <https://doi.org/10.1007/s00221-019-05540-z>
- Clark, M., Johnson, B. G., Wright, R. A., Monn, J. A., & Schoepp, D. D. (2002). Effects of the mGlu2/3 receptor agonist LY379268 on motor activity in phencyclidine-sensitized rats. *Pharmacology Biochemistry and Behavior*, 73(2), 339-346. [https://doi.org/10.1016/S0091-3057\(02\)00848-1](https://doi.org/10.1016/S0091-3057(02)00848-1)
- Coutinho, V., & Knöpfel, T. (2002). Book Review: Metabotropic Glutamate Receptors: Electrical and Chemical Signaling Properties. *The Neuroscientist*, 8(6), 551-561. <https://doi.org/10.1177/1073858402238514>
- Crawford, J. T., Roberts, D. C. S., & Beveridge, T. J. R. (2013). The group II metabotropic glutamate receptor agonist, LY379268, decreases methamphetamine self-administration in rats. *Drug and Alcohol Dependence*, 132(3), 414-419. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2013.07.024>
- Cross, A. J., Anthenelli, R., & Li, X. (2018). Metabotropic Glutamate Receptors 2 and 3 as Targets for Treating Nicotine Addiction. *Biological Psychiatry*, 83(11), 947-954. <https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2017.11.021>
- Di Chiara, G. (1995). The role of dopamine in drug abuse viewed from the perspective of its role in motivation. *Drug and Alcohol Dependence*, 38(2), 95-137. [https://doi.org/10.1016/0376-8716\(95\)01118-I](https://doi.org/10.1016/0376-8716(95)01118-I)
- Dietrich, D., Kral, T., Clusmann, H., Friedl, M., & Schramm, J. (2002). Presynaptic group II metabotropic glutamate receptors reduce stimulated and spontaneous transmitter release in human dentate gyrus. *Neuropharmacology*, 42(3), 297-305. [https://doi.org/10.1016/S0028-3908\(01\)00193-9](https://doi.org/10.1016/S0028-3908(01)00193-9)
- Elliott, J. M., & Beveridge, T. J. (2005). Psychostimulants and monoamine transporters: Upsetting the balance. *Current Opinion in Pharmacology*, 5(1), 94-100. <https://doi.org/10.1016/j.coph.2004.09.005>
- Faraone, S. V. (2018). The pharmacology of amphetamine and methylphenidate: Relevance to the neurobiology of attention-deficit/hyperactivity disorder and other psychiatric comorbidities. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 87, 255-270. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2018.02.001>
- Fischer, K. D., Knackstedt, L. A., & Rosenberg, P. A. (2021). Glutamate homeostasis and dopamine signaling: Implications for psychostimulant addiction behavior. *Neurochemistry International*, 144, 104896. <https://doi.org/10.1016/j.neuint.2020.104896>
- Herrera, F. M., & Velazquez Martinez, D. N. (1997). Discriminative stimulus properties of amphetamine in a conditioned taste aversion paradigm. *Behavioural Pharmacology*, 8(5), 458-464.

- Ishiguro, H., Miyake, K., Tabata, K., Mochizuki, C., Sakurai, T., & Onaivi, E. S. (2019). Neuronal cell adhesion molecule regulating neural systems underlying addiction. *Neuropsychopharmacology Reports*, 39(1), 10-16. <https://doi.org/10.1002/npr2.12038>
- Justinova, Z., Le Foll, B., Redhi, G. H., Markou, A., & Goldberg, S. R. (2016). Differential effects of the metabotropic glutamate 2/3 receptor agonist LY379268 on nicotine versus cocaine self-administration and relapse in squirrel monkeys. *Psychopharmacology*, 233(10), 1791-1800. <https://doi.org/10.1007/s00213-015-3994-y>
- Justinova, Z., Panlilio, L. V., Secci, M. E., Redhi, G. H., Schindler, C. W., Cross, A. J., Mrzljak, L., Medd, A., Shaham, Y., & Goldberg, S. R. (2015). The Novel Metabotropic Glutamate Receptor 2 Positive Allosteric Modulator, AZD8529, Decreases Nicotine Self-Administration and Relapse in Squirrel Monkeys. *Biological Psychiatry*, 78(7), 452-462. <https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2015.01.014>
- Karkhanis, A. N., Beveridge, T. J. R., Blough, B. E., Jones, S. R., & Ferris, M. J. (2016). The individual and combined effects of phenmetrazine and mgluR2/3 agonist LY379268 on the motivation to self-administer cocaine. *Drug and Alcohol Dependence*, 166, 51-60. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2016.06.020>
- Kim, J. H., & Vezina, P. (2002). The mGlu2/3 receptor agonist LY379268 blocks the expression of locomotor sensitization by amphetamine. *Pharmacology Biochemistry and Behavior*, 73(2), 333-337. [https://doi.org/10.1016/S0091-3057\(02\)00827-4](https://doi.org/10.1016/S0091-3057(02)00827-4)
- Koob, G., & Bloom, F. (1988). Cellular and molecular mechanisms of drug dependence. *Science*, 242(4879), 715-723. <https://doi.org/10.1126/science.2903550>
- Koob, G. F. (1992). Drugs of abuse: Anatomy, pharmacology and function of reward pathways. *Trends in Pharmacological Sciences*, 13, 177-184. [https://doi.org/10.1016/0165-6147\(92\)90060-J](https://doi.org/10.1016/0165-6147(92)90060-J)
- Koob, G. F., & Volkow, N. D. (2016). Neurobiology of addiction: A neurocircuitry analysis. *The Lancet Psychiatry*, 3(8), 760-773. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(16\)00104-8](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(16)00104-8)
- Kufahl, P. R., Watterson, L. R., Nemirovsky, N. E., Hood, L. E., Villa, A., Halstengard, C., Zautra, N., & Foster Olive, M. (2013). Attenuation of methamphetamine seeking by the mGluR2/3 agonist LY379268 in rats with histories of restricted and escalated self-administration. *Neuropharmacology*, 66, 290-301. <https://doi.org/10.1016/j.neuropharm.2012.05.037>
- Liechti, M. E., Lhuillier, L., Kaupmann, K., & Markou, A. (2007). Metabotropic Glutamate 2/3 Receptors in the Ventral Tegmental Area and the Nucleus Accumbens Shell Are Involved in Behaviors Relating to Nicotine Dependence. *Journal of Neuroscience*, 27(34), 9077-9085. <https://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.1766-07.2007>
- Martin-Fardon, R., & Weiss, F. (2012). (-)-2-oxa-4-aminobicyclo [3.1.0] hexane-4,6-dicarboxylic acid (LY379268) and 3-[(2-methyl-1,3-thiazol-4-yl)ethynyl] piperidine (MTEP) similarly attenuate stress-induced reinstatement of cocaine seeking: MGluR, stress and cocaine. *Addiction Biology*, 17(3), 557-564. <https://doi.org/10.1111/j.1369-1600.2011.00345.x>
- Miranda, F., Jiménez, J. C., Cedillo, L. N., Sandoval-Sánchez, A., Millán-Mejía, P., Sánchez-Castillo, H., & Velázquez-Martínez, D. N. (2009). The GABA-B antagonist 2-hydroxysaclofen reverses the effects of baclofen on the discriminative stimulus effects of d-amphetamine in the conditioned taste aversion procedure. *Pharmacology Biochemistry and Behavior*, 93(1), 25-30. <https://doi.org/10.1016/j.pbb.2009.04.002>
- Monn, J. A., Valli, M. J., Johnson, B. G., Salhoff, C. R., Wright, R. A., Howe, T., Bond, A., Lodge, D., Spangle, L. A., Paschal, J. W., Campbell, J. B., Griffey, K., Tizzano, J. P., & Schoepp, D. D. (1996). Synthesis of the Four Isomers of 4-Aminopyrrolidine-2,4-dicarboxylate: Identification of a Potent, Highly Selective, and Systemically-Active Agonist for Metabotropic Glutamate Receptors Negatively Coupled to Adenylate Cyclase. *Journal of Medicinal Chemistry*, 39(15), 2990-3000. <https://doi.org/10.1021/jm9601765>
- Moussawi, K., & Kalivas, P. W. (2010). Group II metabotropic glutamate receptors (mGlu2/3) in drug addiction. *European Journal of Pharmacology*, 639(1-3), 115-122. <https://doi.org/10.1016/j.ejphar.2010.01.030>
- Peters, J., & Kalivas, P. W. (2006). The group II metabotropic glutamate receptor agonist, LY379268, inhibits both cocaine- and food-seeking behavior in rats. *Psychopharmacology*, 186(2), 143-149. <https://doi.org/10.1007/s00213-006-0372-9>
- Riley, A. L., Clasen, M. M., & Friar, M. A. (2016). Conditioned Taste Avoidance Drug Discrimination Procedure: Assessments and Applications. En J. H. Porter & A. J. Prus (Eds.), *The Behavioral Neuroscience of Drug Discrimination* (Vol. 39, pp. 297-317). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/7854_2016_8
- Rothman, R. B., & Baumann, M. H. (2003). Monoamine transporters and psychostimulant drugs. *European Journal of Pharmacology*, 479(1-3), 23-40. <https://doi.org/10.1016/j.ejphar.2003.08.054>
- Sandoval-Sánchez, A. R., Cedillo Zavaleta, L. N., Jiménez, J. C., Ruíz-García, I., & Miranda, F. (2020). Administration of low doses of the 5-HT1A receptor agonist 8-OH-DPAT attenuates the discriminative signal of amphetamine in the conditioned taste

- aversion procedure. *Pharmacology Biochemistry and Behavior*, 193, 172932. <https://doi.org/10.1016/j.pbb.2020.172932>
- Sandoval-Sánchez, A. R., Jiménez, J. C., Velázquez-Martínez, D. N., & Miranda, F. (2016). La administración del antagonista GABAA bicuculina previene los efectos de la administración del agonista 5-HT1A 8-OH-DPAT en las propiedades discriminativas de la anfetamina. *Acta de Investigación Psicológica*, 6(2), 2440-2449. <https://doi.org/10.1016/j.aiprr.2016.06.007>
- Scofield, M. D., Heinsbroek, J. A., Gipson, C. D., Kupchik, Y. M., Spencer, S., Smith, A. C. W., Roberts-Wolfe, D., & Kalivas, P. W. (2016). The Nucleus Accumbens: Mechanisms of Addiction across Drug Classes Reflect the Importance of Glutamate Homeostasis. *Pharmacological Reviews*, 68(3), 816-871. <https://doi.org/10.1124/pr.116.012484>
- Zhao, Y., Dayas, C. V., Aujla, H., Baptista, M. A. S., Martin-Fardon, R., & Weiss, F. (2006). Activation of Group II Metabotropic Glutamate Receptors Attenuates Both Stress and Cue-Induced Ethanol-Seeking and Modulates c-fos Expression in the Hippocampus and Amygdala. *Journal of Neuroscience*, 26(39), 9967-9974. <https://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.2384-06.2006>



ORIGINAL

Características de Riesgo Psicosocial en Población Mexicana ante el COVID-19

Psychosocial Risk Characteristics in the Mexican Population in the Face of COVID-19

Jesús Adrián Figueroa Hernández, Neiber Maldonado Suárez¹, Oscar Gómez González, y Felipe Santoyo Telles

Centro Universitario del Sur, Universidad de Guadalajara, México

Recibido 5 de mayo 2020, Aceptado 28 de febrero 2021

Resumen

Objetivo. Analizar el riesgo psicosocial ante el COVID-19 en México a partir de: afrontamiento activo (AA), afrontamiento pasivo (AP), percepción de riesgo (PR), impacto emocional (IE), percepción de la credibilidad de los medios de información (PCMI) y cumplimiento de las recomendaciones sanitarias (CRS). Material y métodos. Cuestionario de riesgo psicosocial ante el COVID-19 creado ad hoc y aplicado a 1,211 participantes. Se reportan datos descriptivos, pruebas de hipótesis y ANOVAs, para comparar datos sociodemográficos y factores evaluados; además, se presenta un modelo hipotético con las variables PCMI, IE y PR. Resultados. AA se relaciona con edad, estado civil, nivel de estudios y socioeconómico ($p < .001$) y CRS con sexo, edad, nivel de estudios y socioeconómico ($p < .001$), el modelo hipotético resultó estadísticamente significativo ($p < .05$). Conclusión. Se obtuvo que la PCMI genera PR, que a su vez provoca IE. Esto podría afectar la salud mental de las personas.

Palabras Clave: Coronavirus, Percepción de Riesgo, Riesgo Psicosocial, Salud Mental

Abstract

Objective. To analyze the psychosocial risk facing COVID-19 in Mexico using: active coping (AC), passive coping (PC), risk perception (RP), emotional impact (EI), media credibility perception (MCP) and compliance with sanitary recommendations (CSR). Material and methods. The Psychosocial risk facing COVID-19 questionnaire was created ad hoc and applied to 1,211 participants. The results were reported using descriptive

¹ Neiber Maldonado Suárez, Teléfono: 9512424667, Correo electrónico: neiber.maldonado@alumnos.udg.mx; Dirección: Av. Enrique Arreola Silva No. 883, colonia centro, C.P. 49000, Ciudad Guzmán, Jal.

data, hypothesis tests, and ANOVA, in order to compare sociodemographic data and the assessed factors. In addition, a hypothetical model using the MCP, EI and RP variables was created. Results. AC was found to be related to age, marital status, education level and socioeconomic status ($p < .001$). CSR was found to be related to sex, age, education level and socioeconomic status ($p < .001$). The proposed hypothetical model achieved statistical significance ($p < .05$). Conclusion. MCP impacts RP and EI, which in turn causes EI. This may affect people's mental health.

Keywords: Coronavirus, Risk Perception, Psychosocial Risk, Mental Health

A partir de diciembre de 2019, la atención mundial se centró en el síndrome respiratorio agudo severo (SARS-CoV-2) causado por una nueva cepa de coronavirus que la Organización Mundial de la Salud (OMS) denominó COVID-19 (Hui et al., 2020; Rodríguez-Morales et al., 2020). Desde su aparición en Wuhan, provincia de Hubei, China en diciembre de 2019, su propagación ha sido acelerada, de manera que los reportes de personas contagiadas y los decesos asociados al COVID-19 aumentan diariamente a nivel mundial (Ramos, 2020).

El COVID-19 es una enfermedad que se transmite por el contacto con una persona portadora del virus a través de pequeñas gotas que se expulsan al hablar, toser o estornudar, o bien, por tocar una superficie u objeto que lo contenga y posteriormente hacer contacto con la boca, nariz u ojos; sus síntomas incluyen fiebre, malestar general, tos seca, dificultad para respirar y síntomas gastrointestinales, que se manifiestan después de un periodo de incubación de cinco días en promedio (Martínez et al., 2020; Villegas-Chiroque, 2020).

Según la gravedad y necesidad del manejo, se clasifica como enfermedad leve-moderada (80%, neumonía no grave), severa (15%, neumonía grave) y crítica (5%, SARS, sepsis y shock). La evolución varía según la edad y presencia de comorbilidad; los factores de riesgo identificados son enfermedad cardiovascular, hipertensión arterial, diabetes y enfermedad pulmonar, hepática o renal crónica (Villegas-Chiroque, 2020).

En un inicio, el COVID-19 se había mantenido en Wuhan, China; sin embargo, el brote se propagó por Asia y otras regiones del mundo. Latinoamérica había sido la excepción hasta el 25 de febrero de 2020, cuando se confirmó el primer caso en Brasil.

En México, el primer reporte de infección se realizó el 27 de febrero de 2020 con un paciente masculino que había viajado a Italia en los días previos (Rodríguez-Morales et al., 2020; Suárez-Vergne, 2020).

El 12 de marzo de 2020 la OMS declaró que el brote de infección por COVID-19 se consideraba una pandemia, debido a que se habían contabilizado más de 125,000 casos y de estos, más de 40,000 se diagnosticaron en 118 países alrededor del mundo, con 4,613 defunciones. Debido a su acelerada propagación, la letalidad en casos críticos, así como la ausencia de un medicamento específico para su tratamiento, el COVID-19 ha resultado una amenaza para la salud y un riesgo psicosocial para la población (Martínez et al., 2020; Vega-Vega et al., 2020).

El riesgo psicosocial es la probabilidad de que un evento inesperado genere daños a nivel social y en la salud mental de las personas; es el producto de la interacción de las condiciones externas (amenazas) e internas (vulnerabilidad), además de la presencia de otros riesgos que pueden ser ambientales, sanitarios o económicos (Huang et al., 2020; Organización Panamericana de la Salud [OPS], 2016). El riesgo psicosocial está integrado por las variables: estilo de afrontamiento, percepción de riesgo, impacto emocional, percepción de credibilidad en los medios de información y cumplimiento de las recomendaciones sanitarias.

El estilo de afrontamiento hace referencia a la evaluación cognitiva que una persona realiza frente a un evento, así como al comportamiento que emplea para gestionar las demandas externas e internas de la circunstancia. Los comportamientos de acción directa que implican búsqueda de información, estrategias de anticipación, autocontrol y establecimiento de redes

de apoyo se denominan afrontamiento activo; los comportamientos de rechazo y negación, retraimiento y aceptación pasiva del evento se denominan afrontamiento pasivo (López-Vázquez & Marván, 2004).

La percepción de riesgo es una construcción que se deriva de la relación de elementos objetivos (posibilidad de contagio) con elementos subjetivos (pensamientos, sentimientos, creencias, juicios y valores respecto al fenómeno) que las personas adoptan ante una circunstancia amenazante, como es el caso de un riesgo sanitario (Bronfman & Cifuentes, 2003; Lazarus & Folkman, 1984, 1986).

El impacto emocional implica la experiencia subjetiva de la persona ante un fenómeno inesperado; las emociones experimentadas varían en función de la vulnerabilidad, con mayor impacto en quienes viven en condiciones precarias, con un limitado acceso a los servicios sociales y de salud (OPS, 2016).

La percepción de credibilidad en los medios de información se asocia a la comunicación de riesgos, que es un aspecto relevante en la contención emocional de la población ante una emergencia sanitaria, toda vez que la diversidad de fuentes de información propicia distorsiones en los mensajes que se pretenden comunicar; por lo tanto, la percepción de credibilidad en los medios de información, es una variable que permite explicar el impacto emocional de las personas ante la pandemia (OPS, 2016).

Por último, el cumplimiento de las recomendaciones sanitarias, hace referencia a los elementos que influyen en las personas para la adopción de las medidas sanitarias, con el fin de diseñar las estrategias idóneas para reducir el contagio entre la población (Dumais & Hasni, 2009).

La pandemia por COVID-19 representa un riesgo psicosocial para la población, pues los efectos exceden su capacidad de manejo; ante un evento de esta naturaleza se estima que gran parte de la población experimenta tensión, angustia y miedo, sin embargo, estas manifestaciones no pueden calificarse como alteraciones de salud mental, pues se trata de reacciones que aparecen ante la presencia de fenómenos inesperados; además, se estima que entre una tercera parte y la mitad de la población afectada presenta alteraciones psicopatológicas en función de la magni-

tud del evento y el grado de vulnerabilidad al que se encuentra expuesta (OPS, 2016).

Una investigación realizada en enero de 2020 con el personal médico que atendió el COVID-19 en China, reportó que las principales manifestaciones emocionales fueron la ansiedad y el miedo, con mayor presencia en mujeres y en personas que residen en las grandes ciudades (Vega-Vega et al., 2020); los estudios realizados en ese mismo país en 2002 a partir de la aparición de la epidemia de Síndrome Respiratorio Agudo Grave (SARS) revelaron que estas reacciones emocionales pueden desencadenar desórdenes psicológicos como trastorno por estrés agudo, trastorno por estrés postraumático, depresión o suicidio (Khalid et al., 2016; Liu, 2003; Ponce de León et al., 2010).

Por ello, además de las estrategias para enfrentar una epidemia como el desarrollo de planes nacionales de salud, programas de vigilancia epidemiológica, el desarrollo de vacunas y medicamentos, así como el mejoramiento de la cobertura de los servicios de salud a los grupos de alto riesgo y la previsión del impacto económico, el bienestar psicológico y la salud mental son ámbitos de relevancia para identificar los elementos que influyen en la adopción de conductas de prevención con el fin de generar estrategias dirigidas a la población que sean eficaces para su contención (Dumais & Hasni, 2009; Ponce de León et al., 2010).

En México, las investigaciones derivadas de la propagación del virus de la influenza AH1N1 en 2009 son un referente para afrontar la problemática actual; en materia de riesgos psicosociales, los estudios revelan que la principal preocupación de la población es la posibilidad de contagiar a la familia, seguido por la probabilidad de morir; por otra parte, se encontró que la televisión fue el medio de información que produjo un mayor efecto inquietante, mientras que la información proveniente de instancias oficiales como la Secretaría de Salud, produjo un efecto tranquilizador principalmente en las mujeres (Chávez & Ballesteros, 2002; Ponce de León et al., 2010).

Por lo anterior, este estudio tiene por objetivo analizar el riesgo psicosocial ante el COVID-19 en México a partir del afrontamiento activo, afrontamiento pasivo, percepción de riesgo, impacto emocional, percepción

de la credibilidad de los medios de información y cumplimiento de las recomendaciones sanitarias.

Las implicaciones prácticas de este estudio se encaminan a generar evidencias que permitan identificar tanto las variables, como las características de la población que influyen en la toma de decisiones respecto al cumplimiento de las medidas sanitarias; lo anterior, con el fin de diseñar estrategias de salud pública enfocadas en los sectores de la población que presentan mayor vulnerabilidad psicosocial ante el COVID-19. Por lo tanto, la pregunta de investigación es, ¿cuáles son las características sociodemográficas que establecen diferencias entre los indicadores de riesgo psicosocial ante el COVID-19 en población mexicana?

Este estudio parte de la siguiente hipótesis: la edad, el nivel de estudios y el nivel socioeconómico establecen diferencias para las variables estilo de afrontamiento, percepción de riesgo y cumplimiento de las recomendaciones sanitarias ante el COVID-19.

Método

Diseño

En la presente investigación se empleó un estudio no experimental, descriptivo, de tipo transversal, no probabilístico, con muestreo accidental (Ato et al., 2013).

Participantes

Se realizó un muestreo no probabilístico, accidental. Participaron 1,220 personas, de estas, se descartaron 9, puesto que su residencia al momento de la aplicación del cuestionario se encontraba fuera de la República Mexicana, por lo que se validaron 1,211 cuestionarios para el análisis estadístico.

Variables en el estudio

Afrontamiento activo: comportamientos de acción directa sobre el problema, búsqueda de información,

estrategias de anticipación a un desastre, control de sí mismo y de las circunstancias y soporte social (López-Vázquez & Marván, 2004).

Afrontamiento pasivo: hace referencia al rechazo y negación del evento, retraimiento y aceptación pasiva de la realidad (López-Vázquez & Marván, 2004).

Percepción de riesgo: se refiere a la vulnerabilidad de una persona ante un evento (en este caso de enfermedad) y su predisposición a un riesgo objetivo mayor (Ramos-Ribeiro et al., 2014).

Impacto emocional: vulneración por la consecuencia de una experiencia negativa que implica una pérdida, un daño o una amenaza intensa, importante o prolongada (Moreno et al., 2020)

Percepción credibilidad en medios de información: aceptación de la información que proveen los medios de información sobre toma de decisiones de asuntos que tienen que ver con regulaciones sanitarias y las consecuencias sociales que surgen a partir de las políticas de salud implementadas (Calvo-Porrall et al., 2014).

Cumplimiento de las recomendaciones sanitarias: cumplimiento de las recomendaciones sanitarias se refiere a los protocolos implementados para las estrategias de reducción de contagios (Servicios de Salud, 2021).

Nivel socioeconómico: los niveles en orden descendente son: A/B, C+, C, C-, D+, D, E; en el nivel A/B están los hogares con mayor bienestar económico y social, mientras que en el nivel E se encuentran los hogares con menor satisfacción de sus necesidades (Asociación Mexicana de Agencias de Investigación de Mercado [AMAI], 2020).

Instrumentos

Para este estudio, se creó un formulario denominado Cuestionario de riesgo psicosocial ante el COVID-19 (ver Tabla 3), compuesto de 52 ítems en total entre preguntas sociodemográficas y dos escalas. La primera escala es la Escala de afrontamiento frente a riesgos extremos de López-Vázquez y Marván (2004), se responde con una escala de tipo Likert con 5 opciones de respuesta: nunca, pocas veces, algunas veces, la

mayoría de las veces y siempre; y mide los factores de: afrontamiento activo y afrontamiento pasivo. Los ítems de esta escala fueron ajustados en su redacción para adecuarlos al contexto de la pandemia.

La segunda escala se nombró Escala de percepción de riesgo ante el COVID-19 y se realizó ad hoc con base al estudio de Ponce de León et al. (2010) sobre la contingencia por influenza A-H1N1 en estudiantes y residentes médicos; se responde con una escala tipo Likert con 5 opciones de respuesta: nunca, casi nunca, a veces, casi siempre y siempre, y mide los factores de: percepción del riesgo, impacto emocional, percepción de credibilidad de los medios de información y cumplimiento de las recomendaciones sanitarias.

Como parte de las preguntas sociodemográficas se estima el nivel socioeconómico a partir de la norma propuesta por la AMAI (2020). El formulario está estructurado de la siguiente manera (Tabla 3): En la primera parte se muestran las preguntas sociodemográficas incluyendo el cuestionario AMAI; este último, mediante 6 ítems que recaban información sobre el nivel de estudios de la jefa o jefe del hogar, las personas mayores de 14 años que laboraron en el último mes, así como el número de baños completos, dormitorios, autos y conexión a internet en la vivienda (AMAI, 2020). En la segunda parte se presenta la Escala de afrontamiento frente a riesgos extremos; se contesta a través de una escala tipo Likert con cinco opciones de respuesta: nunca, pocas veces, algunas veces, la mayoría de las veces y siempre. En la tercera parte se presenta la Escala de percepción de riesgo ante el COVID-19; se contesta a través de una escala tipo Likert con cinco opciones de respuesta: nunca, casi nunca, a veces, casi siempre y siempre.

Procedimiento y consideraciones éticas

El cuestionario fue administrado mediante la plataforma de Formularios de Google, que es una herramienta en línea distribuida de manera gratuita por internet para crear, gestionar y analizar encuestas y cuestionarios dirigidos a la población dispersa en diversos contextos geográficos (Raju & Harinaryana, 2016). El instrumento estuvo disponible del 27

al 30 de marzo de 2020 (fecha en la que se encontraba presenta la fase 2 de contingencia) y fue compartido en redes sociales. Al inicio del cuestionario, se informó por escrito a los participantes sobre los objetivos de la investigación, se garantizó el anonimato, la confidencialidad de los datos y se presentó de manera breve un consentimiento informado.

Para la presente investigación se siguieron los lineamientos éticos establecidos en la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud para garantizar la dignidad, el bienestar y la protección de los derechos de quienes participaron en el estudio; se generaron las condiciones para proteger la confidencialidad de los datos y se informó a las personas participantes que el estudio no representa ningún riesgo, pues no implica una intervención que modifique la conducta o el entorno de quienes respondieron el formulario (Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud, 2014).

Análisis estadístico

Para el análisis de datos se utilizó el paquete estadístico para las ciencias sociales (SPSS) en su versión 21 y RStudio. De la Escala de percepción de riesgo en contingencia ante el COVID-19, se realizó la medida Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación de muestreo y la prueba de esfericidad de Bartlett. También, para ambas escalas, dado que son escalas ordinales tipo Likert, se realizaron análisis factoriales confirmatorios con método de mínimos cuadrados no ponderados y rotación no ortogonal, además de pruebas de fiabilidad con omega ordinal (Viladrich et al., 2017).

Se realizó descripción de datos, pruebas de hipótesis (prueba t para muestras independientes), análisis de la varianza (ANOVA) y se realizó un modelo de ecuaciones estructurales.

Resultados

Sobre la Escala de percepción de riesgo en contingencia ante el COVID-19, la prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa ($p < .000$) mientras que la medida Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación de mues-

treo es buena ($KMO = .868$). Por lo que se confirmó el poder agrupar los ítems en dimensiones.

La fiabilidad de las escalas es adecuada, el omega ordinal fue superior a .8 (Nunally, 1978); en la Escala de afrontamiento frente a riesgo extremos fue de .90 y explican el 35.65 % de la varianza; mientras que en la Escala de percepción de riesgo en contingencia ante el COVID-19 fue de .93 y explica el 37.77 % de la varianza.

Los análisis factoriales confirmatorios mostraron un ajuste adecuado en ambas escalas (Tabla 1). Se calculó el índice de ajuste absoluto: error cuadrático medio de aproximación (RMSEA); e índices de ajuste comparativo: el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI), y el índice de bondad de ajuste (GFI) (Brown, 2006). Los criterios empleados para interpretar el buen ajuste del modelo fueron: $RMSEA < 0.05$ (buen ajuste, rechazar si > 0.1); GFI, CFI y $TLI > 0.9$ (Brown, 2006; Browne & Cudeck, 1992; Hu & Bentler, 1999).

Se realizaron pruebas de hipótesis en la variable sexo respecto al afrontamiento activo, afrontamiento pasivo, percepción de riesgo, impacto emocional, percepción de credibilidad de los medios de información y cumplimiento de las recomendaciones sanitarias (ver tabla 2). Se encontraron diferencias entre hombres y mujeres en los factores: impacto emocional, percepción de riesgo y cumplimiento de las recomendaciones sanitarias, con mayor puntaje en las mujeres respecto a los hombres. En los factores restantes, la puntuación tanto en hombres y mujeres no difiere.

Tabla 1
 Índices de bondad de ajuste de la Escala de afrontamiento frente a riesgo extremos y la Escala de percepción de riesgo en contingencia ante el COVID-19

Estadístico	Nivel de ajuste recomendado	EAR	EPC-19
RMSEA	< 0.08 (90% I.C., .00, .08)	.08 (.08, .08)	.07 (.07, .07)
GFI	> 0.90	.98	.99
TLI		.89	.93
CFI		.90	.94

Nota: EAR = Escala de afrontamiento frente a riesgo extremos; EPC-19 = Escala de percepción de riesgo en contingencia ante el COVID-19; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; I.C. = Intervalo de confianza; GFI = índice de bondad de ajuste; TLI = índice Tucker-Lewis; CFI = índice de ajuste comparativo.

Para los rangos de edad se llevaron a cabo ANOVAs. Se encontraron diferencias en el afrontamiento activo con un incremento en el puntaje en relación con el aumento de edad; el rango de 13 a 17 años obtuvo el menor puntaje, por otra parte, en el afrontamiento pasivo no se obtuvieron diferencias, mientras que el rango de 13 a 17 obtuvo la mayor puntuación. En la percepción de riesgo se obtuvieron diferencias entre los rangos de 18 a 25 y de 40 a 60 años, con mayor puntuación en el primero. En el cumplimiento de las recomendaciones sanitarias, se observaron diferencias entre los rangos de 13 a 17 y de 60 a 80 años, con mayor puntuación en este último. Aunque en la percepción de credibilidad de los medios de información no se obtuvieron diferencias, se observa una tendencia de aumento en el puntaje de este factor respecto al incremento de la edad.

En cuanto al estado civil, las diferencias entre solteros, casados o unidos y separados o divorciados, se observaron de la siguiente manera: los solteros obtuvieron la menor puntuación en afrontamiento activo, los casados o unidos presentaron mayor puntuación respecto a los solteros, mientras que los separados o divorciados marcaron una mayor puntuación respecto a los anteriores. Por otra parte, en los factores de percepción de riesgo, impacto emocional, percepción de credibilidad de los medios de información y cumplimiento de las recomendaciones sanitarias, las personas viudas presentan mayor puntuación.

Los resultados encontrados en el nivel de estudios muestran diferencias en el afrontamiento activo entre el nivel primaria o secundaria, licenciatura y posgrado; respecto a la percepción de credibilidad de los medios de información, se observan diferencias entre primaria o secundaria, licenciatura y posgrado; además, respecto al cumplimiento de las recomendaciones sanitarias, se presentaron diferencias entre primaria o secundaria, licenciatura y posgrado. En los tres factores se observa un mayor puntaje en los estudios de posgrado. En el resto de los factores, no se identifica una tendencia de puntuación respecto al nivel de estudios.

En cuanto al nivel socioeconómico las diferencias se encuentran en el afrontamiento activo y el cumplimiento de las recomendaciones sanitarias. En el

Tabla 2

Distribución de datos sociodemográficos y factores del Cuestionario de riesgo psicosocial ante el COVID-19

Variable	N (%)	AA X (D.E)	AP X (D.E)	PR X (D.E)	IE X (D.E)	PCMI X (D.E)	CRS X (D.E)
Sexo							
Mujer	911 (75.9)	74.84 (12.55)	54.07 (7.27)	*80.83 (16.14)	***56.24 (13.30)	62.53 (9.27)	***83.92 (10.19)
Hombre	290 (24.1)	73.17 (13.87)	54.24 (8.55)	78.09 (17.21)	51.86 (12.06)	61.93 (10.03)	80.43 (11.86)
Edad							
13 a 17	33 (2.7)	65.75 (13.18)	56.72 (8.07)	78.48 (16.41)	53.73 (12.52)	59.77 (9.94)	77.34 (10.64)
18 a 25	296 (24.6)	*73.27 (12.09)	54.80 (7.55)	***82.87 (14.82)	56.09 (13.40)	62.27 (9.73)	*83.28 (10.89)
25 a 40	579 (48.2)	**73.80 (12.97)	53.56 (7.35)	80.19 (16.52)	55.52 (13.31)	61.98 (9.31)	82.24 (10.47)
40 a 60	240 (20)	***77.38 (12.32)	54.24 (7.93)	***77.40 (16.70)	54.11 (12.36)	63.38 (9.36)	**84.11 (10.89)
60 a 80	53 (4.4)	***79.97 (14.28)	54.18 (8.33)	78.42 (17.70)	52.26 (13.32)	64.52 (9.23)	***89.90 (7.87)
Estado civil							
Soltero	598 (49.8)	73.06 (12.94)	54.34 (7.51)	80.76 (16.03)	55.40 (13.14)	62.21 (9.76)	82.29 (10.76)
Casado o unido	487 (40.5)	*75.42 (12.88)	53.84 (7.73)	79.98 (16.51)	54.93 (12.99)	62.42 (9.29)	83.70 (10.70)
Separado o divorciado	99 (8.2)	*77.12 (11.62)	54.50 (7.59)	76.83 (18.59)	54.68 (14.02)	62.65 (7.98)	84.06 (10.62)
Viudo	17 (1.4)	78.73 (14.20)	51.88 (7.22)	83.92 (13.50)	58.03 (13.02)	66.02 (11.42)	86.91 (8.59)
Nivel de estudios							
Ninguno	1 (.1)	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
Primaria o secundaria	39 (3.2)	66.59 (13.84)	55.38 (9.03)	77.77 (17.24)	56.41 (14.31)	58.26 (12.81)	77.62 (12.11)
Preparatoria	144 (12)	70.06 (14.37)	54.93 (7.52)	80.85 (17.64)	56.25 (14.27)	60.20 (9.74)	80.01 (12.42)
Licenciatura	759 (63.2)	**74.56 (12.25)	54.21 (7.30)	80.39 (16.31)	55.59 (13.10)	*62.65 (9.26)	**83.27 (10.44)
Posgrado	258 (21.5)	***77.76 (12.61)	53.20 (8.22)	79.41 (16.02)	53.21 (12.29)	**63.49 (8.98)	***84.99 (9.64)
Nivel socioeconómico							
E	6 (.5)	80.00 (9.16)	50.66 (7.55)	80.55 (15.40)	55.55 (16.14)	66.25 (9.04)	82.91 (6.78)
D	78 (6.5)	69.48 (14.92)	56.02 (8.70)	76.88 (19.49)	56.11 (15.11)	60.54 (10.57)	78.55 (13.02)
D+	94 (7.8)	71.68 (14.01)	54.51 (7.55)	77.02 (18.18)	55.67 (14.69)	63.75 (11.63)	80.93 (13.30)
C-	187 (15.6)	71.91 (13.05)	54.52 (7.90)	80.46 (15.80)	56.54 (12.38)	62.12 (8.99)	82.40 (10.10)
C	297 (24.7)	74.22 (12.23)	53.57 (6.77)	80.98 (16.31)	55.98 (14.05)	61.96 (9.44)	*82.97 (9.77)
C+	333 (27.7)	**76.01 (12.04)	53.76 (7.48)	80.57 (15.78)	53.33 (11.79)	62.95 (8.84)	***84.52 (10.01)
A/B	206 (17.2)	***77.46 (12.68)	54.31 (8.15)	80.74 (16.10)	55.24 (12.77)	62.26 (9.30)	***84.21 (10.95)

Nota: AA-Afrontamiento activo, AP-Afrontamiento pasivo, PR-Percepción de riesgo, IE-Impacto emocional, PCMI-Percepción de la credibilidad de los medios de información, CRS-Cumplimiento de las recomendaciones sanitarias. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

afrontamiento pasivo se observan diferencias entre el nivel C-, C+ y A/B, mientras que en el cumplimiento de las recomendaciones sanitarias las diferencias se encuentran entre D+, C, C+ y A/B. En estos factores, presentan mayor puntuación quienes se encuentran en el nivel C+ y A/B. En el resto de factores no se identifican tendencias de aumento de las puntuaciones o disminución el nivel socioeconómico.

El modelo hipotético de mediación contiene 3 factores: percepción de la credibilidad en los medios de información, percepción de riesgo e impacto emocional. La percepción de credibilidad en los medios de información se presenta con mayor puntaje en las conferencias de prensa de las autoridades, seguido por los medios impresos, mientras que las redes sociales presentan menor puntuación. En este mismo

Tabla 3
Estructura del Cuestionario de riesgo psicosocial ante el COVID-19

Primera parte
Edad
Sexo
Estado civil
Nivel educativo
Pensando en el jefe o jefa de tu hogar ¿cuál fue el máximo nivel de estudios que aprobó?
¿Cuántos baños completos con regadera y W.C. (excusado) hay en tu vivienda?
¿Cuántos automóviles o camionetas tienen en tu hogar, incluyendo camionetas cerradas, con cabina o caja?
Sin tomar en cuenta la conexión móvil que puedas tener desde algún celular ¿tu hogar cuenta con internet?
De todas las personas de 14 años o más que viven en tu hogar ¿cuántas trabajaron en el último mes?
En tu vivienda ¿cuántos cuartos se usan para dormir, sin contar pasillos ni baños?
Segunda parte
1.- Acepto que el COVID-19 es una amenaza real para la salud (AP)
2.- Rechazo la idea de que el COVID-19 es grave (AP)
3.- Ante la presencia del COVID-19 he dejado de hacer lo que tenía previsto (AA)
4.- Analizo las circunstancias para saber qué hacer ante el COVID-19 (AA)
5.- Bromeo y tomo las cosas a la ligera sobre el COVID-19 (AP)
6.- Busco actividades para pensar en otra cosa que no sea el COVID-19 (AP)
7.- Busco información con personas que saben sobre el COVID-19 (AA)
8.- Consulto sobre el problema con profesionales (AA)
9.- Ante el COVID-19 espero una intervención divina (AP)
10.- Ante el COVID-19 controlo en todo momento mis emociones (AA)
11.- Hablo con mi familia para compartir emociones respecto al COVID-19 (AA)
12.- Hago como si el peligro del COVID-19 no existiera (AP)
13.- Hago frente directamente a la situación del COVID-19 (AA)
14.- Hago modificaciones en mi entorno para evitar contagiarme (AA)
15.- Tengo un plan de prevención ante el COVID-19 (AA)
16.- Me es difícil describir lo que siento frente a esta situación (AP)
17.- Extremo precauciones ante el COVID-19 (AA)
18.- Me paseo para distraerme (AP)
19.- Participo más en actividades de prevención civil (AA)
20.- Reflexiono sobre las estrategias a utilizar ante el COVID-19 (AA)
21.- Tomo decisiones ante el COVID-19 con base en las acciones de los demás (AP)
22.- Trato de cambiar mis hábitos de vida en función del problema (AA)
23.- Trato de no pensar en el COVID-19 (AP)
24.- Trato de reflexionar sobre los pasos a seguir ante el COVID-19 (AA)
Tercera parte
1.- Me preocupa contagiarme o contagiar de COVID-19 a mi familia (PR)
2.- Pienso que me puedo contagiar de COVID-19 en el trabajo o la escuela (PR)
3.- Pienso que me puedo contagiar de COVID-19 en lugares públicos (PR)
4.- Me preocupa que yo o alguien de mi familia requiera hospitalización ante un contagio (PR)
5.- Pienso en la posibilidad de que yo o alguien de mi familia muera por esta enfermedad (PR)

Tabla 3*Estructura del Cuestionario de riesgo psicosocial ante el COVID-19 (Continuación)*

Tercera parte
6.- Me preocupan los efectos económicos de esta enfermedad (PR)
7.- En las últimas dos semanas, me he sentido tranquilo respecto al COVID-19 (IE)
8.- En las últimas dos semanas, me he sentido preocupado ante el COVID-19 (IE)
9.- En las dos últimas semanas, me he sentido temeroso ante el COVID-19 (IE)
10.- En las dos últimas semanas me he sentido aterrado ante el COVID-19 (IE)
11.- En las dos últimas semanas me he sentido enojado ante el COVID-19 (IE)
12.- En las últimas dos semanas, me he sentido desorientado ante el COVID-19 (IE)
13.- Confío en la información sobre el COVID-19 que proporcionan en la televisión (PCMI)
14.- La información sobre el COVID-19 que se difunde por los medios impresos (periódicos y revistas) es certera (PCMI)
15.- La información sobre el COVID-19 que recibo en redes sociales (facebook, whatsapp, twitter) me da confianza (PCMI)
16.- La información que se transmite en las conferencias de prensa de las autoridades de salud del país es creíble (PCMI)
17.- Busco información por mi cuenta sobre la enfermedad (PCMI)
18.- He recibido exceso de información sobre la enfermedad (PCMI)
19.- Cuando recibo información sobre la enfermedad, de inmediato la comparto (PCMI)
20.- Antes de compartir información sobre la enfermedad, me detengo a verificar su veracidad (PCMI)
21.- Me lavo las manos frecuentemente con un desinfectante de manos a base de alcohol, o con agua y jabón (CRS)
22.- Al toser o estornudar, me cubro la boca y la nariz con el codo flexionado o con un pañuelo (CRS)
23.- Evito tocar mis ojos, nariz y boca (CRS)
24.- Cuando estoy con otras personas, mantengo una distancia de por lo menos 1.5 metros (CRS)
25.- Evito saludar de mano o de beso (CRS)
26.- En mi trabajo o escuela me han permitido guardar cuarentena (CRS)
27.- Procuero quedarme en casa durante esta cuarentena (CRS)
28.- He notado que las personas cercanas a mí creen en el COVID-19 (CRS)

Nota: AA-Afrontamiento activo, AP-Afrontamiento pasivo, PR-Percepción de riesgo, IE-Impacto emocional, PCMI-Percepción de la credibilidad de los medios de información, CRS-Cumplimiento de las recomendaciones sanitarias.

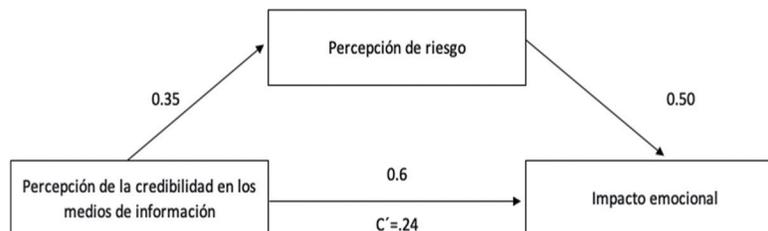
factor se encontró que las personas verifican la información recibida; además, reportan que han recibido un exceso de información al respecto.

Relacionado a la percepción de riesgo, las personas participantes en el estudio reportaron mayor preocupación por los efectos económicos derivados del COVID-19, seguido de la preocupación por la hospitalización o el deceso, tanto de su persona como de su familia. En el factor impacto emocional, se encontró que las personas experimentan principalmente preocupación, seguido por temerosidad, a partir de la presencia de la enfermedad. Sobre el modelo hipotético de mediación se encontró que el efecto mediador de una tercera variable que es percepción de riesgo,

en la relación entre percepción de credibilidad de los medios de información e impacto emocional. El efecto indirecto de la variable mediadora resultó estadísticamente significativo $p < 0.05$. $\beta = 0.244$, $SE = 0.22$, 95%, CI [0.20, 0.29].

Discusión

Una tarea primordial en la contención de la pandemia por COVID-19 es el conocimiento de las características de la población a la que se dirigen las estrategias de salud pública; por ello, resulta necesario identificar los elementos que influyen en la toma de decisiones respecto al cumplimiento de las medidas de preven-



Nota: La figura muestra un modelo de mediación, donde la percepción de la credibilidad en los medios de información genera impacto emocional, que a su vez es mediado por la percepción de riesgo.

Figura 1. Modelo hipotético de mediación entre los factores: Percepción de credibilidad de los medios de información, percepción de riesgo e impacto emocional

ción, de manera que se destacan algunos hallazgos que pueden resultar de utilidad para la atención de la situación actual como para contextos similares.

En primer lugar, los resultados destacan un mayor impacto emocional, percepción de riesgo y cumplimiento de las recomendaciones sanitarias por parte de las mujeres; esto es coincidente con la investigación de Ubillos, Mayordomo y Basabe (Ubillos et al., 2005) respecto a que las mujeres reportan mayor percepción de riesgo asociado a las reacciones afectivas, que es facilitada por la aceptación social de la expresión emocional femenina respecto a la masculina; además, estudios longitudinales realizados en Hong Kong y Singapur encontraron que las mujeres adoptan mayores conductas precautorias ante emergencias sanitarias; esto puede explicarse por la percepción de susceptibilidad al exponerse a un evento que represente un riesgo para la salud (Quah & Hin-Peng, 2004; Tang & Wong, 2004).

Adicionalmente, se observó un incremento en la adopción de estrategias de afrontamiento activo en relación con el aumento de edad, además de mayor cumplimiento de recomendaciones sanitarias en las personas de 60 a 80 años; lo anterior, es coincidente con un estudio realizado durante la epidemia por influenza AH1N1 que reportó una mayor prevalencia de la conducta de lavarse las manos en adultos mayores (Jones & Salathé, 2009); las conductas de afrontamiento activo y el cumplimiento de recomendaciones sanitarias, se explican a partir de la percepción de vulnerabilidad que aumenta en función de la edad (Barr et al., 2008).

Además, se observó una tendencia de incremento en la percepción de credibilidad de los medios de información en relación con el nivel de estudios, al respecto Parratt (2010) señala que el acceso a los medios de información aumenta en función del nivel académico; por otra parte, el modelo hipotético de mediación propone que la percepción de credibilidad en los medios de información tiene un efecto directo en el impacto emocional, mediado por la percepción de riesgo; esto significa que la información obtenida a través de los medios de información, genera cierta percepción de riesgo ante el COVID-19, que a su vez provoca un impacto emocional (preocupación y temerosidad), que podría afectar la salud mental de la persona.

Lo anterior es coincidente con los planteamientos de la OPS respecto a las estrategias de comunicación en un contexto de emergencia sanitaria, que señalan que la información veraz, transparente, adecuada y oportuna es un elemento fundamental para la contención emocional de las personas, además de que coadyuva a mantener la calma en la población (OPS, 2016).

En el análisis de variables sociodemográficas como el estado civil se observó mayor afrontamiento activo en personas separadas o divorciadas, seguido de quienes están casadas o unidas; al respecto, Aguilar-Mendoza (2016) señala que ante la presencia de riesgos las personas divorciadas siguen un plan que han elaborado previamente, mientras que en las personas casadas, la percepción de apoyo del cónyuge los orilla a actuar sin planificación; adicionalmente la percepción de riesgo, el impacto emocional, la percepción de credibilidad de los medios de información y el

cumplimiento de las recomendaciones sanitarias tuvo mayor presencia en personas viudas, lo que se explica a partir de la percepción de vulnerabilidad psicosocial que se presenta en poblaciones con dificultad para reconstruir sus medios de subsistencia y apoyo social después de la emergencia sanitaria (OPS, 2016).

Por otra parte, se encontró que un mayor nivel de estudios puede asociarse con la ejecución de estrategias de afrontamiento activo y cumplimiento de recomendaciones sanitarias, lo que es coincidente con investigaciones previas que reportan que las personas con mayor nivel de estudios, presentan una mejor disposición para utilizar cubrebocas en una epidemia (Barr et al., 2008). De igual manera, se ha encontrado que, ante la presencia de una enfermedad, son las personas con mayor nivel educativo quienes manifiestan intención de vacunarse (Morrison & Yardley, 2009), en tanto que las personas con bajo nivel educativo se niegan a recibir la vacuna debido a que tienen la idea de que este procedimiento puede infectarlos intencionalmente (Quinn et al., 2009).

Respecto al modelo hipotético de mediación, se encontró una similitud con el propuesto por Rohrmann (1994), quien señala que la percepción de riesgo en distintos grupos sociales, es una variable multifactorial y se encuentra en función de factores endógenos y exógenos, como es el caso del impacto de elementos adversos y los beneficios de la tecnología (Mikulic et al., 2012). En el presente estudio, la variable endógena es el impacto emocional, mientras que la exógena es la percepción de credibilidad en los medios de información. El aporte de Rohrmann (1994) reside en señalar que los factores psicológicos tales como las asociaciones negativas o actitudes críticas de las personas hacia la tecnología y sus consecuencias sociales, contribuyen a una conceptualización intuitiva del riesgo utilizada por las personas para evaluar los peligros. A diferencia de este autor, la presente investigación resalta tanto la evaluación del riesgo ante la información, como el impacto emocional y los medios por los cuales la persona obtiene información sobre el COVID-19 en México.

Los hallazgos obtenidos en el presente estudio permiten identificar a la población susceptible a experimentar algún tipo de riesgo ante el COVID-19, por lo que es posible sugerir que las campañas de salud

pública, enfatizen acciones encaminadas a promover el cumplimiento de recomendaciones sanitarias en la población masculina, además de impulsar estrategias de afrontamiento activo entre la población joven; por otra parte, es deseable que los mensajes que promuevan estrategias de cuidados de la salud, o bien, la campaña de vacunación, sean asequibles para la población con bajo nivel de estudios.

Esta investigación tiene limitaciones como la ausencia de muestreo probabilístico, de manera que los grupos no estuvieran conformados de manera homogénea, por lo tanto, las interpretaciones que se desprendan de este estudio deben realizarse con esta consideración; sin embargo, pueden ayudar a observar cierta tendencia de respuesta entre la población. Por otra parte, las escalas que integran el Cuestionario de riesgo psicosocial ante el COVID-19 se elaboraron ad hoc, debido a la situación emergente en la que se encuentra el país; por ello, pese a que se reportaron propiedades psicométricas adecuadas, se sugiere que en estudios subsiguientes se realicen procesos de validez.

Para investigaciones posteriores, es sugerente que se realicen estudios longitudinales con el fin de observar las características de riesgo psicosocial ante el COVID-19 en la población a lo largo del tiempo, desde las primeras recomendaciones realizadas a la ciudadanía, incluyendo el proceso de vacunación, así como los eventos posteriores. Las líneas de investigación que pueden explorarse incluyen el estudio de poblaciones vulnerables; el desarrollo de estrategias de promoción y prevención de la salud; así como estudios sobre las conductas de cuidado de la salud.

Para finalizar, cabe señalar que la atención de enfermedades emergentes con alcances epidémicos como el COVID-19, genera un fuerte impacto en la salud pública con consecuencias económicas y sociales de los países afectados (Gomez & Ponce de León, 2010); por ello, conocer las repercusiones en la salud mental, la percepción de credibilidad de los medios de información, así como los elementos que influyen en las decisiones de las personas para seguir las de prevención, contribuyen al desarrollo de estrategias para la contención de emergencias sanitarias, por lo que este estudio puede contribuir para diseñar de intervenciones con un enfoque de prevención y promoción de la salud.

Referencias

- Aguilar-Mendoza, A. (2016). El afrontamiento y la capacidad de resiliencia de las personas ante los riesgos por desastres naturales. *Entorno*, 62, 34–46.
- Asociación Mexicana de Agencias de Investigación de Mercado. (2020). *Asociación mexicana de agencias de inteligencia de mercado y opinión, revisión nivel socioeconómico AMAI 2018, nota metodológica*. <http://www.amai.org/nse/wp-content/uploads/2018/04/Nota-Metodológico-NSE-2018-v3.pdf>
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038–1059.
- Barr, M., Raphael, B., Taylor, M., Stevens, G., Jorm, L., Giffin, M., & Lujic, S. (2008). Pandemic influenza in Australia: Using telephone surveys to measure perceptions of threat and willingness to comply. *BMC Infectious Diseases*, 15(8), 1–14. <https://doi.org/10.1186/1471-2334-8-117>
- Bronfman, N. C., & Cifuentes, L. A. (2003). Risk Perception in a Developing Country: The Case of Chile. *Risk Analysis*, 23(6), 1271–1285. <https://doi.org/10.1111/j.0272-4332.2003.00400.x>
- Brown, T. (2006). *Methodology in the Social Sciences* (D. Kenny (ed.)). The Guilford Press.
- Browne, M., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230–258.
- Calvo-Porrall, C., Martínez-Fernández, V., & Juanatey-Boga, O. (2014). La credibilidad de los medios de comunicación de masas: una aproximación desde el Modelo de Marca Creíble. *Intercom*, 37(2). <https://doi.org/10.1590/1809-5844.20141>
- Chávez, G., & Ballesteros, C. (2002). Percepción del riesgo ambiental en una comunidad universitaria. *Investigación En Salud*, 4(1), 1–15.
- Dumais, N., & Hasni, A. (2009). High school intervention for influenza biology and epidemics/pandemics: Impact on conceptual understanding among adolescents. *CBE Life Sciences Education*, 8, 62–71. <https://doi.org/10.1187/cbe.08-08-0048>
- Gomez, C., & Ponce de León, E. (2010). Modelo integrativo de la calidad de vida laboral percibida a partir de la inseguridad laboral, la jornada laboral y el salario, para hombres y mujeres. *Psychologia: Avances de La Disciplina*, 4(2), 113–129.
- Hu, L., & Bentler, M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55.
- Huang, L., Xu, F. M., & Liu, H. R. (2020). Emotional responses and coping strategies of nurses and nursing college students during COVID-19 outbreak. *MedRxiv*. <https://doi.org/https://doi.org/10.1101/2020.03.05.20031898>
- Hui, D. S., I Azhar, E., Madani, T. A., Ntoumi, F., Kock, R., Dar, O., Ippolito, G., Mchugh, T. D., Memish, Z. A., Drosten, C., Zumla, A., & Petersen, E. (2020). The continuing 2019-nCoV epidemic threat of novel coronaviruses to global health — The latest 2019 novel coronavirus outbreak in Wuhan, China. *International Journal of Infectious Diseases*, 91, 264–266. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.ijid.2020.01.009>
- Jones, J. H., & Salathé, M. (2009). Early assessment of anxiety and behavioral response to novel swine-origin influenza a(H1N1). *PLoS ONE*, 4(12), e8032. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0008032>
- Khalid, I., Khalid, T. J., Qabajah, M. R., Barnard, A. G., & Qushmaq, I. A. (2016). Healthcare workers emotions, perceived stressors and coping strategies during a MERS-CoV outbreak. *Clinical Medicine and Research*, 14(1), 7–14. <https://doi.org/10.3121/cm.2016.1303>
- Lazarus, R., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. Springer Publishing Company.
- Lazarus, R., & Folkman, S. (1986). Estrés y Procesos Cognitivos. In M. Roca (Ed.), *Roca* (1°).
- Ley general de Salud en Materia de Investigación para la Salud. (2014). *Reglamento de la Ley general de Salud en Materia de Investigación para la Salud*. Ley General de Salud.
- Liu, Y. (2003). Zhong Nanshan: the beijing epidemic is controllable. *Wen Wei Po*, A05.
- López-Vázquez, E., & Marván, M. L. (2004). Validación de una escala de afrontamiento frente a riesgos extremos. *Salud Publica de Mexico*, 46(3), 216–221. <https://doi.org/10.1590/S0036-36342004000300011>
- Martínez, J., Torres, C., & Orozco, E. (2020). *Características, medidas de política pública y riesgos de la pandemia del Covid-19*. [http://bibliodigitalibd.senado.gob.mx/bitstream/handle/123456789/4816/Covid19_%28doc de trabajo%29.pdf?sequence=1&isAllowed=y](http://bibliodigitalibd.senado.gob.mx/bitstream/handle/123456789/4816/Covid19_%28doc%20de%20trabajo%29.pdf?sequence=1&isAllowed=y)
- Mikulic, I., Cassulio, G., Crespi, M., Caruso, A., Elmasian, M., & Muiños, R. (2012). Evaluación de la percepción de riesgo en diferentes grupos sociales: propuesta de un modelo de ecuaciones estructurales. *Anuario de Investigaciones*, 19, 37–44.
- Moreno, J., Cestona, I., & Camarena, P. (2020). *El impacto emocional de la pandemia por COVID-19*. Madrid, España: Madrid Salud.
- Morrison, L. G., & Yardley, L. (2009). What infection control measures will people carry out to reduce transmission of pandemic influenza? A focus group

- study. *BMC Public Health*, 23(9), 1–11. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-9-258>
- Nunally, J. (1978). *Psychometric Theory*. McGraw-Hill Companies, Inc.
- Organización Panamericana de la Salud. (2016). *¿Hacia un desastre microbiano? Perspectivas de Salud*. <https://cutt.ly/RIJ6WQp>
- Parratt, S. (2010). Consumo de medios de comunicación y actitudes hacia la prensa por parte de los universitarios. *Zer*, 15(28), 133–149.
- Ponce de León, S., Arévalo-Ramírez, M., Santiago-Ventura, Y., González, J., & Lara, M. (2010). Percepción del riesgo, impacto emocional, efecto de los medios de información y cumplimiento de las recomendaciones sanitarias en la contingencia por influenza A-H1N1. *Psiquiatría*, 26(2), 20–32.
- Quah, S. R., & Hin-Peng, L. (2004). Crisis Prevention and Management during SARS Outbreak, Singapore. *Emerging Infectious Diseases*, 10(2), 364–368. <https://doi.org/10.3201/eid1002.030418>
- Quinn, S. C., Kumar, S., Freimuth, V. S., Kidwell, K., & Musa, D. (2009). Public willingness to take a vaccine or drug under emergency use authorization during the 2009 H1N1 pandemic. *Biosecurity and Bioterrorism*, 7(3), 275–290. <https://doi.org/10.1089/bsp.2009.0041>
- Raju, N. V., & Harinarayana, N. S. (2016). Online survey tools : A case study of Google Forms Online. *National Conference on "Scientific, Computational & Information Research Trends in Engineering, GSSS-IETW, Mysore*.
- Ramos-Ribeiro, R. R., Olcina Cantos, J., & Molina Palacios, S. (2014). Análisis de la percepción de los riesgos naturales en la Universidad de Alicante. *Investigaciones Geográficas*, 61, 147–157. <https://doi.org/10.14198/ingeo2014.61.10>
- Ramos, C. (2020). Covid-19 : la nueva enfermedad causada por un coronavirus. *Salud Pública de México*, 62(2), 225–227.
- Rodríguez-Morales, A. J., Gallego, V., Escalera-Antezana, J. P., Méndez, C. A., Zambrano, L. I., Franco-Paredes, C., Suárez, J. A., Rodríguez-Enciso, H. D., Balbin-Ramon, G. J., Savio-Larriera, E., Risquez, A., & Cimerman, S. (2020). COVID-19 in Latin America: The implications of the first confirmed case in Brazil. *Travel Medicine and Infectious Disease*, *In press*, 1–3. <https://doi.org/10.1016/j.tmaid.2020.101613>
- Rohrmann, B. (1994). Risk perception of different societal groups: Australian findings and Cross-national comparison. *Australian Journal of Psychology*, 46, 150–163.
- Servicios de Salud. (2021). *Recomendaciones sanitarias para los protocolos de atención para el retorno a la nueva normalidad ante pandemia por COVID-19*. Prosperemos Juntos.
- Suárez-Vergne, Á. (2020). Comunidades proscritas: Una reflexión sobre las posibilidades de la etnografía virtual. *Athenea Digital*, 20(1), 1–15. <https://doi.org/https://doi.org/10.5565/rev/athenea.2236>
- Tang, C. S. K., & Wong, C. Y. (2004). Factors influencing the wearing of facemasks to prevent the severe acute respiratory syndrome among adult Chinese in Hong Kong. *Preventive Medicine*, 39(6), 1187–1193. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2004.04.032>
- Ubillos, S., Mayordomo, S., & Basabe, N. (2005). Percepción de riesgo, reacciones emocionales y el impacto del 11-M. *Revista de Psicología Social*, 20(3), 301–313. <https://doi.org/10.1174/021347405774277640>
- Vega-Vega, O., Arvizu-Hernández, M., Domínguez, J., Sierra, J., & Corre-Rotter, R. (2020). Prevención y control de la infección por coronavirus SARS-CoV-2 (Covid-19) en unidades de hemodiálisis. *Salud Pública de México*, 62, 1–7.
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y omega para estimar la fiabilidad de consistencia interna. *Anales de Psicología*, 33(3), 755–782. <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Villegas-Chiroque, M. (2020). Pandemia de COVID-19: pelea o huye. *Revista Experiencia En Medicina Del Hospital Regional Lambayeque*, 6(1), 3–4. <https://doi.org/10.37065/rem.v6i1.424>



ORIGINAL

Escala para Medir Creencias sobre Médicos: Adaptación y Evidencias de Validez y Confiability en Adultos Mexicanos¹

Scale for Measuring Beliefs about Physicians: Adaptation and Evidence of Validity and Reliability in Mexican Adults

María José Baeza-Rivera ^{2, a, b}, Natalia Salinas-Oñate ^c, Manuel Salvador Ortiz-Parada ^c,
Marcoantonio Villanueva ^c, y Rolando Díaz-Loving ^a

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

^b Departamento de Psicología, Universidad Católica de Temuco, Chile

^c Departamento de Psicología, Universidad de la Frontera, Chile

Recibido 23 de junio 2020, Aceptado 28 de febrero 2020

Resumen

Uno de los factores que influyen en la adherencia al tratamiento, son las creencias sobre los médicos. México posee escasa literatura sobre esta variable, por lo tanto, es necesario adaptar y entregar evidencia de validez de la Escala de Creencias sobre los Médicos de Baeza-Rivera (2015) en población mexicana. Participaron 528 personas de la CDMX, Tabasco y Monterrey, con un promedio de edad de 33.5 años. Los participantes contestaron a la escala que contiene 30 ítems. Se realizó una adaptación del instrumento y se evaluaron las propiedades psicométricas del instrumento, mediante un análisis factorial exploratorio. La escala final presenta dos factores, *creencias positivas sobre médicos* y *creencias negativas sobre médicos*, cada uno con 15 ítems con cargas factoriales por sobre 0.30. Ambos factores explican el 47.03% de la varianza y presentan buenos niveles de consistencia interna.

Palabras Clave: Cultura, Psicometría, Creencias, Médicos, México

1 La Dra. María José Baeza Rivera reconoce y agradece al Programa de Becas Posdoctorales de la Dirección de Formación Académica de la Universidad Nacional Autónoma de México por la beca para realizar la estancia posdoctoral que le fue otorgada, donde se desarrolló la investigación que se presenta. Además, agradece a Fuensanta López y Elemí Hernández por la ayuda en la toma de datos en Monterrey y Tabasco respectivamente.

2 Correspondencia: María José Baeza Rivera. Correo electrónico: maria.baeza@uct.cl, Fono: +56-45-2553865, Dirección: Manuel Montt 56, Temuco, Chile.

Abstract

One of the factors that influence adherence to treatment are beliefs about physicians., Mexico has little literature on this variable. Therefore, it is necessary to exploratory adapt and evidence of validity about Baeza-Rivera Physicians Belief Scale (2015) in the Mexican population. 528 people from CDMX, Tabasco and Monterrey participated, with an average age of 33.5 years. Participants answered the scale that contains 30 items. An adaptation of the instrument was made and the psychometric properties of the instrument were tested by exploratory factor analysis. The final scale presents two factors, positive beliefs about doctors and negative beliefs about physicians, each with 15 items with factor loads above 0.30. Both factors explain 47.03% of the variance and present good levels of internal consistency.

Keywords: Culture, Psychometry, Beliefs, Physicians, Mexico

Entender las razones por las cuáles las personas se involucran en conductas de autocuidado, como la búsqueda de atención sanitaria, asistencia a controles médicos o adherencia a los tratamientos, es de gran relevancia para identificar variables que faciliten la predicción de estos comportamientos, así como favorecer una correcta comprensión del proceso de salud-enfermedad (Amador, Flynn, & Betancourt, 2015; Baeza-Rivera et al., 2018). Dentro de los factores psicológicos que se han estudiado en relación a conductas en salud (controles médicos, ejercicio, descanso, dieta, etc.), es posible identificar una serie de variables tales como: las creencias en salud (Becker, 1974; Rosenstock, 1974), la percepción de autoeficacia (Bandura, 1997, 1986), la intención conductual (Baeza-Rivera, 2015), la percepción de apoyo social (Uchino, Cacioppo, & Kiecolt-Glaser, 1996) y la disposición de redes de apoyo social que promuevan comportamientos preventivos efectivos (Caraveo, 2000).

Uno de los modelos teóricos más influyentes en la predicción de comportamientos de salud es el de creencias en salud (Rosenstock, 1974), el cual postula que la probabilidad de que una persona asuma una conducta de salud estará determinada por la creencia que tenga en torno a esa conducta, siendo definida por la percepción de vulnerabilidad y severidad ante una enfermedad, así como los costos y beneficios de adoptar la conducta. Si bien este modelo ha sido exitoso en la predicción de conductas de salud (Curry, 1994), un aspecto que no considera es la influencia de variables culturales tales como las creencias que

los pacientes tienen de los médicos y su influencia. La evidencia indica que las creencias que las personas tienen sobre los profesionales de la salud están en parte definidas por las interacciones que han tenido en el pasado con estos profesionales (Amador et al., 2015), por lo cual, la relación médico-paciente es una variable de gran relevancia para poder predecir conductas en salud, de esta forma si las interacciones han sido favorables, las creencias sobre el profesional serán positivas y facilitarán la decisión de los pacientes para acudir a controles y chequeos clínicos (Poblano et al., 2004). Existe evidencia suficiente que sustenta dicha afirmación, es decir, la buena relación entre el paciente y el médico produce beneficios en la salud psicológica y física de las personas, además aumenta la confianza y compromiso de los pacientes (Luz, 2005). Esta relación es positiva cuando a pesar de la asimetría, no se busca sacar provecho de la posición de vulnerabilidad y dependencia de los usuarios hacia los médicos (Núñez-Cortés, 2014).

Bajo este sentido, una investigación realizada en Chile dio cuenta que las creencias negativas sobre los médicos influyen directamente en las conductas evitativas de salud (rechazo a los profesionales, postergar la atención médica y desmotivación para regresar a las citas), efecto que es mucho mayor si la persona percibe que es víctima de discriminación por parte de los mismos (Baeza-Rivera, 2015).

Como ya se mencionó, las interacciones y la relación que forman los pacientes con los médicos son la base de las creencias, por lo cual el desarrollo de competencias interpersonales es igualmente importante

que la formación en competencias técnicas, ya que se relacionan con el modo en que los médicos tratan a sus pacientes y la calidad de servicios que brindan, lo que se asocia con la preparación que han recibido en sus centros de formación profesional (Celis-Aguilar, Dehesa-López, Martínez-González, 2017).

Debido a la relevancia que cobran las creencias culturales que los pacientes sostienen respecto de sus proveedores de salud (ej. Médicos) se hace necesario disponer de un instrumento que permita medirlas de forma válida y confiable, pues es el primer paso para comprender la manera en que impactan los comportamientos de cuidado de la salud.

Al respecto, la mayoría de las escalas existentes evalúan la percepción de la calidad de la atención y satisfacción de los usuarios, más no las creencias culturales en sí mismas. Éstas son definidas como representaciones sociales, explicaciones, conceptos o enunciados socialmente compartidos por un grupo cultural (Moscovici, 1979). Un estudio en Chile, desarrolló un instrumento culturalmente pertinente, para medir creencias sobre los médicos, el cual ha demostrado tener adecuadas propiedades psicométricas para medir este constructo (Baeza-Rivera et al., 2018). Esta escala cuenta con 24 reactivos que se agrupan en dos factores, el primero de ellos se denominó creencias negativas sobre los médicos, está compuesto por 13 reactivos, explica el 56.6% de la varianza y tiene una consistencia interna medida por el Alpha de Cronbach de 0.96. El segundo factor se denominó creencias positivas sobre los médicos, posee 11 ítems, explica el 13.7% de la varianza y posee un índice de confiabilidad de $\alpha = 0.95$.

La escala antes mencionada, desarrollada por Baeza-Rivera et al., (2018) posee ventajas, tales como haber sido creada por medio de un proceso riguroso de construcción de ítems, basado en métodos de investigación mixtos (enfoque *bottom up*, *top down*), la identificación inicial de creencias por medio de entrevistas semi-estructuradas, etapa de pilotaje y posteriormente un proceso de validación. A estas ventajas, se debe agregar que es un instrumento de fácil administración y puntuación.

En la actualidad México cuenta con escasa investigación en torno a creencias sobre proveedores de

servicios de salud, debido a que la investigación se ha enfocado mayoritariamente en adherencia terapéutica (Soria, Vega & Nava, 2009), lo cual ha permitido identificar niveles parciales de adhesión terapéutica en población mexicana (Maldonado-Reyes, Vázquez-Martínez, Loera-Morales, & Ortega-Padrón, 2016), sin embargo, no se profundiza en los factores culturales asociados al fenómeno.

Considerando los antecedentes antes expuestos y que el sistema de salud pública en México tiene diversas opciones a las que se puede acceder como beneficiario (Gómez, Sesma, Becerril, Knaul, Arreola, & Frenk, 2011), a la mayor necesidad de profesionales de la salud dado el aumento de enfermedades crónicas (Barquera & Tolentino, 2005; Velásquez-Monroy et al., 2003), es necesario contar con una escala para evaluar creencias sobre estos proveedores de salud. En consecuencia, el objetivo de este estudio es adaptar y entregar evidencia de validez y confiabilidad de la escala de creencias sobre los médicos de Baeza-Rivera et al. (2018) en una muestra de adultos mexicanos pertenecientes a tres entidades federativas (Ciudad de México, Monterrey y Tabasco), lo cual permitirá contar con una escala culturalmente pertinente evalúe de la manera adecuada las creencias en torno a los médicos (Reyes & García, 2008). Adicionalmente, se buscará examinar si existen diferencias estadísticamente significativas entre los estados en los promedios de los factores.

Método

Este estudio, de corte transversal y alcance correlacional, se organizó en dos etapas. En la primera se convocó a un panel de expertos disciplinares y metodológicos, quienes examinaron los ítems de la escala de Escala de Creencias sobre los Médicos de Baeza-Rivera et al. (2018), y evaluaron su equivalencia semántica, relevancia cultural y adaptación lingüística. Tras lo cual se incorporaron cuatro reactivos a la escala (ítems 27 - 30 en la Tabla 2). Posteriormente, se realizaron entrevistas cognitivas (Miller, Willson, Chepp, & Padilla, 2014), para evaluar la correcta comprensión de las instrucciones y contenido de la versión adaptada de la escala.

Participantes

Los participantes fueron reclutados mediante un muestro no probabilístico por conveniencia. Los requisitos para participar fueron: (a) ser mayor a 18 años, (b) ser mexicano/a, (c) estar adscrito/a algún servicio de salud pública o privada, y (d) haber tenido al menos una visita al médico en los últimos doce meses. Participaron 528 personas de la Ciudad de México (CDMX) (32.9%), Tabasco (28.7%) y Monterrey (38.4%), se seleccionaron estas ciudades con la intención de contar con variabilidad en la muestra, ya que representan estados del norte, centro y sur del país. El promedio de edad fue de 33.5 años (SD = 14.21), en su mayoría fueron mujeres (66.7%), el 41.5% tenía el grado de licenciatura y un 45.5% eran soltero/as. La descripción de la muestra organizada por Estados se puede observar en la Tabla 1.

Tabla 1
Características de edad, sexo y educación de la muestra por Estado

	Ciudad de México	Tabasco	Monterrey
Edad (Media y DT)	37.14 (16.07)	28.05 (10.93)	34.47 (13.50)
Sexo			
Hombre	32.2%	38.7%	30.5%
Mujer	67.8%	61.3%	69.5%
Educación			
Primaria	9.4%	2.0%	2.5%
Secundaria	20.5%	11.3%	18.1%
Bachillerato	35.1%	31.3%	36.2%
Licenciatura	31.6%	54.7%	41.2%
Postgrado	3.5%	0.7%	2.0%
Estado civil			
Soltero/a	42.4%	58.7%	37%
Casado/a	41.8%	24.7%	42%
Viudo/a	2.4%	3.3%	4.4%
Divorciado/a	3.0%	4.0%	6.6%
Separado/a de hecho	3.0%	-	4.4%
Conviviendo	7.3%	9.3%	5.5%

Fuente: Elaboración propia

Instrumentos

Se utilizó la versión adaptada de la Escala de Creencias sobre los Médicos de Baeza-Rivera (2018), originalmente desarrollada para población chilena. Posee 26 reactivos más los cuatro desarrollados en la fase anterior, quedando finalmente con 30, agrupados en dos factores independientes que miden creencias negativas y positivas sobre los médicos. Los participantes deben contestar indicando el grado en que los reactivos caracterizan a los médicos, por medio de un formato de respuesta tipo Likert con 5 opciones de respuesta, desde 1 = muy en desacuerdo a 5 = muy de acuerdo, donde altos puntajes indican creencias más favorables y desfavorables, según el factor que se esté midiendo. En el factor de creencias negativas pueden encontrarse reactivos tales como, “son enojones con sus pacientes”, “sólo se interesan en ganar dinero”, “se vuelven insensibles al dolor ajeno con el paso del tiempo”, “son bruscos con sus pacientes”. Este factor demostró excelente confiabilidad en la validación con población chilena, específicamente $\alpha = 0.96$. Por otra parte, el factor de creencias positivas posee reactivos como, “Están disponibles para sus pacientes”, “tienen vocación para sus pacientes”, “son amables con sus pacientes”, “son acogedores con sus pacientes”. Este factor demostró excelente confiabilidad en población chilena, específicamente $\alpha = 0.95$. Ambos factores dan cuenta de las creencias que posee una persona respecto a la conducta, la personalidad y la ética profesional de los médicos, ya sea positiva o negativamente.

Procedimiento

La recolección de datos la llevó a cabo personal entrenado para estos fines, quienes tenían conocimiento y experiencia en la investigación psicológica, quienes realizaron un procedimiento estandarizado para recolectar los datos. Los participantes fueron contactados en diversos lugares (ej. plazas, centros comerciales) de manera presencial, donde se les solicitó la participación en el estudio quienes aceptaron participaron firmaron un consentimiento informado, en el cual se explicitaba el anonimato, confidencia-

lidad, carácter voluntario de la participación y los resguardos en el tratamiento de la información, entre otros aspectos. Se tomaron los resguardos éticos para investigaciones de este tipo de acuerdo con la Declaración de Helsinki.

Análisis de datos

Una vez que los datos fueron recolectados se procedió a realizar el análisis de estos mediante el programa estadístico STATA 13.0. Como primer paso se realizaron análisis descriptivos para caracterizar la muestra de acuerdo a la información sociodemográfica. Posteriormente, se realizó el análisis factorial exploratorio para evaluar la estructura factorial y así establecer evidencia de validez factorial de la escala, es decir, analizar la posibilidad de la conformación de factores. Para ello, se evaluó la capacidad de factorizar la matriz por medio de las medidas de adecuación muestral de Kaiser Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de Bartlett. Luego, se estimó la mejor solución por medio del método máxima verosimilitud y se utilizó la rotación oblimin. Para estimar la mejor solución se consideraron aquellos factores con autovalores mayores a uno, se eliminaron los ítems cuya carga factorial era menor a 0,40; y se eliminaron los factores compuestos por menos de tres ítems. Una vez identificados los factores, se le designó un nombre a cada uno. Posteriormente, para evaluar la confiabilidad de las puntuaciones de las escalas, se realizaron los análisis de consistencia interna por medio del alpha de Cronbach (Cronbach, 1951) para los factores de cada una de las escalas obtenidas. Además, se obtuvo el promedio y desviación estándar para cada factor y la correlación entre ellos. Finalmente, se realizaron comparaciones de grupo por medio de ANOVA y post hoc de Bonferroni para comparar los promedios en los factores en función de la pertenencia de los participantes a los distintos estados.

Resultados

Los resultados dan cuenta de una matriz factorizable, específicamente, la prueba KMO fue de 0.93 y

la prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa ($X^2 = 7143.428$; $p < 0.001$). La estructura factorial da cuenta de dos factores que explican el 47.03% de la varianza, el primero se encuentra compuesto por 15 reactivos, explica el 32.54% de la varianza y tiene una consistencia interna de 0.93. Dicho primer factor se denominó “Creencias positivas sobre los médicos”, y se compone por reactivos que en su mayoría explican la percepción positiva sobre la figura del médico como profesional, ítems como “son comprometidos con sus pacientes”, “Son atentos con sus pacientes” y “son agradables con sus pacientes”, indican un sistema de creencias en que el médico es visto como un profesional afable, que está dispuesto a tratar a sus pacientes de manera eficaz. Asimismo, permite inferir cómo la percepción del profesional es la de una figura paternalista que se encargará de la salud del individuo, pero en mayor grado, muestran que es muy importante que este posea una actitud cordial y cercana.

El segundo factor se denominó “Creencias negativas sobre los médicos”, posee 15 ítems, explica el 14.48% de la varianza y posee un índice de confiabilidad de 0.90. En contraparte con el primer factor, éste permite describir percepciones negativas que refieren tanto al médico como persona como en su calidad profesional con ítems como “Se creen superiores a los demás”, “son mañosos con sus pacientes”, asimismo, ítems tales como “Tienen mala voluntad para explicar o contestar las preguntas de sus pacientes”, “Hacen diagnósticos erróneos” y “Sólo se interesan en ganar dinero” demuestran cómo los médicos ejercerían su profesión de manera poca eficaz y privilegiando en mayor medida intereses personales a los de los pacientes llevando a entregar un trato descortés.

Asimismo, es posible identificar que ambos factores presentan una asociación estadísticamente significativa que es débil e inversa ($r = -0.37$, $p < 0.001$).

La composición de la escala, las cargas factoriales de los ítems, junto con la varianza explicada, el nivel de confiabilidad y estadísticos descriptivos de la escala se pueden observar en la Tabla 2. En ella se aprecia que en general el factor de creencias positivas sobre los médicos tiene un promedio mayor que el de creencias negativas, aun cuando el ítem que puntúa mayor es que los *médicos son serios con sus pacientes*.

Tabla 2
Estructura factorial, cargas factoriales, varianza explicada y confiabilidad de la Escala de Creencias sobre Médicos en población Mexicana

Nº	Ítem	Factor creencias positivas	Factor creencias negativas	Promedio y (DT)
27	Son atentos con sus pacientes	0.87	0.12	3.12 (0.99)
28	Son agradables con sus pacientes	0.85	0.05	3.09 (0.97)
29	Son simpáticos con sus pacientes	0.82	0.05	3.01 (0.99)
30	Son cordiales con sus pacientes	0.8	-0.03	3.21 (1.02)
26	Son capaces de entender sus pacientes	0.77	0.07	3.15 (0.98)
24	Son comprometidos con sus pacientes	0.76	0.01	3.21 (0.98)
25	Son cercanos a sus pacientes	0.71	0.07	2.91 (0.96)
23	Son acogedores o cariñosos con sus pacientes	0.68	0.03	2.80 (1.06)
22	Atienden de buena forma a sus pacientes	0.65	-0.07	3.17 (0.99)
9	Dan confianza a sus pacientes	0.61	-0.05	3.22 (1.01)
21	Están disponibles para sus pacientes	0.61	0.01	3.10 (1.00)
7	Tienen vocación para atender a sus pacientes	0.59	-0.09	3.30 (0.93)
8	Se interesan o preocupan por sus pacientes	0.54	-0.15	3.24 (0.96)
11	Son amables con sus pacientes	0.51	-0.21	3.28 (0.98)
10	Tienen un trato cercano con sus pacientes	0.51	-0.06	3.03 (0.97)
17	Son enojones con sus pacientes	-0.05	0.76	2.85 (1.02)
16	Son bruscos con sus pacientes	0.01	0.72	2.79 (1.00)
18	Son presumidos con sus pacientes	0.05	0.71	2.65 (1.04)
19	Son mañosos con sus pacientes	0.04	0.69	2.51 (0.98)
15	Tratan mal a sus pacientes	-0.1	0.68	2.72 (0.97)
20	Tienen poca paciencia con sus pacientes	0	0.67	2.84 (1.03)
5	Discriminan a sus pacientes	-0.09	0.6	2.56 (1.06)
3	Son fríos o distantes con sus pacientes	0	0.59	2.99 (1.02)
13	Se creen superiores a los demás	-0.1	0.56	3.08 (1.10)
6	Tienen mala voluntad para explicar o contestar las preguntas de sus pacientes	0	0.57	2.74 (1.04)
14	Hacen diagnósticos erróneos	-0.02	0.55	2.82 (1.03)
2	Retan a sus pacientes cuando no cumplen con las indicaciones	0.07	0.52	2.81 (1.00)
12	Sólo se interesan en ganar dinero	-0.1	0.49	2.94 (1.04)
1	Se vuelven insensibles al dolor ajeno con el paso del tiempo	0	0.43	3.02 (1.13)
4	Son serios con sus pacientes	0.04	0.34	3.20 (0.97)
Promedio (DT)		3.15 (0.86)	2.79 (0.85)	
Varianza Explicada		32.54%	14.48%	
α de Cronbach		0.93	0.9	

Fuente: Elaboración propia

El promedio del factor de creencias positivas sobre los médicos es 3.15 (DT = 0.86) y el promedio del factor de creencias negativas sobre los médicos es

de 2.79 (DT = 0.85), lo cual revela que las personas tienden a tener creencias más positivas respecto de los médicos que creencias negativas ($t = 5.75$, $p < 0.001$).

Finalmente, por medio de una prueba ANOVA se evaluó si existen diferencias estadísticamente significativas entre los promedios de las creencias positivas y negativas en función del estado de procedencia (Tabasco, Monterrey y Ciudad de México). Los resultados muestran que existen diferencias estadísticamente significativas para las creencias positivas sobre los médicos ($F = 5.05$, $p < 0.05$), pero no para las creencias negativas ($F = 1.67$, $p = 0.19$). Respecto de las diferencias en las creencias positivas, luego de una prueba de comparaciones post-hoc, se identificó que las diferencias existen entre Tabasco y Monterrey ($p < 0.05$) y Tabasco con Ciudad de México ($p < 0.05$), en específico el promedio de Tabasco es de 2.96 (DT = 0.88), el de Monterrey de 3.21 (DT = 0.82) y el de Ciudad de México de 3.23 (DT = 0.85). Es decir, el Estado de Tabasco es el que menos creencias positivas tiene en relación con los otros Estados, vale mencionar que tanto CDMX como Monterrey son dos de las ciudades con mejores servicios de salud, tanto privados como públicos, por lo que estas diferencias posiblemente puedan deberse a esta situación en específico (Financiero, 2020).

Discusión

El objetivo de este artículo fue adaptar y entregar evidencia de validez y confiabilidad de la escala de creencias sobre los médicos de Baeza-Rivera et al. (2018) en una muestra de adultos pertenecientes a tres Estados de México. Con relación a las propiedades psicométricas, la escala presenta una estructura factorial similar a la original, a pesar de tener cuatro ítems más. Esto quiere decir que los reactivos se organizan en dos factores cada uno conformado por 15 ítems y los cuatro ítems nuevos cargan en el factor de creencias positivas y cuyas cargas factoriales se encuentran por sobre 0.30, y en conjunto explican el 47.03% de la varianza. Respecto a la consistencia interna, ambos factores poseen índices por sobre 0.90 lo cual indica que es un instrumento confiable para su uso en población mexicana y se encuentra adaptado para ello.

En virtud de lo anterior, la escala muestra un buen comportamiento psicométrico para la muestra estu-

diada, es decir, se acumula evidencia sobre su validez factorial (los factores se corresponden con los planeados teóricamente) y consistencia interna. Los procedimientos utilizados para la validación en México son adecuados y adhieren a los postulados planteados por Lagunes Cordova (2017), donde se destaca el juicio de expertos como una forma de asegurar que los reactivos representen el constructo que se está midiendo, y que la redacción sea en un lenguaje comprensible para el grupo en que se está aplicando, además del uso de técnicas como el análisis factorial exploratorio cuyo objetivo es determinar si la estructura del instrumentos reproduce el constructo que evalúa. Esta escala, además, cuenta con ventajas tales como ser un instrumento de fácil administración y comprensión, de extensión apropiada y que permite la obtención de puntajes por dimensiones, los cuales son de interpretación sencilla.

Contar con un instrumento con las características antes descritas, es relevante, pues en primer lugar son escasos los estudios donde se consideran las creencias como un factor cultural (Ogueda Fuentes & Barra Almagiá, 2017) para comprender fenómenos del ámbito de la salud. Investigaciones han identificado que las creencias culturales negativas sobre los médicos influyen en las consecuencias de las conductas de cuidado de la salud (Baeza-Rivera, 2015), tales como evitar ir a los controles médicos, no seguir indicaciones, entre otros. No obstante, en la cultura mexicana priman las creencias culturales positivas sobre los médicos que las negativas, esto podría estar evidenciando la existencia de un sistema de creencias en que el médico es idealizado como una figura paternalista y familiar, cuyo interés principal es el bienestar del paciente. En contraparte, el segundo factor compuesto de creencias negativas, se encuentra formado tanto por ítems que hacen referencia tanto a la percepción del médico como persona y cómo ejercen su profesión considerando el trato hacia los usuarios de los servicios de salud. Considerando la varianza explicada por este factor, podría inferirse que estas creencias subyacen a situaciones específicas en que el paciente pudo haber experimentado o percibido tratos adversos por parte del profesional tal como lo menciona Amador et al. (2015).

Por otra parte, los resultados indican diferencias entre los estados mexicanos con respecto a las creencias positivas, siendo CDMX y Monterrey estados que presentan una media alta de creencias culturales positivas sobre los médicos en comparación a Tabasco, lo que puede vincularse a que cuentan con los mejores servicios de salud a nivel nacional (Financiero, 2020), y que podría estar influyendo en la percepción que la población tiene de los proveedores de salud y en consecuencia en sus creencias culturales en torno a los médicos.

Finalmente, se debe considerar que este estudio tiene fortalezas y limitaciones. Dentro de la primera es que la escala está culturalmente adaptada, e incorpora creencias fuertemente arraigadas en la cultura mexicana, lo cual permite su uso en esta población, indistintamente del sexo y zona geográfica. Por otra parte, una limitación es que no se considera a qué servicio están adscritos los participantes, pues posiblemente el encontrarse en un servicio privado o público pueda influir en la percepción de los tratos y en consecuencia en las creencias de los pacientes. Además, para futuras investigaciones en esta área se propone realizar análisis factoriales confirmatorios para poder comprobar la estructura factorial en población con diversas características, para masificar su uso y seguir acumulando evidencia de validez y confiabilidad en otros contextos dentro de México (Embretson, 2016).

Referencias

- Amador, J. A., Flynn, P. M., & Betancourt, H. (2015). Cultural beliefs about health professionals and perceived empathy influence continuity of cancer screening following a negative encounter. *Journal of Behavioral Medicine*, 38(5), 798–808. <https://doi.org/10.1007/s10865-015-9646-1>
- Baeza-Rivera, M. (2015). *Discriminación percibida y sus consecuencias en las conductas de cuidado de la salud: Un estudio multifactorial*. Chile: Universidad de La Frontera.
- Baeza-Rivera, M. ., Betancourt, H., Salinas-Oñate, N., Ortiz, M. S., Marín, O., & Valle, G. (2018). Identificación y medición de creencias culturales sobre los médicos: construcción y validación de un instrumento. *Revista Médica de Chile*, 146(3), 308–314. <http://dx.doi.org/10.4067/s0034-98872018000300308>
- Bandura, A. (1997). *Self-Efficacy: The exercise of Control*. New York: W. H. Freeman and Company.
- Bandura, Albert. (1986). The Explanatory and Predictive Scope of Self-Efficacy Theory. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 4(3), 359–373. <https://doi.org/10.1521/jscp.1986.4.3.359>
- Barquera, S., & Tolentino, L. (2005). Geografía de las enfermedades asociadas con la nutrición en México: una perspectiva de transición epidemiológica. *Papeles de Población*, 11(43), 133–148. <https://doi.org/10.1002/app.39012>
- Becker, M. H. (1974). The Health Belief Model and Sick Role Behavior. *Health Education Monographs*, 2, 324–508. <https://doi.org/10.1177/109019817400200407>
- Caraveo, R. V. (2000). Factores que influyen en el comportamiento preventivo del cáncer cervicouterino. *Avances En Psicología Latinoamericana*, 49–59.
- Celis-Aguilar, E. Dehesa-López, E. Martínez-González, A. (2017). Evaluación diagnóstica y formativa de competencias en estudiantes de medicina a su ingreso al internado médico de pregrado. *Educación Médica*, 19(4), 217–222. <https://doi.org/10.1016/j.edumed.2017.03.021>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Curry, S. J. K. M. E. (1994). Theoretical Models for Predicting and Improving Compliance with Breast Cancer Screening. *Annals of Behavioral Medicine*, 16(4), 302–316. <https://doi.org/10.1093/abm/16.4.302>
- Embretson, S. E. (2016). Understanding Examinees' Responses to Items: Implications for Measurement. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 35(3), 6–22. <https://doi.org/10.1111/emip.12117>
- Financiero. (2020, April). ¿Cuáles son las ciudades con la mejor atención médica y mejores hospitales de México? *El Financiero*.
- Gómez, O., Sesma, S., Becerril, V., Knaul, F., Arreola, H. & Frenk, J. (2011). Sistema de salud de México. *Salud Pública de Mexico*, 53(SUPPL. 2), 220–232. <https://doi.org/10.1590/S0036-36342011000800006>
- Lagunes Cordova, R. (2017). Recomendaciones sobre los procedimientos de construcción y validación de instrumentos y escalas de medición en la psicología de la salud. *Revista Psicología y Salud*, 27(1), 5–18.
- Luz, B. R. (2005). Cambios en la relación médico-paciente y nivel de satisfacción de los médicos / Changes in physician-patient relationship and medical satisfaction. *Revista Médica de Chile VO - 133*, (1), 11. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872005000100002>
- Maldonado-Reyes, F. J., Vázquez-Martínez, V. H., Loeira-Morales, J. I., & Ortega-Padrón, M. (2016).

- Prevalence of therapeutic adherence in hypertensive patients with the use of the martin-bayarre-grau questionnaire. *Atencion Familiar*, 23(2), 48–52. <https://doi.org/10.1016/j.af.2016.03.004>
- Miller, K., Willson, S., Chepp, V., & Padilla, J. L. (2014). *Cognitive interviewing methodology*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Moscovici, S. (1979). *El psicoanálisis, su imagen y su público* (Huemul S.A). Buenos Aires, Argentina.
- Núñez-Cortés, J. M. (2014). Valores del médico para un ejercicio de calidad: el profesionalismo. *Fem*, 17(1), 1–47.
- Ogueda Fuentes, J. P., & Barra Almagiá, E. (2017). Creencias compensatorias de salud: implicaciones para la salud y la adherencia al tratamiento. *Psicología y Salud*, 27(2), 207–211.
- Poblano V, O., Figueroa P, J. G., & López C, L. (2004). Condicionantes institucionales que influyen en la utilización del examen clínico de mama. *Salud Publica de Mexico*, 46(4), 294–305. <https://doi.org/10.1590/S0036-36342004000400004>
- Reyes Lagunes, I. y García y Barragán, L. F. (2008). Procedimiento de validación psicométrica culturalmente relevante: Un ejemplo. En S. Rivera Aragón, R. Díaz Loving, R. Sánchez Aragón e I. Reyes Lagunes (Eds.), *La psicología social en México XII* (pp. 625-630). México: AMEPSO, Universidad de Guanajuato y UNAM
- Rosenstock, I. M. (1974). Historical Origins of the Health Belief Model. *The Health Belief Model and Personal Behavior*, 2(4), 328–335.
- Soria, R., Vega C., Nava, Q. (2009). Escala de adherencia terapéutica para pacientes con enfermedades crónicas, baadas en comportamientos explícitos. *Alternartivas En Psicología*, 14(20).
- Uchino, B. N., Cacioppo, J. T., & Kiecolt-Glaser, J. K. (1996). The relationship between social support and physiological processes: a review with emphasis on underlying mechanisms and implications for health. *Psychological Bulletin*, 119(3), 488–531. Retrieved from <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/8668748>
- Velásquez-Monroy, O., Peralta, M. R., Esqueda, A. L., Hernández, G. P., 2000, G. E., Castillo, C. S., ... Tapia, R. (2003). Prevalencia e interrelación de enfermedades crónicas no transmisibles y factores de riesgo cardiovascular en México: Resultados finales de la Encuesta Nacional de Salud (ENSA) 2000 [Prevalence and interrelations of noncommunicable chronic diseases and cardiovascular risk factors in Mexico. Final outcomes from the National Health Survey 2000. *Archivos de Cardiología de México*, 73(1), 62–77.



Factores de Riesgo para Suicidalidad en Adolescentes Escolarizados de Nayarit, México¹

Suicidality Risk Factors for Adolescent Students in Nayarit, Mexico

Raúl Gutiérrez-Mercado², y Ma. Del Rocío Figueroa-Varela

Universidad Autónoma de Nayarit, México

Recibido 29 de junio 2020, Aceptado 1 de marzo 2021

Resumen

Objetivo. Contrastar factores asociados a la suicidalidad considerando el funcionamiento afectivo familiar, niveles de ansiedad, depresión, ideación suicida, desesperanza y pensamientos automáticos en estudiantes de dos secundarias en Tepic, Nayarit, una pública y otra privada. **Método.** Mediante muestreo aleatorio probabilístico se seleccionaron 108 participantes de una secundaria pública y 101 estudiantes de secundaria privada, distribuidos de manera uniforme por sexo y grado. **Instrumentos aplicados:** Datos sociodemográficos, Evaluación del Funcionamiento Familiar, Sensibilidad a la Ansiedad, Escala de Depresión para Adolescentes, Escala de Desesperanza de Beck, Cuestionario de Pensamientos Automáticos y Escala de Suicidalidad de Okasha. **Resultados.** El 7.4% de estudiantes de escuela pública presentan niveles altos y 6.5% muy altos de suicidalidad. La comparación de medias muestra que estudiantes de secundaria pública tienen puntajes más elevados y significativos en desesperanza ($p=.018$), sensibilidad en ansiedad ($p=.001$), ideación suicida ($p=.000$), suicidalidad ($p=.004$), sub-escala de Involucramiento Afectivo Disfuncional ($p=.006$). Los modelos de regresión indican que estar a disgusto consigo mismo es la variable de mayor predicción, apareciendo la separación de los padres como factor del contexto que les afecta. **Conclusión.** Estudiantes de la secundaria pública presentan en mayor medida, variables asociadas a la suicidalidad. La separación de los padres incide en esta problemática.

Palabras Clave: Suicidalidad, Factores de Riesgo, Adolescentes, Estudiantes de Secundaria, Nayarit, México

Abstract

Objective. To contrast factors associated with suicidality considering family affective functioning, anxiety levels, depression, suicidal ideation, hopelessness and automatic thoughts in students from two secondary schools,

1 Los autores de este documento declaran no haber tenido financiamiento para esta investigación. Se agradece el apoyo a las instituciones educativas y estudiantes participantes.

2 Correspondencia: Raúl Gutiérrez Mercado. Universidad Autónoma de Nayarit, México. Correo: ragumer@msn.com

one public and one private, in Tepic, Nayarit, México. Method. Through a probabilistic random sampling, 108 participants from a public secondary school and 101 students from a private secondary school students were selected, distributed uniformly by sex and grade. Instruments: Sociodemographic data, Assessment of Family Functioning, Sensitivity to Anxiety, Depression Scale for Adolescents, Beck's Hopelessness Scale, Automatic Thoughts Questionnaire and Okasha Suicidality Scale. Results. For suicidality; 7.4% of public secondary school students have high levels and 6.5% very high levels. The comparison of means shows that public secondary school students have higher and more significant scores in hopelessness ($p = .018$), anxiety sensitivity ($p = .001$), suicidal ideation ($p = .000$), suicidality ($p = .004$), dysfunctional affective involvement ($p = .006$). The regression models indicate that being unhappy with oneself is the variable with the highest prediction, appearing the separation of the parents as a factor in the context that affects them. Conclusion. Public secondary school students present a greater extent of variables associated with suicidality. The separation of the parents increases the adolescent's problematics.

Keywords: Suicidality, Risk Factors, Adolescence, Secondary Students, Nayarit, Mexico

El suicidio es una conducta que se ha suscitado en la historia del ser humano, oscilando las interpretaciones sociales atribuidas respecto al acto en sí mismo, entre la aceptación y el castigo, una patología, una opción de elección sobre la propia vida, o bien como instrumento de lucha, sufrimiento o reivindicación (Daray, Grendas & Rebok, 2016; Neira, 2017). Actualmente el suicidio es considerado como la conducta resultante de una predisposición sobre la que se instalan ciertos estresores y cuya función es la de escapar de un sufrimiento interminable. Sobre la problemática se investigan factores preventivos, predisponentes, preparantes y precipitantes biológicos y/o psicosociales, que puedan explicar este fenómeno (Daray et al., 2016).

De acuerdo con la Organización Mundial de la Salud (2018), más de 800 mil personas se suicidan anualmente, esto representa una muerte cada 40 segundos, y es la segunda causa de muerte en el grupo etario de 15 a 29 años de edad. Se estima que por cada suicidio consumado existen aproximadamente 20 intentos fallidos del mismo. En México, Ventas (2016) y Usla (2018), mencionan que ocho de cada diez suicidios son cometidos por hombres, debido a la letalidad del método utilizado para quitarse la vida. En el estado de Nayarit, Torres (2019), reporta una tasa de suicidios de 10.5 suicidios por cada 100 mil habitantes, superando al 5.2 de promedio nacional, al reportarse 89 suicidios (Galaviz, 2020).

En 2014 y 2015 se registra una tasa de suicidios de 11.2% y 10.8% con respecto al total de muertes violentas, porcentaje que superó el promedio nacional que constaba de 9.5% y 9.4% en esos mismos años (INEGI, 2020).

Con respecto a individuos jóvenes, en Nayarit en 2016, se registraron 2 casos de suicidio en menores de entre 10 y 14 años de edad, incrementándose a 12 en los quinquenios etarios de 15 a 19 (Anuario Estadístico y Geográfico de Nayarit: Instituto Nacional de Estadística y Geografía, 2017). Esto coincide con lo reportado por Alcocer (2018), en donde se indica que hay incremento en el suicidio en la niñez, puesto que el índice subió de 2.6% a 3.8% en los menores de entre 7 y 10 años.

Cada vez hay más casos de suicidios y comportamiento suicida a temprana edad, se han reportado distintas investigaciones tanto nacionales como internacionales donde se mencionan diversos factores biopsicosociales asociados a esta conducta, tales como el maltrato infantil, abuso sexual, físico y emocional, apego parental interrumpido, interacción de estresores ambientales en la vida temprana con factores genéticos, estrés prenatal, ideación suicida en la infancia, privación emocional y abandono familiar, negligencia infantil, desesperanza, síntomas depresivos, interacción de experiencias adversas en la niñez, apoyo social y diferencias de género (Angelakis, Gillespie & Panagioti, 2019; Brodsky,

2016; Dykxhoorn, Hatcher, Roy-Gagnon & Colman, 2017; Kwok & Gu, 2019; Wan et al., 2019; Whalen, Dixon-Gordon, Belden, Barch & Luby, 2015; Ziker & Snopkowski, 2020) por ello es considerado como problema de salud pública. Entonces resulta imperante comprender cuáles son los factores asociados a la suicidalidad en edades tempranas, así como la distinción de factores predisponentes, a los que se les tiene que prestar más atención para crear programas específicos de prevención en cada contexto.

Sánchez-Tapia, Ostolaza-Vite, Peña-López, Ruíz-Groso y Vega-Dienstaimer (2017), refieren que el término suicidalidad hace mención a una amplia serie de conceptos relacionados con el suicidio que incluye ideas pasivas de muerte, desesperanza, ideación suicida, actos preparatorios para el suicidio, gestos suicidas, comportamiento autolesivo, intentos de suicidio y finalmente suicidio consumado. En varias investigaciones, se han identificado a los problemas familiares como las causas de un potencial intento de suicidio en menores de edad, igualmente se asoció la depresión, la tristeza y la ansiedad como signos y síntomas que pueden propiciar la suicidalidad, aunque también se ha asociado con el consumo frecuente de sustancias psicoactivas legales e ilegales (Alcocer, 2018; García de Alba, Quintanilla-Montoya, Sánchez-Loyo, Morfín-López, & Cruz-Gaitán, 2011; Ortiz, Meza-Meza & Cañón, 2019; Sánchez-Loyo et al.; 2014).

Perales-Blum y Loredó (2015), analizaron la relación entre los problemas familiares y la suicidalidad en adolescentes de entre 10 y 18 años con trastorno depresivo mayor concluyendo que en pacientes adolescente con alto riesgo de suicidalidad, existe una mayor gravedad en los niveles de depresión y ansiedad, y sugirió que los problemas familiares les afectan indirectamente al propiciar la depresión, coincidiendo con lo mencionado por Ruíz y Rivas (2017), quienes reportan como principal desencadenante del intento suicida la discusión o pelea con los padres, tener familia disfuncional y deficiencia de afecto dentro de la misma.

Si se considera que la adolescencia es una etapa del desarrollo humano en donde la maduración biológica se une a retos de integración de objetivos psicosociales tales como la independencia, la imagen corporal,

las relaciones entre amistades, la identidad, entre otros (Güemes-Hidalgo, González-Fierro & Hidalgo, 2017) y que esta etapa se vive en ciertas circunstancias y contextos históricos, culturales, morales, sociales y políticos que les influyen y transforman, es necesario comprender que cualquier política o programa público debe considerar aspectos para atender en forma integral a estas personas en desarrollo (García & Parada, 2018) tomando en cuenta el contexto de escolarización, dado que hay diferencias entre recibir educación en una institución pública y privada, como lo menciona Kaslin (2019), en donde se puede esperar que la infraestructura y servicios ofrecidos en lo privado dan mejor atención al alumnado. Por ello el objetivo de la investigación fue comparar los factores de riesgo que inciden en la suicidalidad en dos grupos de adolescentes escolarizados de un centro educativo público y privado en Nayarit, México y, por ende, abonar a la comprensión de esta problemática según su contexto, dado que la OMS (2019), ubica mayor riesgo a partir de los 15 años, no obstante, como se mencionó; cada vez se reportan casos en menor edad.

Método

Es una investigación, no experimental, realizada con un enfoque de tipo cuantitativo de corte transversal, con diseño de comparación de dos casos típicos. La población consistió en estudiantes de nivel secundaria en turno matutino de la ciudad de Tepic, Nayarit. Mediante el método de muestreo por conveniencia se eligieron dos centros educativos, uno de ellos de tipo público y otro de tipo privado, ubicados en la misma zona geográfica de la ciudad. La secundaria de tipo público cuenta con la infraestructura y personal para ofrecer el modelo básico de educación, su alumnado es por lo general de clase económica media y media baja. A la secundaria privada asiste población de clase media alta y alta, cuenta con servicios de psicopedagógico, infraestructura informática, proporción reducida de estudiantes por docente, así como mejores instalaciones. El tamaño de la muestra de participantes, se calculó mediante el programa estadístico Mac Stat con una significancia del 95% y un margen de error de .01, tomando en conside-

ración las listas de estudiantes inscritos, determinándose una muestra de 108 participantes (54 hombres y 54 mujeres) de una población de 748 para la escuela pública y 101 participantes (47 hombres y 54 mujeres) para la escuela privada, cuya población era de 181. Mediante muestreo aleatorio por cuotas se eligieron participantes de los tres grados de secundaria, quedando equiparadas las muestras; en la escuela pública participaron 18 hombres y 18 mujeres de cada grado. En la escuela privada, también fue el mismo número para el segundo y tercer grado, no así para el primero, que se constituyó por 11 hombres y 18 mujeres. Las características sociodemográficas destacables se muestran en la Tabla 1, en donde se revisa que, en su mayoría, los adolescentes viven con ambos progenitores y que no tienen problemas económicos para solventar sus necesidades básicas que generen discusiones familiares.

Tabla 1
Características de la muestra de adolescentes por tipo de centros escolares

	Tipo de secundaria	
	Pública	Privada
N	108 54 H y 54 M	101 47 H y 54 M
Edad	M=13.19 DE=.901	M=13.58 DE=.875
Padres separados o divorciados	No= 69 (64%) Si=39 (36%)	No= 71 (70%) Si=30 (30%)
Suficiencia económica para necesidades básicas	No= 13 (12%) Si= 95 (88%)	No= 4 (4%) Si=97 (96%)
Frecuencia de discusiones familiares por falta de dinero	Nunca o a veces 99 (92%) Muchas veces o siempre 9 (8%)	Nunca o a veces 91 (90%) Muchas veces o siempre 10 (10%)

Nota: H= hombres; M= mujeres

Instrumentos

Se utilizaron siete instrumentos con el fin de revisar los aspectos ya mencionados en la literatura como predisponentes a la suicidalidad: A) El Cuestionario de datos sociodemográficos adaptado del cuestionario de Conductas Suicidas: Depresión y Riesgo suicida (CCS-

DERS) de González-Forteza et al. (2015). B) El Cuestionario de Evaluación del Funcionamiento Familiar (EEF) de Atri- Zetune (2006), el cual consta de siete subescalas: Involucramiento Afectivo Funcional, Involucramiento Afectivo Disfuncional, que obtuvieron en esta investigación adecuada y moderada fiabilidad ($\alpha=.870$ y $.634$), Patrones de comunicación funcional, patrones de comunicación disfuncional, resolución de problemas y patrones de control de conducta (fiabilidades obtenidas en rangos bajos y muy bajos ($\alpha=.367$, $.110$, $.536$ y $.140$ respectivamente) . C) El Índice de Sensibilidad a la Ansiedad (ASI-3) elaborado por Sandín, Valiente, Chorot y Santed (2007) y estandarizado en México por Jurado-Cárdenas, Jurado-Cárdenas y Campos-Coy (2008) que incluye el factor cognitivo, social y fisiológico, obteniéndose en esta investigación fiabilidades adecuadas de $\alpha=.800$, $.746$ y $.792$; D) La Escala de Depresión para adolescentes del Centro de Estudios Epidemiológicos (CES-D) utilizada en varias investigaciones en México (Bojórquez-Chapela, & Salgado de Snyder, 2009; García-Lara et al., 2018; González-Forteza et al., 2011; González-Forteza, Hermosillo, Vacío-Muro, Peralta & Wagner, 2015); en este estudio se registró también fiabilidades adecuadas para sus subescalas de síntomas somáticos ($\alpha=.797$), Afecto Positivo ($\alpha=.674$) y Afecto negativo ($\alpha=.860$). Se incluyeron tres reactivos añadidos de la Escala de Ideación Suicida de Roberts ya utilizado en México por Rosales-Pérez, Córdova-Osnaya y Cortés-Granados (2015), Córdova – Osnaya, Rosales – Pérez, Guzmán – Luna, y Zuñiga – Villanueva (2013), García-Lara et al. (2018), obteniéndose un $\alpha=.838$. E) La escala de Desesperanza de Beck, utilizado en las investigaciones de Hermosillo-De la Torre, Vacío-Muro, Méndez-Sánchez, Palacios-Salas, y Sahagún-Padilla (2015), Córdova-Osnaya y Rosales-Pérez (2011), González-Tovar y Hernández-Montaña (2012). Este instrumento reflejó fiabilidades de $\alpha=.450$ para el Factor Afectivo, $\alpha=.712$ para Factor Motivacional y $\alpha=.625$ para el Factor Cognitivo, en este estudio. F) El Cuestionario de Pensamientos Automáticos (ATQ-30) reportado en estudios hechos por Mera-Rosales, Hernández-Pozo, Gómez-Reséndez, Ramírez-Guerrero y Mata-Mendoza (2011), en su factor de Disgusto consigo mismo y su circunstancia

obtuvo $\alpha=.952$, para Sensación de culpa y juicio negativo se registra $\alpha=.804$ y para Sensación de ineficacia $\alpha=.891$, lo que indican fiabilidades adecuadas y alta. G) La Escala de Suicidalidad de Okasha, reportado por Perales-Blum y Loredo (2015), misma que en este estudio registra una fiabilidad de $\alpha=.891$ que se puede considerar como adecuada.

Procedimiento

De acuerdo con la Ley General de Salud (Título quinto, Capítulo I, Artículo 100), se obtuvo el consentimiento y asentimiento informado para realizar esta investigación, así como la autorización de las autoridades escolares y de la Sociedad de Padres de Familia de cada plantel escolar; a los estudiantes se les garantizó el anonimato y el manejo confidencial de los datos (Secretaría de Salud, 2012). Se elaboró un cuadernillo homogeneizado y en una misma sesión se reunió a los estudiantes seleccionados, en un espacio facilitado por las autoridades escolares y se explicaron los objetivos y alcances del trabajo que se estaba realizando. Los resultados sobre riesgos en

la salud mental detectados en cada plantel escolar, fueron comunicados a la institución, para su atención y seguimiento.

Resultados

Para el análisis de la información, se utilizó el Paquete Estadístico para las Ciencias Sociales (IBM SPSS® v. 22). Al efectuar el análisis de fiabilidad en cada sub-escala de los instrumentos, aquellos resultados categorizados como “muy baja” o “baja” se evitaron para el análisis posterior de los datos. De los descriptivos de mayor interés para identificar posibles casos clínicos, se efectuó un análisis de sintomatología depresiva encontrando mayor número de casos con diversos síntomas de problemática en estudiantes de la escuela pública como se revisa en la Tabla 2. Para esta categorización se utilizó la mediana y las desviaciones estándar.

Mediante la prueba t de Student para muestras independientes se observa que, a excepción de la CES-D y del ATQ-30, en los demás instrumentos: el ASI-3, la E.I.S.R, la D.B y la E.S.O se encontraron diferencias de medias estadísticamente significativas

Tabla 2
Clasificación de los puntajes obtenidos al evaluar factores relacionados a la suicidalidad, en adolescentes entre 12 y 15 años

Instrumento	Tipo de escuela	Nivel de gravedad									
		Sin datos clínicos		Leve		Moderado		Alto		Muy alto	
		f	%	f	%	f	%	f	%	f	%
ASI-3	Pública	0	0.0	9	8.3	67	62.0	22	20.4	10	9.3
	Privada	0	0.0	4	4.0	82	81.2	14	13.9	1	1.0
CES-D	Pública	11	10.2	40	37.0	29	27.9	10	9.3	18	10.7
	Privada	3	3.0	49	48.5	33	32.7	10	9.9	6	5.9
E.I.S.R	Pública	61	56.5	24	22.2	7	6.5	5	4.6	11	10.2
	Privada	73	72.3	24	23.8	3	3.	1	1.0	0	0.0
D.B	Pública	13	12.0	39	36.1	24	22.2	18	16.7	14	13.0
	Privada	14	13.9	53	52.5	18	17.8	6	5.9	10	9.9
ATQ-30	Pública	4	3.7	45	41.7	32	29.6	15	13.9	12	11.1
	Privada	2	2.0	54	53.5	28	27.7	14	13.9	3	3.0
E.S.O	Pública	58	53.7	20	18.5	15	13.9	8	7.4	7	6.5
	Privada	67	63.3	19	18.8	11	10.9	3	3.0	1	1.0

Nota: ASI-3 = Índice de Sensibilidad a la Ansiedad; CES-D = Escala de Depresión para adolescentes del Centro de Estudios Epidemiológicos; E.I.S.R = Escala de Ideación Suicida de Roberts; D.B = Escala de Desesperanza de Beck; ATQ-30 = Cuestionario de Pensamientos Automáticos; E.S.O = Escala de Suicidalidad de Okasha

entre los puntajes del centro escolar público y el privado. Así como también se muestran resultados muy significativos entre aquellos participantes con y sin intento de suicidio durante los últimos 12 meses (ver Tabla 3). Se encontró que hay mayor riesgo de suicidio en adolescente de escuelas públicas, aunque en ambas escuelas secundarias fueron un total de 21 participantes quienes reportaron haber tenido uno o más intentos de suicidio durante los últimos 12 meses; 19 de la escuela pública (17.59%); 11 mujeres y 8 hombres (20.37% y 14.81% respectivamente), y únicamente 2 hombres (4.25%) de la escuela privada.

De la comparación de medias se desprende que en la escuela pública el grupo de adolescentes presenta más sensibilidad a la ansiedad y desesperanza, obteniendo mayores puntajes en la ideación suicida y por ende en la suicidalidad. Quienes ya han efec-

tuado un intento suicida, presentan más síntomas de ansiedad y depresión, desesperanza, tienden a autosoportarse con pensamientos automáticos y tienen un involucramiento disfuncional con su familia. Ahora bien, al realizar los análisis de correlaciones entre los instrumentos, destaca en la muestra de estudiantes de secundaria pública que las correlaciones más fuertes fueron entre el los pensamientos automáticos y la depresión (ATQ-30 y CES-D; $r=.770$), entre la suicidalidad y la ideación suicida (E.S.O. y E.I.S.R, $r=.744$) y entre la suicidalidad y los pensamientos automáticos (E.S.O y ATQ-30, $r=.712$). Mientras que en estudiantes de la secundaria privada destaca, aunque no con la misma fuerza, la correlación entre ATQ-30 y la CES-D ($r=.693$), entre el ATQ-30 y la D.B ($r=.652$) y entre el ATQ-30 y el ASI-3 ($r=.636$) como se muestra en la tabla 4.

Tabla 3

Comparativo de medias en acorde al tipo de escuela al que asisten estudiantes de secundaria y si reportan intento suicida en los últimos 12 meses

Instrumento	Tipo de escuela				Intento suicida			
	Pública (n=108)		Privada (n=101)		No (n=188)		Sí (n=21)	
	M	DE	M	DE	M	DE	M	DE
Involucramiento Afectivo Funcional	66.25	10.29	67.74	10.11	67.54	11.82	61.94	9.88
	$t_{207} = -1.050; .295$				$t_{207} = 2.429; p=.016$			
Involucramiento Afectivo Disfuncional	27.51	6.29	25.24	5.53	26.11	4.91	29.11	6.07
	$t_{207} = 2.76; p=.006$				$t_{207} = -2.240; p=.026$			
ASI-3	34.26	11.59	29.58	8.023	31.29	9.895	38.38	11.608
	$t_{207} = 3.368; p=.001^{**}$				$t_{207} = -3.061; p= .003^{**}$			
CES-D	16.51	11.868	13.91	9.422	14.22	10.303	24.48	11.107
	$t_{207} = 1.743; p=.082$				$t_{207} = -4.292; p= .000^{**}$			
E.I.S.R	1.56	2.57	0.46	0.975	0.7	1.515	3.95	3.442
	$t_{207} = 4.073; p=.000^{**}$				$t_{207} = -7.874; p= .000^{**}$			
D.B	4.63	4.05	3.38	3.472	3.59	3.382	7.90	5.253
	$t_{207} = 2.394; p=.018^*$				$t_{207} = -5.200; p= .000^{**}$			
ATQ-30	33.13	28.394	26.87	20.61	27.09	22.338	57.10	31.994
	$t_{207} = 1.813; p= .071$				$t_{207} = -5.562; p= .000^{**}$			
E.S.O	1.76	2.771	0.84	1.554	0.8	1.448	5.95	3.263
	$t_{207} = 2.925; p= .004^{**}$				$t_{207} = -13.101; p= .000^{**}$			

Nota: **Diferencia de medias estadísticamente significativas en el nivel 0.01 (bilateral). *Diferencia de medias estadísticamente significativas en el nivel 0.05 (bilateral). ASI-3 = Índice de Sensibilidad a la Ansiedad; CES-D = Escala de Depresión para adolescentes del Centro de Estudios Epidemiológicos; E.I.S.R = Escala de Ideación Suicida de Roberts; D.B = Escala de Desesperanza de Beck; ATQ-30 = Cuestionario de Pensamientos Automáticos; E.S.O = Escala de Suicidalidad de Okasha

Tabla 4

Correlación entre variables asociadas a la suicidalidad en los grupos de estudiantes distintas escuelas secundarias

Escuela pública	1.E.F.F/Invol. Afec. Funcional	1	2	3	4	5	6	7	8
(n=108)	2.E.F.F/Invol. Afectivo disfuncional	-.293**	-						
	3.ASI-3	-.227*	.503**	-					
	4.CES-D	-.422**	.330**	.561**	-				
	5.E.I.S.R	-.460**	.242*	.480**	.680**	-			
	6.D.B	.458**	.398**	.499**	.618**	.545**	-		
	7.ATQ-30	.516**	.405**	.574**	.770**	.687**	.691**	-	
	8.E.S.O	-.529**	.237*	.373**	.605**	.744**	.593**	.712**	-
	Escuela privada	1.E.F.F/Invol. Afec. Funcional	1	2	3	4	5	6	7
(n=101)	2.E.F.F/Invol. Afectivo disfuncional	.618**	-						
	3.ASI-3	-.208*	.487**	-					
	4.CES-D	.325**	.448**	.491**	-				
	5.E.I.S.R	0.045	0.01	0.026	.302**	-			
	6.D.B	-.360**	.445**	.438**	.603**	0.182	-		
	7.ATQ-30	-.323**	.422**	.636**	.693**	.283**	.652**	-	
	8.E.S.O	-.289**	.302**	.372**	.352**	.299**	.363**	.456**	-

Nota: **. La correlación es significativa en el nivel 0.01 (bilateral); * la correlación es significativa en el nivel 0.05 (bilateral) ASI-3 = Índice de Sensibilidad a la Ansiedad; CES-D = Escala de Depresión para adolescentes del Centro de Estudios Epidemiológicos; E.I.S.R = Escala de Ideación Suicida de Roberts; D.B = Escala de Desesperanza de Beck; ATQ-30 = Cuestionario de Pensamientos Automáticos; E.S.O = Escala de Suicidalidad de Okasha

Esto indica que la presencia de pensamientos automáticos (ATQ-30) se asocia con los estados depresivos (CES-D) en ambas escuelas secundarias, resaltando que en la escuela privada se asocia más con estados de desesperanza y ansiógenos, mientras que en la pública con estados de suicidalidad. Por último, cabe mencionar que tiene sentido la correlación existente entre la E.S.O y la E.I.S.R en la secundaria pública, puesto que ambos instrumentos miden directamente constructos relacionados con el suicidio.

Para revisar cuál de los factores pudieran representar mayor riesgo para la suicidalidad, en el grupo total de adolescentes de ambos planteles, se efectuaron dos análisis a través de regresión lineal múltiple, por el método de pasos sucesivos, tomando como variable dependiente en uno el riesgo suicida en los últimos 12 meses, evaluado a través del instrumento de Okasha, y en otro, el riesgo para la semana anterior a la aplicación, evaluado por los reactivos del instrumento de Roberts, obteniéndose como predictor de

esta variable, en ambos análisis el disgusto consigo mismo y su circunstancia, en donde los puntajes más altos fueron obtenidos en los reactivos 6. Siento que no puedo seguir y reactivo 9. Mi vida está siguiendo un curso que no me gusta. Cuando se toma en cuenta la temporalidad de la idea suicida en el último año, se registra en adolescentes problemáticas en sus relaciones afectivas, lo cual los puede llevar a la desesperanza (ver Tabla 5).

Sin embargo, cuando ya se refiere a la ideación en la última semana, hay presencia de, además del disgusto consigo mismo, de afecto negativo (Reactivo 3. Sentía que no podía quitarme la tristeza, ni con la ayuda de mi familia o amigos y reactivo 19. Sentía que no les caía bien a los demás) y aparece además la variable de tener padres separados o divorciados.

En síntesis, los modelos de regresión que se muestran en la tabla 5 indican que, en los adolescentes hay mayor riesgo suicida cuando se inician a sentir en disgusto consigo mismos, lo que les genera un estado

Tabla 5
Modelos de Regresión Lineal para riesgo de suicidalidad, en adolescentes estudiantes de secundaria

Escala de suicidalidad de Okasha	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados	Valor de p
	B	Error estándar	Beta	
(Constante)	2.297	0.968		.019
Disgusto consigo mismo y su circunstancia	.091	.011	.510	.000
Involucramiento afectivo funcional	-.034	.013	-.149	.012
Desesperanza	.371	.154	0.146	.017
R2= 0,420				
Escala de ideación suicida Roberts	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados	Valor de p
	B	Error estándar	Beta	
(Constante)	-.154	0.86		>.05
Disgusto consigo mismo y su circunstancia	.030	.049	0.369	.000
Sensación de culpa y juicio negativo	.069	.006	.313	.000
Padres separados o divorciados	0.262	.121	0.116	.031
R2= 0,43				

de afecto negativo, y si en su circunstancia de vida actual existe la separación de sus padres, esto puede significar una variable sustancialmente importante que genera mayor estrés, lo cual los lleva a tener pensamientos suicidas.

Discusión

El objetivo de esta investigación fue hacer un estudio comparativo entre dos grupos poblacionales de adolescentes entre 12 y 15 años de una secundaria pública y otra privada, por ello, es el primero en reportarse tomando esta edad como referencia en la entidad de Nayarit, México. De los resultados obtenidos hay coincidencia con lo encontrado por Mosquera (2016), quien refiere como principales factores de riesgo al suicidio el ser adolescente, estudiante de secundaria, contar con rigidez cognitiva, pensamientos e ideas suicidas, altos niveles de desesperanza, depresión y ansiedad.

Con respecto a la problemática familiar como un factor incidente en la suicidalidad en los adolescentes se coincide con varias investigaciones (Alcocer, 2018; Burgos et al., 2017; Eguiluz-Romo & Ayala-Mira,

2014; García de Alba et al., 2011; Ortíz et al., 2019; Ruíz & Rivas, 2017; Sánchez-Loyo et al., 2014; Sánchez-Tapia et al., 2017) en donde se revisa que adolescentes con intento de suicidio, la problemática y disfuncionalidad familiar, eran la principal causa para atentar contra su vida. Cabe aclarar que en esta investigación no se abordó directamente la presencia o ausencia de problemas familiares en los participantes, pero sí se encontró que en los adolescentes con padres separados o divorciados existía mayor riesgo de suicidalidad, al ser uno de los factores que aparece en los modelos predictores del riesgo suicida, fuera de su problemática personal, esto indica que la dinámica dentro de la familia influye de manera directa o indirecta sobre las conductas suicidas de algún miembro de la misma, por lo cual sería imprescindible reforzar las estrategias que prioricen la salud mental familiar y la detección precoz de conductas suicidas.

Asimismo, cabe destacar que a excepción de la sub escala de involucramiento afectivo funcional, del instrumento para detectar niveles de depresión (CES-D), así como el instrumento de pensamientos automáticos (ATQ-30), todas las demás pruebas (ASI-3, E.I.S.R, D.B, E.S.O) junto con la sub escala

de involucramiento afectivo disfuncional, arrojaron diferencias estadísticamente significativas mediante la prueba t de Student al comparar la muestra de la escuela pública y la privada, en donde el plantel escolar público obtuvo puntajes más altos, mismos que los ponen en un riesgo de suicidalidad mayor.

Ahora bien, en contraparte a lo referido por Eguluz-Romo y Ayala-Mira (2014), quienes en su estudio no registraron altos índices de depresión en adolescentes, en esta investigación sí se encuentran casos en adolescentes con depresión de moderada a severa. Pero sí se coincide en que ya desde edad temprana se inicia la ideación suicida, aunque a diferencia de lo reportado por Perales-Blum y Loredó (2015), no son altos los índices de suicidalidad. Cabe aclarar que Perales-Blum y Loredó (2015), trabajaron con muestras clínicas, mientras que en esta investigación fueron muestras no clínicas, lo que habla de distintos contextos de evaluación.

Al comparar factores asociados a la suicidalidad entre adolescentes con y sin intento de suicidio, como era de esperarse, aquellos que ya reportan intentos previos obtuvieron medias más altas y muy significativas en todos los instrumentos utilizados, concordando con lo señalado por Hermsillo de la Torre et al. (2015), y lo reportado por la OMS (2018) al referir que un intento de suicidio no consumado es el factor de riesgo individual más importante. Así, García-Lara et al. (2016), mencionan que la presencia de sintomatología depresiva aumentaba hasta nueve veces la probabilidad de presentar ideación suicida, lo cual se asemeja a lo encontrado en esta investigación, sobre todo en la muestra de la secundaria pública.

Un hallazgo relevante fue encontrar en mayor proporción niveles de ansiedad desde moderados hasta muy altos, esto indica que la ansiedad es un factor común de riesgo en ambos contextos escolares, pudiendo desembocar no necesariamente en el aumento de suicidalidad, pero sí al desarrollo de posteriores trastornos afectivos, somatomorfos, o propiamente los mismos relacionados con la ansiedad, los cuáles al conjuntarse con otros factores de riesgo llevarían ya a propiciar un mayor riesgo de suicidio. Es preciso destacar que la etapa de la adolescencia al ser un periodo de vida de muchos cambios físicos,

cognitivos y biológicos puede favorecer en que la sensibilidad a la ansiedad también se vea aumentada, por lo cual sería oportuno diseñar programas o actividades para afrontar este factor de riesgo antes de que progrese y pueda ser más nocivo para la salud mental de los adolescentes, independientemente del contexto educativo en el que se encuentren, sumándose así a la propuesta de Güemes-Hidalgo, González-Fierro e Hidalgo, (2017) en el sentido de hacer una atención integral al adolescente y no solo considerarlo desde una arista de su desarrollo humano.

Otro hallazgo relevante en el presente estudio es que existen más hombres que mujeres quienes presentan un mayor riesgo de suicidalidad en la institución secundaria de carácter privado y que en la pública son las mujeres quienes presentan mayor riesgo, esto pone de manifiesto las intersecciones de factores como el sexo y los contextos educativos a ser considerados, cuando se haga un abordaje para prevenir o atender esta problemática.

Se puede concluir, de acuerdo a los resultados de la investigación, que los factores asociados a la suicidalidad estudiados se presentan de manera distinta en la muestra de estudio dependiendo de si se es hombre o mujer y del contexto educativo. Son las mujeres que asisten al centro educativo público, quienes presentaron mayores niveles de los factores asociados a la suicidalidad que fueron estudiados en la presente investigación (ansiedad, depresión, ideación suicida en últimos 7 días, desesperanza, pensamientos automáticos, suicidalidad en últimos 12 meses), además de ello se destaca que a excepción de los niveles de ansiedad, en todas las demás variables se obtuvieron diferencias significativas al compararse con su contraparte femenina en la institución privada.

En segundo lugar, de riesgo, se encuentran los hombres adolescentes de la escuela secundaria pública, seguidos por la muestra masculina de la secundaria privada, y finalmente quienes presentan menor riesgo de suicidalidad fue la muestra femenina de la institución privada. El subgrupo que reportó mayores intentos de suicidio fueron las adolescentes de la escuela secundaria pública.

También se destaca que la estructura familiar y el involucramiento afectivo con la familia, de alguna

manera funge como un mediador, ocasionando que las variables asociadas a la suicidalidad estudiadas en este trabajo tengan mayores puntajes en quienes reportaron tener a sus padres separados o divorciados, arrojando diferencias muy significativas en todos los instrumentos utilizados a excepción del ASI-3, encargado de detectar síntomas de ansiedad, por ello se infiere que involucrarse de manera adecuada con la familia funciona como factor de protección ante el riesgo de suicidio. Es importante puntualizar que hablamos de estudiantes de entre 12 y 15 años de edad, considerados como adolescentes tempranos, en donde típicamente se atribuyen características como labilidad emocional, y se desconocen los términos de la separación de sus padres, así como la edad que ellos/ellas tenían en ese momento y la manera o connotación positiva o negativa que le dieron a la situación.

De igual manera se debe entender precisamente que los contextos de las escuelas privadas son diferentes a las públicas, primero por el número de estudiantes que acuden a ellas, segundo por los servicios con los que cuentan, pues, como se mencionó anteriormente; en la escuela privada se tienen servicios de atención psicopedagógica, infraestructura informática, proporción reducida de estudiantes por docente, así como mejores instalaciones. Con base en los hallazgos, se podría recomendar el diseño de pláticas psicoeducativas o conferencias que aborden la temática de la expresión emocional sin estereotipos de género, pues como ya lo reportaron Villanueva-Blasco y Grau-Alberola (2019) hay mayor interiorización de estos estereotipos en los hombres adolescentes tempranos. Con ello se podrá influir para que las y los adolescentes tengan estrategias de respuesta a los conflictos socio-afectivos que se unen a los cambios endócrinos y que por sí mismos son estresores biopsicosociales. Esta turbulencia puede provocarles ansiedad y pensamientos automáticos que podría llevarlos a distorsiones cognitivas y a síntomas de depresión con los cuales se puede detonar la ideación suicida (Álvarez, Moreno & Cisternas, 2019).

Análogamente, resulta indispensable implementar actividades que incidan en estrategias de afrontamiento adecuadas para las problemáticas detectadas, así como involucrar a los padres de

familia en las mismas, fomentando la comunicación e interacción socio-emocional. El propiciar espacios para la reflexión y expresión en adolescentes, incidirá en encontrar elementos para la resignificación de la familia cuando se separan los padres, la aceptación por los pares, la identidad personal, corporeidad y el inicio de las relaciones de noviazgos. Al presentarse mayores riesgos en estudiantes de la secundaria pública, hace necesario revisar las políticas educativas en lo que se refiere a la estructura y organización de sus recursos humanos, pues educar en forma integral implica también atender la salud mental, es por ello necesario diseñar y planear protocolos específicos de intervención que puedan fungir como protección de la suicidalidad, tales como pláticas, talleres, conferencias, o incluso el incluir dentro de su plantilla de trabajadores a psicólogos y psicoterapeutas especializados para ofrecer sus servicios y que puedan dar abasto a la alta cantidad de estudiantes existentes dentro del sector educativo público.

Dentro de las limitaciones de este estudio se puede mencionar que se necesita aplicar a una mayor diversidad de centros educativos y que también se efectúe una comparación de estudiantes que asisten a turno vespertino que pueden tener otros contextos y circunstancias que incidan en la suicidalidad.

Conflicto de intereses

Los autores de este documento declaran no tener conflictos de intereses.

Referencias

- Alcocer, J. (2018). (9 de septiembre de 2018). Más de 22 millones de jóvenes en riesgo de suicidio. Publimetro. Recuperado de <https://www.publimetro.com.mx/mx/nacional/2018/09/09/mas-de-22-millones-de-jovenes-en-riesgo-de-suicidio.html>
- Álvarez, L. V., Moreno, N. Y. A. y Cisternas, R. B. (2019). Las distorsiones cognitivas y el riesgo de suicidio en una muestra de adolescentes chilenos y colombianos: un estudio descriptivo-correlacional. *Psicogente*, 22(41), 1-22. <https://doi.org/10.17081/psico.22.41.3308>
- Angelakis, I., Gillespie, E., & Panagioti, M. (2019). Childhood maltreatment and adult suicidality: A

- comprehensive systematic review with meta-analysis. *Psychological Medicine*, 49(7), 1057-1078. Doi:10.1017/S0033291718003823
- Atri - Zetune R. (2006). Cuestionario de Evaluación del Funcionamiento Familiar (EFF). En M. L. Velasco - Campos y M. del R. Luna - Portilla (Compiladoras), *Instrumentos de evaluación en terapia familiar y de pareja*. México: Pax
- Bojorquez-Chapela, I. y Salgado de Snyder, N. (2009). Características psicométricas de la Escala Center for Epidemiological Studies-depression (CES-D), versiones de 20 y 10 reactivos, en mujeres de una zona rural mexicana. *Salud mental*, 32(4), 299-307.
- Brodsky, B.S. (2016). Early Childhood Environment and Genetic Interactions: The Diathesis for Suicidal Behavior. *Current Psychiatry Reports* 18, 86. <https://doi.org/10.1007/s11920-016-0716-z>
- Burgos, G.V., Narváez, N.N., Bustamante, P.S., Burrone, M.S., Fernández, R. y Abeldaño, R.A. (2017). Funcionamiento familiar e intentos de suicidio en un hospital público de Argentina. *Acta de Investigación Psicológica*, 7(3), 2802-2810. <https://doi.org/10.1016/j.aiprr.2017.11.009>
- Córdova - Osnaya, M., Rosales - Pérez, J., Guzmán - Luna, B. y Zuñiga - Villanueva, G. (2013). Características de estudiantes con y sin ideación suicida del Colegio de Bachilleres de San Luis Potosí (México). *Salud y Sociedad*, 4(2),120-134.
- Córdova - Osnaya, M., y Rosales - Pérez, J. (2011). Consistencia interna y estructura factorial de la Escala de Desesperanza de Beck en estudiantes mexicanos. *Revista de Psicología (PUCP)*, 29(2), 289-309.
- Daray, F., Grendas, L. y Rebok, F. (2016). Cambios en la conceptualización de la conducta suicida a lo largo de la historia: desde la antigüedad hasta el DSM-5. Changes in the conceptualization of suicidal behavior throughout history: from antiquity to the DSM-5. *Revista de la Facultad de Ciencias Médicas* 2016, 73(3),205-211. <https://doi.org/10.31053/1853.0605.v73.n3.12457>
- Dykxhoorn, J., Hatcher, S., Roy-Gagnon, M. H., & Colman, I. (2017). Early life predictors of adolescent suicidal thoughts and adverse outcomes in two population-based cohort studies. *PloS one*, 12(8). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0183182>
- Eguiluz-Romo, L., y Ayala-Mira, M. (2014). Relación entre ideación suicida, depresión y funcionamiento familiar en adolescentes. *Psicología Iberoamericana*, 22(2), 72-80.
- Galaviz, E. (2020). En Nayarit, destacó BB por más suicidios que en 2019. Nayarit Altivo. Recuperado de <http://www.nayaritaltivo.com.mx/nota.php?id=8035>
- García de Alba, J., Quintanilla-Montoya, R., Sánchez-Loyo, L., Morfín-López, T. y Cruz-Gaitán, J. (2011). Consenso Cultural sobre el Intento de Suicidio en Adolescentes. *Revista Colombiana de Psicología*, 20(2), 167-179.
- García, C. y Parada, D. (2018). “Construcción de adolescencia”: una concepción histórica y social inserta en las políticas públicas. *Universitas Humanística*, 85(85). 347-373. DOI:10.11144/javeriana.uh85.cach
- García-Lara, G.A., Ocaña-Zuñiga, J., Cruz-Pérez, O., Hernández-Solís, S., Pérez-Jiménez, C.E., y Cabrera-Méndez, M. (2016). Variables predictoras de la ideación suicida y sintomatología depresiva en adolescentes de Chiapas, México. *Ciencia y Salud de Coletiva*. 2018, 23(4), 1089-1096. <https://doi.org/10.1590/1413-81232018234.14492016>.
- González - Forteza, C., Hermosillo, A., Vacío - Muro, M., Peralta, R. y Wagner, F. (2015). Depresión en adolescentes. Un problema oculto para la salud pública y la práctica clínica. *Boletín Médico del Hospital Infantil de México*. 72(2), 149 - 155. Doi: 10.1016/2015.05.006
- González-Forteza, C., Solís, C., Jiménez, A., Hernández, I., González-González, A., Juárez, F.,...Fernández-Varela, H. (2011). Confiabilidad y validez de la escala de depresión CES-D en un censo de estudiantes de nivel medio superior y superior, en la Ciudad de México. *Salud Mental*, 34(1), 53-59.
- González-Forteza, C., Juárez-López, C. E., Montejo-León, L. de los A., Oseguera- Díaz, G., Wagner-Echeagaray, F. A., y Jiménez-Tapia, A. (2015). Ideación suicida y su asociación con drogas, depresión e impulsividad en una muestra representativa de estudiantes de secundaria del estado de Campeche, México. *Acta Universitaria*, 25(2), 29-34. Doi: 10.15174/au.2015.862
- González-Tovar, J. y Hernández-Montaño, A. (2012). La desesperanza aprendida y sus predictores en jóvenes: Análisis desde el modelo de Beck. *Enseñanza e investigación en Psicología*, 17 (2), 313-327.
- Güemes-Hidalgo, M., González-Fierro, M., e Hidalgo, M. (2017). Pubertad y adolescencia. *ADOLESCERE. Revista de Formación Continuada de la Sociedad Española de Medicina de la Adolescencia*, 5(1), 07-22.
- Hermosillo-De la Torre, A. E., Vacío-Muro, M. de los A., Méndez-Sánchez, C., Palacios-Salas, P., y Sahagún-Padilla, M. Á. (2015). Sintomatología depresiva, desesperanza y recursos psicológicos: Una relación con la tentativa de suicidio en una muestra de adolescentes mexicanos. *Acta Universitaria*, 25(2), 52-56. Doi: 10.15174/au.2015.900
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI, 2017). Anuario estadístico y geográfico de Nayarit 2017. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. México.

- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2020). Porcentaje de muertes por suicidio con respecto al total de muertes violentas (Porcentaje). Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/app/buscador/default.html?q=suicidios#tabMCCollapse-Indicadores>
- Jurado-Cárdenas, S., Jurado-Cárdenas, D. y Campos-Coy, P.E. (2008) Sensibilidad a la ansiedad y conducta de fumar en pacientes con ansiedad y depresión. *Revista Electrónica de Iztacala*, 11(4). 112-127.
- Kaslin, M., P. (2019). Desigualdades entre el sector educativo público y el privado: una competencia aguerida por un mercado inexistente. Instituto Nacional Para la Evaluación de la Educación. Recuperado de <https://historico.mejoredu.gob.mx/desigualdades-entre-el-sector-educativo-publico-y-el-privado-una-competencia-aguerida-por-un-mercado-inexistente/>
- Kwok, S.Y.C.L., & Gu, M. (2019). Childhood Neglect and Adolescent Suicidal Ideation: a Moderated Mediation Model of Hope and Depression. *Prevention Science*, 20, 632–642. <https://doi.org/10.1007/s11121-018-0962-x>
- Mera-Rosales, A., Hernández-Pozo, M. del R., Gómez-Reséndez, J., L. Ramírez-Guerrero, N. y Mata-Mendoza, M. de los A. (2011). Características psicométricas del Cuestionario de Pensamientos Automáticos Negativos (ATQ-30) en población mexicana. *Journal of behavior, health and social issues (México)*, 3 (2),61-75. Doi: <https://dx.doi.org/10.5460/jbhsi.v3.2.29923>
- Mosquera, L. (2016). Conducta suicida en la infancia: Una revisión crítica. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 3 (1), 9 – 18.
- Neira, H. (2017). Suicidio soberano y suicidio patológico. *Ideas y Valores*, 66 (164), 151-179. Doi: 10.15446/ideasyvalores.v66n164.45177
- Organización Mundial de la Salud. (2018). Salud Mental: Fortalecer nuestra respuesta. Recuperado de <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/mental-health-strengthening-our-response>
- Organización Mundial de la Salud. (2019). Salud Mental: Salud mental del adolescente. Recuperado de <https://www.who.int/es/news-room/factsheets/detail/adolescent-mental-health>
- Ortiz E., Meza-Meza, M. y Cañón, S.. (2019). Determinación de los factores de riesgo asociados a la conducta suicida en adolescentes. *Collection of Articles on Medicine*. Recuperado de https://www.scipedia.com/public/Ortiz_et_al_2019a
- Perales-Blum, M. y Loredó, L. (2015). Disfunción familiar y suicidalidad en adolescentes con trastorno depresivo mayor. *Salud Mental*, 38(3), 195 – 200. Doi: 10.1016/j.bmhmx.2015.05.006
- Rosales-Pérez, J., C., Córdova-Osnaya, M. y Cortés-Granados, R. (2015). Confiabilidad y Validez de la Escala de Ideación Suicida de Roberts. *Journal of Behavior, Health and Social Issues (México)*, 7(2),31–41. <https://doi.org/10.5460/jbhsi.v7.2.44302>
- Ruiz, A., y Rivas, A. (2017). Disfunción familiar en pacientes con intento de suicidio en el área de urgencias pediátricas. *Salud pública de México*, 59(3), 209 – 210. Doi: /10.21149/8326
- Sánchez – Loyo, L.M., Morfín, T., García de Alba, J., Quintanilla – Montoya, R., Hernández, R., Contreras, E. y Cruz – Gaitán, J. (2014). Intento de suicidio en adolescentes mexicanos: Perspectiva desde el Consenso Cultural. *Acta de Investigación Psicológica*, 4(1),1446–1458. [https://doi.org/10.1016/S2007-4719\(14\)70386-2](https://doi.org/10.1016/S2007-4719(14)70386-2)
- Sánchez-Tapia, F.R., Ostolaza-Vite, A. R., Peña-López, E. A., Ruiz-Grosso, P. J. y Vega-Dienstmaier, J. M. (2017). Frecuencia de tendencias suicidas (suicidalidad) y factores asociados en mujeres durante el primer año postparto. *Revista de Neuro-Psiquiatría*, 80(3),172-180. Doi: <https://dx.doi.org/10.20453/rnp.v80i3.3154>
- Sandín, B., Valiente, R., Chorot, P. y Santed, M. (2007). ASI-3: Nueva escala para la evaluación de la sensibilidad a la ansiedad. *Revista de psicopatología y psicología clínica*, 12(2),91-104. Doi: 10.5944/rppc.vol.12.num.2.2007.4036
- Secretaría de Salud (2012). Ley General de Salud. México: Secretaría de Salud.
- Torres, I. (11 de septiembre de 2019). Bahía, primer lugar en suicidios en Nayarit. Recuperado de. <https://tribunadelabahia.com.mx/noticias/bahia-de-banderas/bahia-primer-lugar-en-suicidios-en-nayarit-27823>
- Usla, H. (10 de septiembre de 2018). Ocho de cada diez suicidios en México son cometidos por hombres. El financiero. Recuperado de <http://www.elfinanciero.com.mx/nacional/ocho-de-cada-diez-suicidios-en-mexico-son-cometidos-por-hombres>.
- Ventas, L. (2016). (1 de abril de 2016). ¿Por qué los hombres se suicidan más que las mujeres? BBC Mundo. Recuperado de https://www.bbc.com/mundo/noticias/2016/04/160330_salud_suicidio_tasa_mas_alta_hombres_lv
- Villanueva Blasco, V. J. y Grau-Alberola, E. (2019). Diferencias por sexo y edad en la interiorización de los estereotipos de género en la adolescencia temprana y media. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology* 17(47),107-128. DOI: 10.25115/EJREP.V17I47.2184
- Wan, Y., Chen, R., Ma, S., McFeeters, D., Sun, Y., Hao, J., & Tao, F. (2019). Associations of adverse childhood experiences and social support with self-injurious behaviour and suicidality in adolescents. *The British Journal of Psychiatry*, 214(3), 146-152. Doi: 10.1192/bjp.2018.263

Whalen, D. J., Dixon-Gordon, K., Belden, A. C., Barch, D., & Luby, J. L. (2015). Correlates and consequences of suicidal cognitions and behaviors in children ages 3 to 7 years. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 54(11),926-937. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2015.08.009>

Ziker, J. P., & Snopkowski, K. (2020). Life-History Factors Influence Teenagers' Suicidal Ideation: A Model Selection Analysis of the Canadian National Longitudinal Survey of Children and Youth. *Evolutionary Psychology*, 18(3),1-17. <https://doi.org/10.1177/1474704920939521>



ORIGINAL

Estudio Psicométrico de la Escala de Cribaje del Riesgo Suicida (ECRS) para Población Infantil de Michoacán, México

Psychometric Study of the Suicide Risk Screening Scale (ECRS) for the Child Population of Michoacán, Mexico

Margarita Vega Vázquez^{1,a}, Gabriela Navarro Contreras^b,
y Ferrán Padrós Blázquez^c

^a Universidad de Guadalajara, México

^b Universidad de Guanajuato, México

^c Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, México

Recibido 22 de junio 2020, Aceptado 1 de marzo 2021

Resumen

Debido a la necesidad de disponer de una escala de cribaje para identificar niños en riesgo suicida (ECRS), el objetivo del presente estudio fue adaptar *ítems* principalmente del inventario de BRFL-A de Osman et al. (1996) a población infantil de Michoacán (México). Previo a la evaluación de las características psicométricas, los reactivos fueron traducidos al español, usando el método de traducción re-traducción, se realizaron modificaciones en algunos *ítems* y en las opciones de respuesta para adecuarlos tanto a la cultura como al nivel de comprensión en niños de primaria. Participaron 175 niños(as) de 8 a 12 años de edad ($M=9.69$; $DE.=1.14$) de los cuales el 57.7% eran participantes femeninas. Se estudió la consistencia interna del instrumento mediante el Alpha de Cronbach obteniendo un $\alpha=.872$ para el total de la escala, y los valores de los factores oscilaron de $\alpha=.702$ a $\alpha=.883$. El análisis factorial de componentes principales con rotación ortogonal (*varimax*), arrojó una solución de cuatro factores que explican 68.36% de varianza. La presente versión muestra ser lingüística y psicométricamente apropiada para evaluar las razones para vivir en niños de Michoacán (México). El instrumento puede utilizarse a modo de cribaje para detectar niños con riesgo de suicidio y brindarles un tratamiento oportuno.

Palabras Clave: Inventario, Psicometría, Adaptación, Riesgo Suicida, Niños

1 Correspondencia: Margarita Vega Vázquez, Celular 4432601899, correo electrónico magui.vev@gmail.com, Gabino Vázquez #113, Col. Nicolaitas Ilustres, C. P. 58149, Morelia, Michoacán

Abstract

Owing to the need for a screening scale to identify children at risk of suicide (ECRS), the objective of the present study was to adapt items mainly from the BRFL-A inventory of Osman et al. (1996) to the child population of Michoacán (Mexico). Prior to the evaluation of the psychometric characteristics, the items were translated into Spanish, using the translation-re-translation method, modifications were made in some items and in the response options to adapt them to both the culture and the level of understanding in children from elementary school. 175 children from 8 to 12 years of age ($M = 9.69$; $SD = 1.14$) participated, of which 57.7% were female participants. The internal consistency of the instrument was studied using Cronbach's Alpha, obtaining $\alpha = .872$ for the entire scale, and the values of the factors ranged from $\alpha = .702$ to $\alpha = .883$. The factorial analysis of principal components with orthogonal (*varimax*) rotation, yielded a solution of four factors that explain 68.36% of variance. This version shows to be linguistically and psychometrically appropriate to evaluate the reasons for living in children from Michoacán (Mexico). The instrument can be used as a screening tool to detect children at risk of suicide and provide them with timely treatment.

Keywords: Inventory, Psychometry, Adaptation, Suicidal Risk, Child

El suicidio es definido por la Organización Mundial de la Salud (OMS, 1976) como cualquier acto por el cual un individuo se genere a sí mismo un daño o lesión con la intención de morir, de manera independiente al nivel de letalidad o al conocimiento de la misma.

Desafortunadamente, esta problemática se presenta no sólo en adultos y jóvenes, sino también niños. En México, se registraron 30 suicidios consumados por menores de 10 a 14 años en el periodo que va del 2011 al 2015 (INEGI, 2016). Aparentemente es una cifra es pequeña, no obstante, se debe tener en cuenta que existe un subregistro importante de conducta suicida (Sánchez-Cervantes, Serrano-González & Márquez-Caraveo, 2015; Wasserman, Cheng & Jiang, 2005). Si además se toma en cuenta que la conducta suicida se refiere no sólo al suicidio consumado sino también a la ideación y el intento suicida (Vargas-Mendoza, 2010) las cifras reportadas se encuentran muy por debajo de la realidad.

Además, las conductas suicidas en menores, a diferencia de los problemas de conducta o de atención por hiperactividad, suelen pasar desapercibidas debido a que son conductas y emociones que se internalizan y socialmente son estigmatizadas y encubiertas (González-Forteza & Jiménez-Tapia, 2015). Cabe mencionar que a partir del año 2003 se dejaron de reportar las muertes por suicidio en niños menores de 9 años en el INEGI, sin que ello signifique que no

se presenten muertes por suicidio antes de los 9 años de edad.

Aunado a ello, evaluar la conducta suicida en menores de edad conlleva una serie de dificultades clínicas debido a que se hayan implicados distintos componentes propios del desarrollo que complican dicho cometido, de esta forma, determinar si el menor presenta una conducta suicida se convierte en una tarea compleja y dinámica en la que se debe poner atención a la multiplicidad de factores involucrados (Pfeffer, 2003). Contar con instrumentos que faciliten esta labor resulta, por consecuencia, indispensable en esta población.

El Inventario de Razones para Vivir (*Reasons for Living*) fue creado por Linehan, Goodstein, Nielsen y Chiles en 1983, el cual se enfoca en las particularidades por las cuales el individuo decide o no suicidarse, permitiendo con ello distinguir entre personas con y sin ideación suicida. El instrumento permite identificar con 48 *ítems* las razones clave por las que un paciente en particular no ha cometido o cometería suicidio, lo cual es bastante útil en un proceso psicoterapéutico con pacientes suicidas (Westefeld, Range, Rogers, Maples, Bromley & Alcorn, 2000).

Su utilidad ha sido motivo de diversas adaptaciones para posibilitar su aplicación en países como Colombia (Valencia et al., 2009), Perú (Cassaretto & Martínez, 2012) y Alemania (Cwik et al., 2017).

Asimismo, dado el reconocimiento de que las razones por las que una persona no comete suicidio pueden variar en torno a la etapa de desarrollo en que se ubique, se han realizado también adaptaciones del instrumento para poder aplicarlo en adolescentes (Osman, Downs, Kopper, Barrios, Osman, Besett & Linehan, 1996), jóvenes adultos (Cassaretto & Martínez, 2012; Gutiérrez, Osman, Barrios, Kopper, Baker & Haraburda, 2002), y adultos mayores (Edelstein, Heisel, McKee, Martin, Koven & Duberstein, 2009; Heisel, Neufeld & Flett, 2015).

La primera modificación que se le hizo al instrumento fue para crear una versión breve, el BRFL (*Brief Reasons for Living Inventory*). Esta versión, desarrollada por Ivanoff, Jang, Smyth y Linehan (1994), permite la evaluación de las razones para vivir en 12 ítems, conservando los factores originales: supervivencia y afrontamiento, responsabilidad con la familia, preocupaciones concernientes a los hijos, miedo al suicidio, miedo a la desaprobación social, y objeciones morales. El BRFL logra una adecuada consistencia interna ($\alpha=.860$) y validez divergente con medidas de depresión, desesperanza e ideación suicida.

Esta versión del BRFL después fue modificada para adaptarla a población alemana, encontrando un ajuste adecuado con la versión original de las dimensiones (90%-CI: .021–.075), además de una consistencia interna aceptable ($\alpha = .74$) y una buena validez convergente y divergente, permitiendo diferenciar a los participantes con y sin ideación suicida (Cwik et al., 2017).

Posteriormente Osman et al. (1996) modificaron y evaluaron el RFL original para hacer una versión breve para adolescentes (BRFL-A) que facilitara la detección del riesgo de suicidio en éstos 14 ítems. Esta versión contiene 5 factores: miedo a la desaprobación social, objeciones morales, supervivencia y creencias de afrontamiento, responsabilidad familiar y miedo al suicidio. Cuenta con adecuadas características psicométricas (consistencia interna, validez de constructo, convergente, predictiva y discriminante).

Luego de ello, Osman et al. (1998) desarrollaron una versión propia para adolescentes de 14 a 18 años (RFL-A, *Reasons for Living Inventory for Adoles-*

cents). Este instrumento consta de 32 ítems y cinco factores: optimismo hacia el futuro, preocupaciones relacionadas con el suicidio, alianza familiar, aceptación o apoyo de pares, y autoaceptación la cual cuenta con un $\alpha = .96$.

Por su parte, Oquendo et al. (2000) adaptaron el inventario a población latina norteamericana. Así, tradujeron y adaptaron los 48 ítems del instrumento Razones para Vivir de Linehan, et al. (1983) al español en con una muestra de participantes con intento de suicidio. Como resultado, obtuvieron una versión confiable del instrumento que permite diferenciar a los individuos con alto y bajo riesgo suicida.

Posteriormente, Gutiérrez et al. (2002) desarrollaron una versión para evaluar las razones para vivir en jóvenes adultos, el RFL-YA (*Reasons for Living for Young Adults*), obteniendo un instrumento apropiado para estudiantes universitarios. Este inventario está conformado por 32 ítems que a su vez se dividen en cinco subescalas: relaciones familiares, relaciones entre pares, afrontamiento, expectativas del futuro y autoevaluación positiva, cuyo alfa de Cronbach va de .89 a .94. Cuenta con evidencias de validez de criterio, concurrente y convergente-discriminante.

Asimismo, Valencia et al. (2009) adaptaron el inventario Razones para Vivir (Linehan et al., 1983) a población colombiana, obteniendo un instrumento con una consistencia interna alta ($\alpha = .96$), reproducibilidad prueba-reprueba (CCI=0,89, IC95%: 0,78-0,94) así como validez para diferenciar sujetos con alto y bajo riesgo suicida.

Ulteriormente, Edelstein et al. (2009) desarrollaron la versión para adultos mayores: RFL-OA (*Reasons for Living-Older Adult Scale*). Esta versión obtuvo una alta consistencia interna ($\alpha = .98$) y una correlación tanto con ideación suicida (SSI-C: $r = -.40$, $p < .001$) como con depresión (BDI-II: $r = -.43$, $p < .001$).

Ha sido tal el interés por el estudio de las razones para vivir que Luo, Qin, Wang y Cai (2016) se propusieron evaluar si las razones de vida y la esperanza permiten identificar y reducir las tendencias suicidas, encontrando en su estudio que tanto las razones para vivir como la esperanza pueden ser factores protectores contra la ideación e intento de suicidio en pacientes con depresión, especialmente la segunda.

Como se puede observar, la utilidad y amplia aplicación del instrumento de RFL y otros instrumentos afines han permitido evaluar en distintas culturas y grupos de edad el riesgo suicida, lo cual permite detectar a personas con riesgo suicida. Asimismo, pueden ser de utilidad para valorar intervenciones para reducir dicho riesgo.

De modo que se han desarrollado diferentes instrumentos para detectar el riesgo suicida en adultos y adolescentes, y de especial utilidad es el inventario de Razones para Vivir (RFL) que ha sido adaptado y validado en distintos tipos de poblaciones. Sin embargo, no existen adaptaciones del RFL ni otros cuestionarios afines para su aplicación en población infantil. Uno de los instrumentos en castellano que se ha difundido para la identificación del riesgo suicida en niños es el Cuestionario de Riesgo Suicida (RSQ), sin embargo, la detección se hace desde la identificación de los factores de riesgo y se enmarca en un contexto hospitalario (Robles, Páez, Ascencio, Mercado & Hernández, 2005).

Si bien las conductas suicidas son más frecuentes en población adolescente y adulta, el incremento reportado en los últimos años indica la necesidad apremiante por contar con instrumentos que permitan identificar el riesgo de suicidio en menores en sus distintos entornos (Carter, Walker, Aubeeluck & Manning, 2018). Debido a ello es que el objetivo del presente trabajo fue estudiar las propiedades psicométricas de la Escala de cribaje del riesgo suicida (ECRS), la cual se constituyó a partir de la adaptación de los reactivos del Inventario Breve de Razones para Vivir para Adolescentes (Osman et al., 1996), principalmente, así como algunos *ítems* de otros instrumentos para detectar el riesgo suicida en población infantil de Michoacán (México) (ver Tabla 1).

Método

Participantes

Mediante un muestreo no probabilístico, se contó con 175 participantes de 8 a 12 años de edad, de los cuales 61 pertenecían al tercer grado, 41 al cuarto, 60 al

quinto y 13 de sexto grado de primaria. La media de edad fue de 9.69 y la DE = 1.15. De los cuales 42.3% eran participantes masculinos y 57.7% femeninos, provenientes de dos escuelas primarias públicas de la ciudad de Morelia, Michoacán. El único criterio de inclusión fue que aceptaran participar y los padres firmaran el consentimiento informado.

Instrumentos

El presente instrumento se constituyó tomando como base el Inventario Breve de Razones para Vivir en Adolescentes (BRFL-A) (Osman et al., 1996), la cual fue diseñada para adolescentes de 15 a 18 años. Es una escala tipo Likert con 14 *ítems* y 6 opciones de respuesta que van de nada importante a mucho muy importante. Sus dimensiones tienen un Alfa de Cronbach que va de .679 a .849. Cuenta con buena validez de constructo, convergente, predictiva y discriminante. También se agregaron 11 reactivos del inventario RFL-A (Osman et al., 1998) pertenecientes a distintos factores (Aceptación y soporte de pares, alianza familiar, preocupaciones en torno al suicidio y optimismo al futuro), como se muestra en la Tabla 1. La dimensión de “aceptación y soporte de pares” se agrega dada su ausencia en el BRFL-A (Osman et al., 1996) y la relevancia que los *ítems* de este constructo tienen para los infantes. Además, se tomaron en consideración dos *ítems* de la versión corta del RFL original (ver Tabla 1).

Procedimiento

Respecto a la elaboración de la escala: Los *ítems* seleccionados fueron traducidos y adaptados por la primera autora del presente artículo, buscando la equivalencia del lenguaje y la equivalencia cultural. Posteriormente se realizó la re-traducción y se comparó con la versión original, eliminando las inconsistencias. Asimismo, se realizó la validación de la traducción por 4 jueces expertos obteniendo un acuerdo inter-jueces mayor al 85%, expresando su acuerdo respecto a la representación de la traducción y adaptación de los *ítems* originales en inglés.

Tabla 1
Descripción de los ítems de la ECRS y su procedencia

Ítems	Procedencia
1. No me mataría porque amo la vida	RFL (Short Form)
2. No me mataría porque mi familia me necesita	BRFL-A
3. No me mataría porque tengo miedo de ir al infierno	RFL (Short Form)
4. No me mataría porque mi familia depende de mí	BRFL-A
5. No me mataría porque tengo miedo a morir	BRFL-A
6. No me mataría porque pienso que todo pasa por algo	BRFL-A
7. No me mataría porque amo a mi familia	BRFL-A
8. No me mataría porque mis amigos me apoyan cuando tengo un problema	RFL-A
9. No me mataría porque mi religión me prohíbe quitarme la vida	BRFL-A
10. No me mataría porque la gente va a pensar que soy débil y egoísta si me quito la vida	BRFL-A
11. No me mataría porque mis amigos se preocupan mucho por mí	RFL-A
12. No me mataría porque le tengo miedo a lo desconocido	BRFL-A
13. No me mataría porque a mis amigos les gusta que esté con ellos	RFL-A
14. No me mataría porque disfruto estar con mi familia	RFL-A
15. No me mataría porque siento que tengo la valentía necesaria para enfrentar los problemas de la vida	BRFL-A
16. No me mataría porque creo que el suicidio es algo malo	BRFL-A
17. No me mataría porque puedo contar con la ayuda de mis amigos para resolver mis problemas	RFL-A
18. No me mataría porque no podría describir dónde, cuándo, ni cómo lo haría	RFL-A
19. No me mataría porque espero que me pasen muchas cosas buenas en el futuro	RFL-A
20. No me mataría porque le va a doler mucho a mi familia si me quito la vida y no quiero que ellos sufran por mí	BRFL-A
21. No me mataría porque me preocupa que la gente piense que no tengo control sobre mi vida	BRFL-A
22. No me mataría porque tengo planes para el futuro que me gustaría llevar a cabo	RFL-A
23. No me mataría porque me preocupa lo que los demás pensarán de mí si me quito la vida	BRFL-A
24. No me mataría porque pienso que sólo Dios tiene el derecho de terminar con la vida	BRFL-A
25. No me mataría porque me da miedo usar cualquier método para matarme	RFL-A
26. No me mataría porque mis amigos me aceptan tal y como soy	RFL-A
27. No me mataría porque pienso que puedo encontrar soluciones a mis problemas distintas de la muerte	BRFL-A
28. No me mataría porque mi familia me apoya para cumplir mis metas y planes	RFL-A

Nota: RFL-A, Inventario de Razones para Vivir en Adolescentes. BRFL-A, Inventario Breve de Razones para Vivir en Adolescentes. RFL (Short Form), versión corta del Inventario de Razones para Vivir.

Se agregaron los *ítems* “amo la vida” y “tengo miedo de ir al infierno” de la versión corta del inventario original con la finalidad de tener un mayor número de *ítems* por dimensión, para dejarlas más equilibradas y en caso de que algunos de los establecidos en el BRFL-A arrojaran bajos pesos factoriales en la presente muestra y tuviesen que ser eliminados de la escala, pudiendo implicar la eliminación de una dimensión por falta de *ítems*. Además de lo previa-

mente descrito, se realizaron algunas modificaciones que se describen a continuación.

También se realizaron modificaciones a las opciones de respuesta, reduciendo la cantidad de opciones de 6 a 5, y transformándolas en escala de respuesta tipo Likert pictográfica donde las opciones de respuesta están representadas por una serie de cinco círculos de tamaño creciente y señalan como encabezado cada opción de respuesta y el número de importancia

que se le da del 1 al 10. Por ejemplo, el círculo más pequeño tiene la leyenda “Nada importante (1-2)” y el más grande “Mucho muy importante (9-10)” (ver Tabla 2). Cabe mencionar que el formato de la tabla tiene distinto color por fila con el fin de facilitarle a los niños(as) la ubicación de las opciones de respuesta para cada ítem.

Otra modificación consiste en la adición de leyendas al inicio de cada ítem para hacer más claros los *ítems* y recordarles a los niños, sobre todo los más pequeños, que las afirmaciones van en torno a la importancia que le dan a cada razón para no matarse. Así, cada reactivo al inicio tiene la leyenda “No me mataría porque...”.

Una vez que se realizó la traducción y adaptación de los *ítems*, así como las adaptaciones de formato antes descritas, se procedió al contacto con los directivos de las escuelas. La investigadora principal acudió a explicarles de manera personal el objetivo e importancia del estudio, procedimiento a seguir, así la dinámica para dar a conocer a los padres los resultados de la aplicación. Posteriormente, esta misma explicación se les dio a los profesores de las escuelas y se procedió a enviar la carta de consentimiento informado a los padres de familia o tutores. Se realizó la aplicación en aquellos niños que contaban con la autorización de sus padres. La escala se aplicó de manera grupal en las instalaciones de dos escuelas primarias públicas, en su salón y horario de clases. El promedio de tiempo necesario para responder la prueba fue de 30 minutos.

Consideraciones éticas

Partiendo de que los participantes son menores de edad, se entregó a los padres de familia una carta que explicaba el objetivo de la investigación y en qué consistía la participación de su hijo(a), así como el número de contacto en caso de dudas o comentarios respecto a su participación en la investigación. Antes de la aplicación se les explicó a los participantes la importancia de su participación en el estudio, así como el carácter voluntario de la misma y el respeto a ellos en caso de querer retirar su participación. Los participantes accedieron libremente a colaborar.

En los casos en los que se detectaron situaciones de riesgo, se les llamó por teléfono a los padres o tutores para notificarles, atender dudas y darles algunas sugerencias a dónde podían acudir para atención psicológica.

Análisis de datos

Se realizaron los siguientes análisis estadísticos: Porcentaje, media aritmética y desviación estándar. El análisis de poder discriminativo de los *ítems* se realizó a través de prueba t de Student. Se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio, por el método de componentes principales con rotación ortogonal (*varimax*). La consistencia interna se analizó por medio del Alpha de Cronbach por factor, y escala total. Finalmente, también se utilizó la correlación

Tabla 2
Modificaciones en las opciones de respuesta

	Nada importante (1-2)	De poca importancia (3-4)	De alguna importancia (5-6)	Muy importante (7-8)	Mucho muy importante (9-10)
1. No me mataría porque tengo miedo de ir al infierno	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
2. No me mataría porque tengo miedo a morir	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
3. No me mataría porque amo a mi familia	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
4. No me mataría porque mis amigos me apoyan cuando tengo un problema	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
5. No me mataría porque la gente va a pensar que soy débil y egoísta si me quito la vida	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

del ítem con la escala total (corregida) y el valor del alfa de Cronbach si el ítem se elimina para valorar la bondad de los reactivos. Todos los análisis antes mencionados se realizaron en el programa IBM® SPSS® Statistics 21.

Resultados

Se estudió el poder de discriminación y la direccionalidad en los patrones de respuesta para los 28 ítems de la ECRS. Como resultado de este proceso se detectó que los seis ítems pertenecientes a la dimensión de afrontamiento y supervivencia de la escala original, así como el ítem “pienso que sólo Dios tiene el derecho de terminar con la vida”, no discriminaron, por lo que se decidió no incluirlos en los siguientes análisis.

Para apoyar las evidencias de validez basada en la estructura interna de la escala, se realizó un análisis factorial por el método de componentes principales, con rotación ortogonal (*varimax*). La medida

de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) obtuvo un puntaje de .830, que indica una alta adecuación muestral para el análisis factorial, mientras que la Prueba de Esfericidad de Bartlett obtuvo un Chi-cuadrada de 882.963 a un nivel de significancia de $p < .001$, lo que indica que el Análisis Factorial Exploratorio puede llevarse a cabo. Los factores convergieron 7 iteraciones, arrojando 4 factores que explican el 68.365 % de la varianza total, todos ellos con valores propios mayores a 1 (ver Tabla 3).

En el factor de responsabilidad con la familia (RF), de la versión BRFL-A, se mantienen los ítems “Le va a doler mucho a mi familia si me quito la vida y no quiero que ellos sufran por mí”, el ítem “amo y disfruto mucho a mi familia tanto que no podría dejarlos” se divide en “amo a mi familia” y “disfruto estar con mi familia”, se eliminó el ítem “mi familia depende de mí y me necesita” y se agregó “mi familia me apoya para cumplir mis metas y planes” ya que su carga factorial fue menor a .40.

Tabla 3
Estructura factorial de la de la ECRS para Población Infantil

Item	Factor			
	RF	MM	ASP	MDS
1. Tengo miedo de ir al infierno		.756		
2. Tengo miedo a morir		.808		
7. Le tengo miedo a lo desconocido		.735		
5. La gente va a pensar que soy débil y egoísta si me quito la vida				.725
11. Me preocupa que la gente piense que no tengo control sobre mi vida				.743
12. Me preocupa lo que los demás pensarán de mí si me quito la vida				.719
3. Amo a mi familia	.726			
4. Mis amigos me apoyan cuando tengo un problema			.767	
6. Mis amigos se preocupan mucho por mí			.864	
8. A mis amigos les gusta que esté con ellos			.703	
9. Disfruto estar con mi familia	.838			
10. Le va a doler mucho a mi familia si me quito la vida y no quiero que ellos sufran por mí	.825			
13. Me da miedo usar cualquier método para matarme		.560		
14. Mi familia me apoya para cumplir mis metas y planes	.737			.420
Varianza explicada	19.392%	18.369%	15.511%	15.093%
Total de varianza explicada				68.365%
Autovalores iniciales	5.38	1.93	1.19	1.06

Nota: RF, Responsabilidad con la familia. MM, Miedo a la muerte. ASP, Aceptación y soporte de pares. MDS, Miedo a la desaprobación social.

El segundo factor corresponde al factor Miedo al suicidio de la versión BRFL-A, que en la presente adaptación conserva los mismos *ítems*, sin embargo, decidimos cambiar su nombre por Miedo a la muerte dado el contenido de los *ítems* (ej. “tengo miedo a morir” y, “le tengo miedo a lo desconocido”), también se agrupó en el presente factor el *ítem* “tengo miedo de ir al infierno” del RFL (*Short Form*). El factor de miedo a la desaprobación social (MDS) se conforma por los mismos 3 *ítems* que la versión original BRFL-A.

Se conserva el factor Aceptación y soporte de pares (ASP), agregado de la versión del inventario (RFL-A). Sin embargo, como resultado del AFE desaparece el factor de objeciones morales, dado que arrojó pesos factoriales menores a .40.

Por otro lado, se eliminaron los *ítems* “mi religión me prohíbe quitarme la vida”, “mi familia depende de mí”, “mi familia me necesita”, “creo que el suicidio es algo malo”, “puedo contar con la ayuda de mis amigos para resolver mis problemas”, “no podría describir dónde, cuándo, ni cómo lo haría” y “mis amigos me aceptan tal y como soy”, por compartir peso factorial en más de dos dimensiones.

Con relación a la consistencia interna de la prueba, se analizó la confiabilidad de la prueba total mediante el Alpha de Cronbach obteniendo como resultado un $\alpha=.872$ con los 14 *ítems* resultantes del AFE. Respecto a la confiabilidad por factor, el factor “responsabilidad con la familia” se constituye de 4 *ítems* y cuenta con un Alfa de Cronbach de .883; el factor “miedo a la muerte” se conforma por 4 *ítems* y arroja un Alfa de Cronbach de .763; el factor “aceptación y soporte de pares” se conforma por 3 *ítems* y cuenta con un Alfa de Cronbach de .832; el factor “miedo a la desaprobación social” se conforma por 3 *ítems* y arroja un Alfa de Cronbach de .702.

En la tabla 5 se puede observar que las correlaciones corregidas (sin contar con el propio ítem) del total de la escala con cada ítem resultaron superiores a .45, asimismo se observa que al eliminar cualquier ítem el valor del alfa total de la escala disminuye (ver Tabla 5).

Tabla 4
Confiabilidad y medias por factor de la escala

Factor	N de elementos	Media	Desviación típica	Alfa de Cronbach
RF	4	18.25	3.531	.883
MM	4	15.53	3.991	.763
ASP	3	11.96	2.959	.832
MDS	3	10.93	3.376	.702

Nota: RF, Responsabilidad con la familia. MM, Miedo a la muerte. ASP, Aceptación y soporte de pares. MDS, Miedo a la desaprobación social.

Discusión

El propósito del presente estudio fue estudiar las características psicométricas de la escala de cribaje del riesgo suicida (ECRS) basada en el *Brief Reasons for Living Inventory for Adolescents* a población infantil de Michoacán (México).

De manera similar en estudios previos (Cwik et al., 2017), los *ítems* relacionados con las objeciones morales obtuvieron correlaciones bajas, indicando la poca pertinencia de esta dimensión para este grupo de edad y la necesidad de eliminar el factor de la versión final de esta adaptación.

Asimismo, los *ítems* de la dimensión de afrontamiento y supervivencia no discriminaron en este grupo de edad. Una posible explicación a ello es el hecho de que los planes y expectativas hacia el futuro, resultan elementos complejos de consolidar en niños(as) de estas edades. Por otro lado, los *ítems* referentes a la solución a los problemas por sí mismo, posiblemente son poco apegados a la realidad de los niños participantes dado que éstos tienden a buscar una solución apoyándose en sus redes sociales, especialmente sus padres, más que por sí solos (Vega-Vázquez, Rivera-Heredia & Quintanilla-Montoya, 2010).

El factor de miedo al suicidio fue nombrado de manera distinta (miedo a la muerte) dado que se consideró más pertinente dado que el contenido de los *ítems* hace alusión a la muerte en general más que al suicidio mismo. Mientras que los *ítems* que fueron agregados de la versión del RFL-A, en relación a la aceptación y apoyo de pares, mostraron adecuada consistencia interna y se agruparon en un factor con el mismo nombre.

Tabla 5
Estadísticas del total de elementos de la ECRS

Ítems	M.	D.E.	Correlación Ítem-Escala total (corregido)	Alfa de la escala si el ítem es eliminado
1. Tengo miedo de ir al infierno	3.54	1.628	.561	.863
2. Tengo miedo a morir	3.84	1.358	.571	.862
3. Amo a mi familia	4.62	.918	.532	.865
4. Mis amigos me apoyan cuando tengo un problema	4.02	1.142	.561	.863
5. La gente va a pensar que soy débil y egoísta si me quito la vida	3.41	1.512	.515	.866
6. Mis amigos se preocupan mucho por mí	3.95	1.228	.495	.866
7. Le tengo miedo a lo desconocido	3.73	1.426	.555	.863
8. A mis amigos les gusta que esté con ellos	3.99	1.220	.550	.863
9. Disfruto estar con mi familia	4.55	1.051	.554	.863
10. Le va a doler mucho a mi familia si me quito la vida y no quiero que ellos sufran por mí	4.61	1.040	.474	.867
11. Me preocupa que la gente piense que no tengo control sobre mi vida	3.92	1.276	.562	.862
12. Me preocupa lo que los demás pensarán de mí si me quito la vida	3.77	1.368	.586	.861
13. Me da miedo usar cualquier método para matarme	4.06	1.239	.520	.864
14. Mi familia me apoya para cumplir mis metas y planes	4.60	1.007	.501	.866

Si bien son promisorios los resultados reportados en la presente investigación, deben señalarse algunas limitaciones importantes. En primer lugar, el reducido tamaño de la muestra, que solo permitió aplicar un análisis factorial exploratorio, por lo que deben considerarse los resultados como un estudio exploratorio. Se subraya la necesidad de realizar estudios con mayor número de participantes y corroborar la estructura interna a partir de un análisis factorial confirmatorio. Otra limitación importante, es que en el presente estudio no se reportan evidencias de validez concurrente, sería conveniente en futuros estudios estudiar la relación del instrumento con otras variables como sintomatología depresiva, bienestar, etc. Asimismo, se requieren de estudios sobre fiabilidad test-retest y sensibilidad al cambio después de recibir intervenciones eficaces.

Sin embargo, puede concluirse que es de gran utilidad contar con una escala de cribaje del riesgo suicida (ECRS), ya que es un instrumento breve, que, en conjunto con la revisión de los factores asociados (Pfeffer, 2003), puede ayudar a atender la necesidad

de detectar niños en situación de riesgo (Carter, Walker, Aubeeluck & Manning, 2018). Las características de la escala permiten que pueda administrarse de forma grupal por ejemplo en escuelas. Lo cual es muy relevante para la intervención temprana (Alsaman & Alansari, 2016; Irrarázaval, Prieto & Armijo, 2016). También puede utilizarse como instrumento para evaluar la eficacia de tratamiento en la reducción del riesgo suicida.

Referencias

- Aishvarya, S., Maniam, T., Karuthan, C., Sidi, H., Ruzyanei, N., & T.P.S., O. (2014). Psychometric properties and validation of the Reasons for Living Inventory in an outpatient clinical population in Malaysia. *Comprehensive Psychiatry*, 55, S107–S113. doi:10.1016/j.comppsy.2013.06.010
- Alsaman, R., & Alansari, B. (2016). Relationship of suicide ideation with depression and hopelessness. *European Psychiatry*, 33(Supplement), S597. doi: 10.1016/j.eurpsy.2016.01.2228

- Barrigón, M. L., & Baca-García, E. (2018). Retos actuales en la investigación en suicidio. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental, 11*(1), 1–3. doi:10.1016/j.rpsm.2017.10.001
- Carter, T., Walker, G. M., Aubeeluck, A., & Manning, J. C. (2018). *Assessment tools of immediate risk of self-harm and suicide in children and young people: A scoping review. Journal of Child Health Care, 13*(6), 493–518. doi:10.1177/1367493518787925
- Cassaretto, M. y Martínez, P. (2012). Razones para vivir en jóvenes adultos: validación del RFL-YA. *Revista de Psicología, 30*(1), 169–188. ISSN 0254-9247
- Cwik, J. C., Siegmann, P., Willutzki, U., Nyhuis, P., Wolter, M., Forkmann, T., Teismann, T. (2017). Brief reasons for living inventory: a psychometric investigation. *BMC Psychiatry, 17*(1). doi:10.1186/s12888-017-1521-x
- Edelstein, B., Heisel, M., McKee, D., Martin, R., Koven, L. & Duberstein, P. (2009). Development and psychometric valuation of the reasons for living-older adult scale: A Suicide Risk Assessment Inventory. *Gerontologist, 49*(6), 736–745. doi: 10.1093/geront/gnp052
- Gutiérrez, P., Osman, A., Barrios, F., Kopper, B., Baker, M. & Haraburda, C. (2002). Development of the Reasons for Living Inventory for Young Adults. *Journal of Clinical Psychology, 58*(4), 339–357. doi: 10.1002/jclp.1147
- Heisel, M. J., Neufeld, E. & Flett, G. L. (2015): Reasons for living, meaning in life, and suicide ideation: investigating the roles of key positive psychological factors in reducing suicide risk in community-residing older adults, *Aging & Mental Health, doi: 10.1080/13607863.2015.1078279*
- Irrázaval, M., Prieto, F & Armijo, J. (2016). Prevention and early interventions in mental health: an international perspective. *Acta Bioethica, 22*(1), 37–50. <https://dx.doi.org/10.4067/S1726-569X2016000100005>
- Ivanoff, A., Jang, S. J., Smyth, N. J., & Linehan, M. M. (1994). Fewer reasons for staying alive when you are thinking of killing yourself: The brief reasons for living inventory. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 16*(1), 1–13. doi:10.1007/bf02229062
- Linehan, M. M., Goodstein, J. L., Nielsen, S. L. & Chiles, J. A. (1983). Reasons for Staying Alive When You Are Thinking of Killing Yourself: The Reasons for Living Inventory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 51*(2), 276–286. doi:10.1037/0022-006x.51.2.276
- Luo, X., Wang, Q., Wang, X. & Cai, T. (2016). Reasons for living and hope as the protective factors against suicidality in Chinese patients with depression: a cross sectional study. *BMC Psychiatry, 16*(252). doi: 10.1186/s12888-016-0960-0
- Oquendo, M. A., Cia, E. B.-G., Graver, R., Mora, M., Montalvan, V., & Mann, J. J. (2000). Spanish Adaptation of the Reasonsfor Living Inventory. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences, 22*(3), 369–381. doi:10.1177/0739986300223006
- Organización Mundial de la Salud (1976). <http://www.who.int/es/>
- Osman, A., Downs, W. R., Kopper, B. A., Barrios, F. X., Baker, M. T., Osman, J. R., Linehan, M. M. (1998). The reasons for living inventory for adolescents (RFL-A): Development and psychometric properties. *Journal of Clinical Psychology, 54*(8), 1063–1078. doi:10.1002/(sici)1097-4679(199812)54:8<1063:aid-jclp6>3.0.co;2-z
- Osman, A., Kopper, B. A., Barrios, F. X., Osman, J. R., Besett, T., & Linehan, M. M. (1996). The brief Reasons for Living Inventory for adolescents (BRFL-A). *Journal of Abnormal Child Psychology, 24*(4), 433–443. doi:10.1007/bf01441566
- Pfeffer, C. (2003). Assessing suicidal behavior in children and adolescents. In R. King & A. Apter (Eds.), *Suicide in Children and Adolescents* (Cambridge Child and Adolescent Psychiatry, pp. 211–226). Cambridge: Cambridge University Press. doi:10.1017/CBO9780511550423.010
- Robles, R., Páez, F., Ascencio, M., Mercado, E. y Hernández, L. (2005). Evaluación del riesgo suicida en niños: propiedades psicométricas de la versión en castellano del Cuestionario de Riesgo Suicida (RSQ). *Actas Españolas de Psiquiatría, 33*, 292–297.
- Vega Vázquez, M., Rivera Heredia, M. E. y Quintanilla Montoya, R. (2010). Recursos psicológicos y resiliencia en niños de 6, 8 y 10 años de edad. *Revista de Educación y Desarrollo, 34*, 33–41. ISSN: 1665-3572
- Westefeld, J. S., Range, L. M., Rogers, J. R., Maples, M. R., Bromley, J. L., & Alcorn, J. (2000). Suicide: An Overview. *The Counseling Psychologist, 28*(4), 445–510. <https://doi.org/10.1177/0011000000284002>

Anexo

Escala de cribaje del riesgo suicida (ECRS)

Nombre: _____ Fecha: _____

Sexo: Hombre Mujer Edad: _____ Grado escolar: _____

Trabajo de papá: _____ Trabajo de mamá: _____

Instrucciones:

Por favor lee cada oración cuidadosamente y elige la respuesta que mejor describa qué tan fuerte o importante es cada razón para que tú no te quites la vida (del 1 al 10). En caso de que nunca lo hayas pensado, marca tu respuesta pensando en por qué el matarte no es o nunca sería una opción para ti.

	Nada importante (1-2)	De poca importancia (3-4)	De alguna importancia (5-6)	Muy importante (7-8)	Mucho muy importante (9-10)
1. No me mataría porque tengo miedo de ir al infierno	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
2. No me mataría porque tengo miedo a morir	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
3. No me mataría porque amo a mi familia	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
4. No me mataría porque mis amigos me apoyan cuando tengo un problema	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
5. No me mataría porque la gente va a pensar que soy débil y egoísta si me quito la vida	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
6. No me mataría porque mis amigos se preocupan mucho por mí	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
7. No me mataría porque le tengo miedo a lo desconocido	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
8. No me mataría porque a mis amigos les gusta que esté con ellos	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
9. No me mataría porque disfruto estar con mi familia	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
10. No me mataría porque le va a doler mucho a mi familia si me quito la vida y no quiero que ellos sufran por mí	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
11. No me mataría porque me preocupa que la gente piense que no tengo control sobre mi vida	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
12. No me mataría porque me preocupa lo que los demás pensarán de mí si me quito la vida	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
13. No me mataría porque me da miedo usar cualquier método para matarme	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
14. No me mataría porque mi familia me apoya para cumplir mis metas y planes	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Otra razón para no querer morir (distinta de las de arriba):

¿Qué tan importante es esa otra razón para ti (del 1 al 10)?



Termorregulación Afectiva: Funcionamiento Biopsicosocial de la Respuesta de Estrés Social en Universitarios Post-Sismo del 19S¹

Affective Thermoregulation: Biopsychosocial Functioning of the Social Stress Response in Post-Earthquake University Students of 19S

David Alberto Rodríguez Medina^{2, a, b,}
y María del Rocío Hernández Pozo^{b, c}

^a Programa de Becas Posdoctorales, Universidad Nacional Autónoma de México, México

^b Centro Regional de Investigaciones Multidisciplinarias, Universidad Nacional Autónoma de México, México

^c Facultad de Estudios Superiores Iztacala, Universidad Nacional Autónoma de México, México

Recibido 25 julio 2020, Aceptado 3 de marzo 2021

Resumen

La exposición al sismo del 19-Septiembre (19S) de 2017 en Ciudad de México fue percibido como un estresor. En personas con vulnerabilidad biopsicosocial a desarrollar trastorno de estrés agudo y postraumático se presenta una elevada actividad simpática. Una medida no invasiva para evaluar el tono simpático es la temperatura nasal. Estudios recientes sugieren que en personas con estrés postraumático un estresor induce un prolongado descenso térmico nasal; mientras que la estimulación térmica no nociva puede mejorar el estado anímico. El presente estudio propone un proceso de termorregulación afectiva: el decremento térmico nasal durante una tarea de estrés social agudo y el incremento térmico nasal durante la relajación en estudiantes universitarios expuestos al sismo del 19-S mientras sostuvieron en manos un estímulo térmico no nocivo. Se utilizó un diseño cuasiexperimental de medidas repetidas de temperatura nasal, mediante un sensor infrarrojo, en 21 estudiantes, 20 días después del 19S. También se evaluó, mediante escalas psicométricas, el nivel de ansiedad, depresión, estrés postraumático, alexitimia, apoyo social, y percepción de estrés. Los resultados indicaron que la temperatura nasal disminuyó con el estresor ($p < 0.001$); el 38% del grupo incrementó su temperatura ($p < 0.05$) durante

1 Fuente de financiación: Universidad Nacional Autónoma de México, Programa de Becas Posdoctorales en la UNAM. Becario del Centro Regional de Investigaciones Multidisciplinarias, asesorado por la doctora María del Rocío Hernández-Pozo.

2 Correspondencia: David Alberto Rodríguez Medina, CRIM, UNAM. Contacto: Tel: 5530827176. E-mail: davidromed@crim.unam.mx; Dirección: Laboratorio de Felicidad y Bienestar Subjetivo del CRIM, UNAM. Av. Universidad s/n, Circuito 2, 62210, Col. Chamilpa, Ciudad Universitaria de la UAEM, Cuernavaca, Morelos, México

la relajación, mientras que el 62% del grupo no revirtió el descenso térmico ($p > 0.05$). Al analizar las diferencias psicosociales, el estrés percibido fue menor en quienes incrementaron su temperatura nasal ($p < 0.05$). El nivel de estrés reveló una relación moderada directa con el puntaje de ansiedad, depresión y alexitimia; y una relación inversa moderada con el apoyo social. La termorregulación puede considerarse como un biomarcador de la capacidad de regulación autonómica afectiva.

Palabras Clave: TSST-C, Temperatura Nasal, Estrés Postraumático, Relajación, Estimulación Térmica

Abstract

The exposure to the earthquake of September 19 (19-S) 2017 in Mexico City was perceived as a stressor. In people with a biopsychosocial vulnerability to developing acute and post-traumatic stress disorder, high sympathetic activity occurs. A non-invasive measure to assess sympathetic tone is nasal temperature. Recent studies suggest that in people with post-traumatic stress a stressor induces a prolonged nasal thermal drop, while non-harmful thermal stimulation can improve mood. The present study proposes an affective thermoregulation process: the nasal thermal decrease during an acute social stress task and the nasal thermal increase during relaxation in university students exposed to the 19-S earthquake while holding a non-harmful thermal stimulus in their hands. A quasi-experimental repeated measures design was used to evaluate affective thermoregulation in 21 students, 20 days after 19-S. The level of anxiety, depression, post-traumatic stress, alexithymia, social support, and perception of stress was also evaluated. The results indicated that the nasal temperature decreased with the stressor ($p < 0.001$); 38% of the group increased their temperature ($p < 0.05$) during relaxation, while 62% of the group did not reverse the thermal drop ($p > 0.05$). When analyzing the psychosocial differences, the perceived stress was lower in those who increased their nasal temperature ($p < 0.05$). The stress level revealed a direct relationship between the anxiety, depression, and alexithymia score, and an inverse relationship with social support. Thermoregulation can be considered as a biomarker of emotional regulation capacity.

Keywords: TSST-C, Nasal Temperature, Stress, Relaxation, Thermal Stimulation

De acuerdo con la guía práctica clínica (GPC) para el diagnóstico y manejo del estrés postraumático de la Secretaría de Salud en México, cuando una persona enfrenta estímulos percibidos como amenazantes para su integridad física, psicológica o social, genera un nivel excesivo de estrés. Una persona expuesta a situaciones estresantes, como experimentar un desastre natural, puede presentar trastorno de estrés agudo (TEA) (caracterizado por crisis de ansiedad, intranquilidad y/o duelo durante un mes), y si este no se maneja adecuadamente puede evolucionar a trastorno de estrés postraumático (TEP), cuyos criterios generales del diagnóstico clínico son: a) la exposición a un estresor, b) reexperimentación, c) conductas evitativas y d) hiperactivación (hipervigilancia, irritabilidad, falta de concentración) (Secretaría de Salud, 2011).

Entre los factores de riesgo para presentar TEA-TEP se encuentran: el nivel de exposición al evento, sus consecuencias (daño personal, social, familiar, o a un inmueble), así como también trastornos afectivos previos, su condición sociodemográfica (edad, bajo nivel socioeconómico y educativo). En contraparte, el apoyo social (familia, amigos) resulta un factor protector (Álvarez-Icaza & Medina-Mora, 2018).

El sismo en Ciudad de México del pasado 19 de septiembre de 2017 (19S), precipitó un incremento considerable en los servicios de atención en salud mental en el Instituto Nacional de Psiquiatría Ramón de la Fuente Muñiz cuyo principal motivo de consulta fue la presencia de TEA y TEP (Fresán et al., 2019). La evidencia disponible sugiere que la intervención psicológica temprana atenúa las respuestas emocio-

nales negativas en la población afectada (Palacios & Bernarda, 2017).

En situaciones de desastres naturales se recomienda aplicar un instrumento breve de detección de TEP. Sin embargo, aun cuando en la misma GPC se recomienda el uso de una prueba de tamizaje, esta escala no es breve para una persona que presenta un estado de hiperactivación fisiológica autonómica.

Una medida útil para valorar el funcionamiento biopsicosocial es la medición de la temperatura periférica en manos y nariz, un indicador de termorregulación afectiva, es decir, la regulación del tono autonómico simpático/parasimpático. De manera particular, cuando una persona experimenta una reacción emocional de estrés los vasos sanguíneos en las manos y en nariz se constriñen y ello induce un enfriamiento en estas regiones (actividad simpática) (Cruz-Albarrán, et al., 2018; Ioannou, Gallese, & Merla, 2014). Por el contrario, si se induce una respuesta de relajación, la temperatura periférica aumenta (actividad parasimpática) reduciendo la presión arterial.

En un estudio antecedente (Di Giacinto, Brunetti, Sepede, Ferretti & Merla, 2017) se evaluó la temperatura periférica ante una situación estresante de laboratorio en personas diagnosticadas con TEP. Sus resultados muestran que las personas con TEP presentaron una disminución de temperatura nasal más prolongada después del estresor respecto a personas sin diagnóstico de TEP.

Durante el estrés agudo la termorregulación afectiva se puede ver alterada debido a concentración de citoquinas inflamatorias. El estudio de Rodríguez, Domínguez, Cortés, et al. (2018), encontró una relación inversa entre la temperatura nasal y el nivel de interleucina 6 (IL-6) (una citoquina inflamatoria); es decir, a mayor expresión de IL-6, menor temperatura nasal. Esto implica que no todas las personas logran alcanzar un estado de tranquilidad durante las intervenciones psicológicas si la actividad inflamatoria es elevada (Lasselin, et al., 2016; Rodríguez, Domínguez, Cortés, et al., 2018). En personas que experimentaron experiencias traumáticas se presenta un nivel elevado de IL-6 después de inducir estrés agudo (Grippe & Scotti, 2013) mediante una tarea

de laboratorio, el Trier Social Stress Test (TSST), el cual cuenta con una sólida evidencia de los cambios psicofisiológicos, inmunológicos, endocrinológicos y subjetivos que genera (Allen, Kennedy, Cryan, Dinan & Clarke, 2014). Si una persona cuenta con un nivel bajo a moderado de IL-6, tiene mayor probabilidad de poder transitar de un estado de estrés con predominio simpático (decremento de temperatura periférica), a un estado de relajación con predominio parasimpático (incremento de temperatura periférica) con apoyo psicológico (Rodríguez, Domínguez, Cortés, et al., 2018).

Para facilitar la inducción de la respuesta vasomotora periférica se ha propuesto el uso de estimulación térmica periférica en manos (alrededor de los 41°C), cuyo efecto vasodilatador inhibe la producción de catecolaminas. Se han estudiado las vías termosensoriales y estructuras en sistema nervioso central sobre los efectos de disminución afectiva negativa que induce un el calor no nocivo, agradable (aquel que no supera los 41°C) en las regiones periféricas, aumentando la actividad parasimpática (Raison, Hale, Williams, Wager, & Lowry, 2015). En un estudio previo se demostró que sostener entre las palmas de las manos una bolsa con gel termorreactivo a esa temperatura inhibía los efectos psicofisiológicos cardiovasculares del TSST (Rodríguez, Domínguez, Leija, et al., 2018). Sin embargo, se desconoce el efecto en personas que hayan experimentado un estresor agudo, como el sismo del 19S, durante la realización de la tarea de estrés social agudo TSST. Se hipotetizó que la actividad nerviosa simpática asociada a estrés por exposición al fenómeno natural podría decrementar la temperatura nasal durante el TSST, y que algunas personas podrían recuperar su temperatura nasal durante la relajación, mientras que otras podrían no hacerlo, como lo sugiere el estudio de Di Giacinto, et al. (2014).

La presente investigación tuvo como objetivos: 1) Evaluar el efecto psicofisiológico de la inducción de estrés agudo y su capacidad de regulación autonómica térmica, mediante la estimulación térmica no nociva en manos y una estrategia de relajación, en estudiantes universitarios expuestos al desastre natural del 19S; y 2) Describir y correlacionar las características biopsicosociales en este grupo.

Método

Diseño

Se consideró un estudio cuantitativo, prospectivo, unifactorial de medidas repetidas de un solo grupo (Fontes & Rubio, 2010).

Participantes

Mediante un muestreo no probabilístico, por conveniencia, se convocó públicamente mediante el permiso anuncios verbales por parte de los experimentadores, a estudiantes universitarios expuestos al 19S de la Facultad de Psicología de la UNAM (Ciudad de México) a participar de manera voluntaria, con el propósito de estudiar su reactividad del estrés. Participaron diecinueve mujeres y dos hombres estudiantes universitarios con una edad $M = 22.2 (\pm 1.2)$ años. Como criterio de inclusión se consideraron: ser estudiante universitario, ayuno de al menos 3 horas y haber sido expuesto al sismo del 19S. en la Ciudad de México. Los criterios de exclusión fueron que el participante deseara suspender su participación, que presentara un cuadro febril, y/o que estuviera consumiendo fármacos al momento del estudio. Los participantes no tuvieron ninguna clase de remuneración, ni económica ni académica, con el único beneficio fue conocer su capacidad de regulación de estrés. Todos los participantes firmaron su consentimiento informado de acuerdo con los lineamientos éticos de la Declaración de Helsinki, así como los artículos 8.02, 8.07a,c y 8.08 del código de ética establecido por la APA (American Psychological Association, 2017).

Instrumentos y materiales

Patient Health Questionnaire (PHQ-4) (Kroenke, Spitzer, Williams & Löwe, 2009). Es un cuestionario para evaluar sintomatología de ansiedad y depresión. Se consideran los siguientes niveles de distrés: pun-

tajes entre 0 y 2 se considera sin distrés; puntuación entre 3 y 5 corresponde a un nivel bajo; puntuación entre 6 y 8 es nivel moderado; y puntaje entre 9 y 12 nivel alto. La validez del instrumento es alta, con un 84% de varianza explicada de los 2 factores (ansiedad y depresión), y niveles altos de confiabilidad que van de .82 a .90.

Primary Care of Post-Traumatic Stress Disorder (Prins et al., 2003). Sustentado bajo los criterios diagnósticos del TEP del DSM-IV-R, se trata de un instrumento autoaplicable de sintomatología de este trastorno con cuatro preguntas cuya respuesta es dicotómicas (si/no). Si el participante obtiene al menos una puntuación $3 \geq$ se considera la presencia de TEP. Este instrumento se ha utilizado en investigaciones similares en población mexicana con la traducción de la versión original (Rodríguez, Domínguez, Leija, et al., 2018; Rodríguez, Domínguez, Ortiz, et al. 2018). Su nivel de confiabilidad test-retest es alto con un coeficiente de correlación de .83.

Escala de Alexitimia de Toronto (Taylor, Ryan, & Bagby, 1985). Validado en población estudiantil universitaria mexicana (Durán, 2007), se trata de un instrumento de autorreporte sobre la dificultad para identificar y expresar sus emociones y sentimientos hacia sí mismo y hacia los demás. Cuenta con cinco niveles de alexitimia que van desde Nula (0-5 puntos.) y hasta Completa (32 o más puntos). La validez del instrumento es del 42.51% de la varianza explicada, mientras que la confiabilidad es .689 a .744.

Puntaje de Estrés. El participante califica el nivel de estrés percibido en una escala numérica análoga, cuyas unidades van del 0 (Poco o nada) al 10 (máximo estrés). Esta medida se utiliza en tres ocasiones: al término de la línea base, inmediatamente después del estresor e inmediatamente después de un ejercicio de relajación.

Cuestionario de Apoyo Social de Amigos y Familiar. Instrumento autoaplicable validado en población estudiantil universitaria mexicana (González & Landero, 2014) sobre el apoyo social familiar y de sus amigos del participante. Su rango de puntuación va de 14 – 70 pts. Mientras más alto es el puntaje se considera que el participante cuenta con mayor apoyo social. El instrumento cuenta con una validez

del 59.58% de la varianza explicada, mientras que su confiabilidad es alta $\alpha = .918$.

Non-contact infrared body Thermometer DM300®. Termómetro de luz infrarroja con diámetro de 0.5cm² el cual registra la temperatura de la piel entre los 0°C a 100°C. En la presente investigación se registró la temperatura de la punta de la nariz.

Protocolo de Estrés. Trier Social Stress Test – Cognitivo (TSST-C) (Rodríguez-Medina, Domínguez, Leija, Ortíz, et al., 2018), es una prueba experimental para inducir estrés social en su versión cognitiva, la cual requiere la presencia de un grupo de personas, una silla frente al grupo, una cámara de video frente a la silla a 1 metro de distancia y dos experimentadores. Se les dieron las siguientes indicaciones: “cada uno de ustedes va a pasar al frente del salón a exponer un discurso verbal de porqué serían buenos candidatos para ejercer su trabajo ideal durante cinco minutos. Al término, van a realizar una numeración hacia atrás de 17 en 17 a partir de 1021; si se equivocan vuelven a iniciar desde el principio. Tienen tres minutos para preparar su discurso”.

Estímulo térmico. Compresa con gel termorreactivo de la empresa Home Care®, medidas: 10 X 8 cm, que al activarse alcanza una temperatura aproximada de 41°C.

Relajación. Se indujo un ejercicio de Imaginería Guiada por uno de los psicólogos experimentadores calificado en brindar en estrategias de relajación.

Procedimiento

Se reunieron los estudiantes, 20 días después del 19S, en un horario habitual de clases entre las 10:00 – 11:00 horas en un aula universitaria de las instalaciones de la UNAM, con una temperatura ambiente de 22°C. Se les explicó el objetivo del estudio, brindaron su consentimiento y se les administraron las escalas psicométricas.

Permanecieron sentados en reposo durante 10 minutos antes de comenzar con el TSST-C y al final de este periodo se tomó su temperatura nasal (T1). Posteriormente, se les dieron las indicaciones de cerrar sus ojos durante tres minutos (al término de este periodo los psicólogos registraron la temperatura nasal con el termómetro infrarrojo) (T2). Luego se les aplicó el TSST-C (T3). Finalmente realizaron una tarea de relajación por imaginería guiada alternando con respiración diafragmática durante tres minutos (T4). La figura 1 muestra el esquema del protocolo.

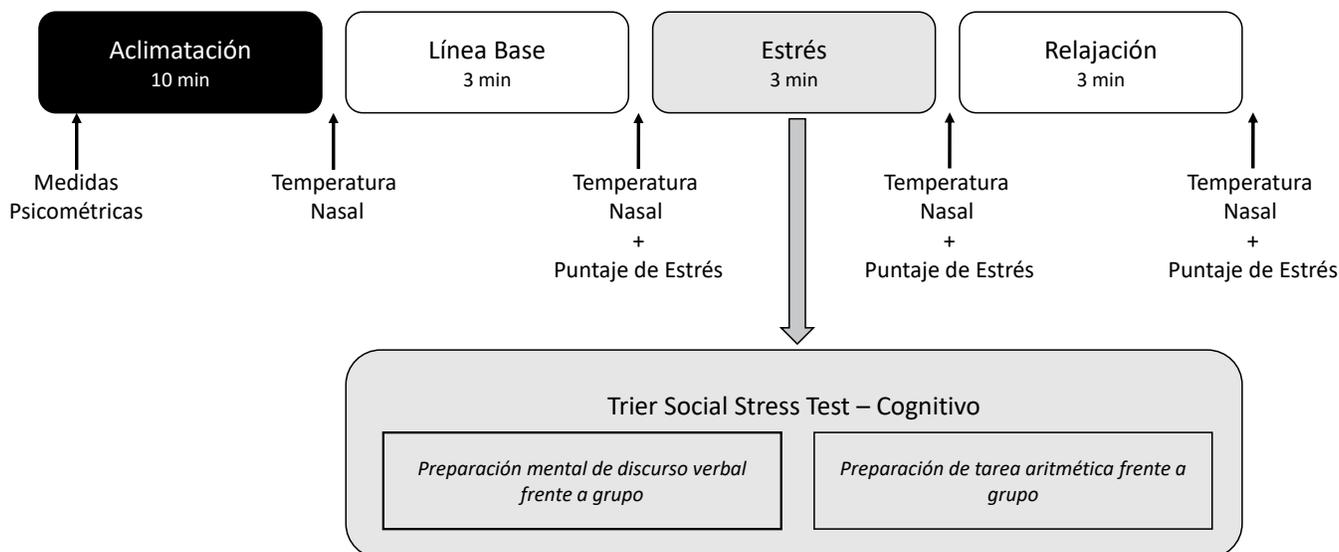


Figura 1. Esquema del protocolo de evaluación e intervención psicofisiológica sobre la temperatura nasal y el nivel de estrés.

Análisis estadísticos

Para analizar los efectos de este procedimiento no invasivo psicológico se consideraron las diferencias de temperatura de una condición a la subsecuente ($\Delta^{\circ}\text{C}$) de la siguiente manera: *Línea Base* = $T2 - T1$; *Estrés* = $T3 - T2$; y *Relajación* = $T4 - T3$. Se extrajeron los datos descriptivos de las medidas psicométricas y psicofisiológicas explorando la normalidad de los datos con la prueba Kolmogórov-Smirnov ($p < 0.05$), encontrando una distribución normal de los datos, lo cual permitió analizar los datos mediante pruebas *t* de Student para muestras relacionadas, y para muestras independientes, según sea el caso de comparación entre e intragrupo. Para el puntaje de estrés, al tratarse de una medida discreta, se utilizó una prueba estadística de Friedman y Wilcoxon para evaluar el puntaje de estrés. Para comparar diferencias en medidas psicométricas entre subgrupos se utilizó la prueba estadística *U* de Mann Whitney. Adicionalmente se obtuvieron las correlaciones entre las medidas de autorreporte con la prueba estadística rho de Spearman. En todos los casos se consideró un nivel de significancia $p \leq 0.05$.

Resultados

Los datos indican un efecto estadísticamente significativo del TSST-C sobre el puntaje de estrés subjetivo ($X^2(2) = 30.33, p < 0.001$). Se reportó un incremento de la Línea Base $Md = 3$ a la condición de Estrés $Md = 6$ ($Z = -3.219, p < 0.001$); y un decremento en este puntaje durante la fase de Relajación $Md = 2$ ($Z = -4.031, p < 0.001$) (Figura. 2a).

Con el aumento en la percepción de estrés se presentó un decremento en la temperatura nasal en todos los participantes, cuya Media basal = 1.176 (1.31), y Media de estrés = -0.461(1.025), cuyo descenso fue estadísticamente significativo ($t(20) = 3.970, p < 0.001$).

Sin embargo, durante la fase de relajación, un análisis visual de dispersión sugirió la existencia de dos subgrupos: aquellos que incrementaron su temperatura nasal durante la imaginación guiada (38% de la muestra) con una Media de estrés = -0.65 (1.44), y Media de relajación = 0.737 (.41) ($t(7) = -2.41, p$

= 0.047). Por otra parte, el 62% de la muestra que descendió su temperatura nasal durante la relajación: Media basal = 1.26 (1.26), Media de estrés = -0.346 (1.16) con una diferencia significativa durante el estrés ($t(12) = 3.100, p = 0.009$), cuyo comportamiento térmico durante la Media de relajación = -1.11 (1.009) no presentó cambios significativos en esta fase ($t(12) = 1.86, p = 0.086$), e incluso tendió a la baja.

Entre estos 2 subgrupos se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre quienes lograron relajarse (incremento de la temperatura) y quienes no lo lograron (decremento de temperatura) únicamente en la fase de relajación ($t = 5.878, p = 0.008$) (Figura 2b).

Esta distinción de actividad térmica durante la fase de relajación dio paso a comparar los puntajes psicométricos entre ambos subgrupos. Sin embargo, la única diferencia estadísticamente significativa entre ellos se presentó en la percepción de estrés después de la aplicación del TSST-C: aquellos participantes que incrementaron su temperatura nasal durante la relajación también reportaron menor nivel de estrés respecto a aquellos participantes cuya temperatura continuó bajando (ver Tabla 1).

Adicionalmente, se encontró una correlación inversa entre el nivel de estrés al finalizar la relajación y la temperatura nasal en la relajación ($r = -.596, p = 0.004$); es decir, a mayor temperatura nasal, menor estrés percibido. La Tabla 2 presenta las correlaciones obtenidas entre los puntajes psicométricos.

Discusión

Con base a los objetivos propuestos, se evaluó el estado autonómico de una situación estresante y su capacidad de relajación en estudiantes universitarios expuestos a un desastre natural. De manera similar a un estudio previo (Rodríguez, Domínguez, Ortiz, et al., 2018), el TSST-C fue suficiente para inducir una respuesta de estrés subjetiva acompañada de un cambio psicofisiológico, el decremento en la temperatura nasal en todos los participantes.

Sin embargo, durante la fase de relajación se identificaron dos subgrupos: aquellos que revirtieron su temperatura nasal incrementándola durante esta fase (una proporción menor respecto a lo reportado

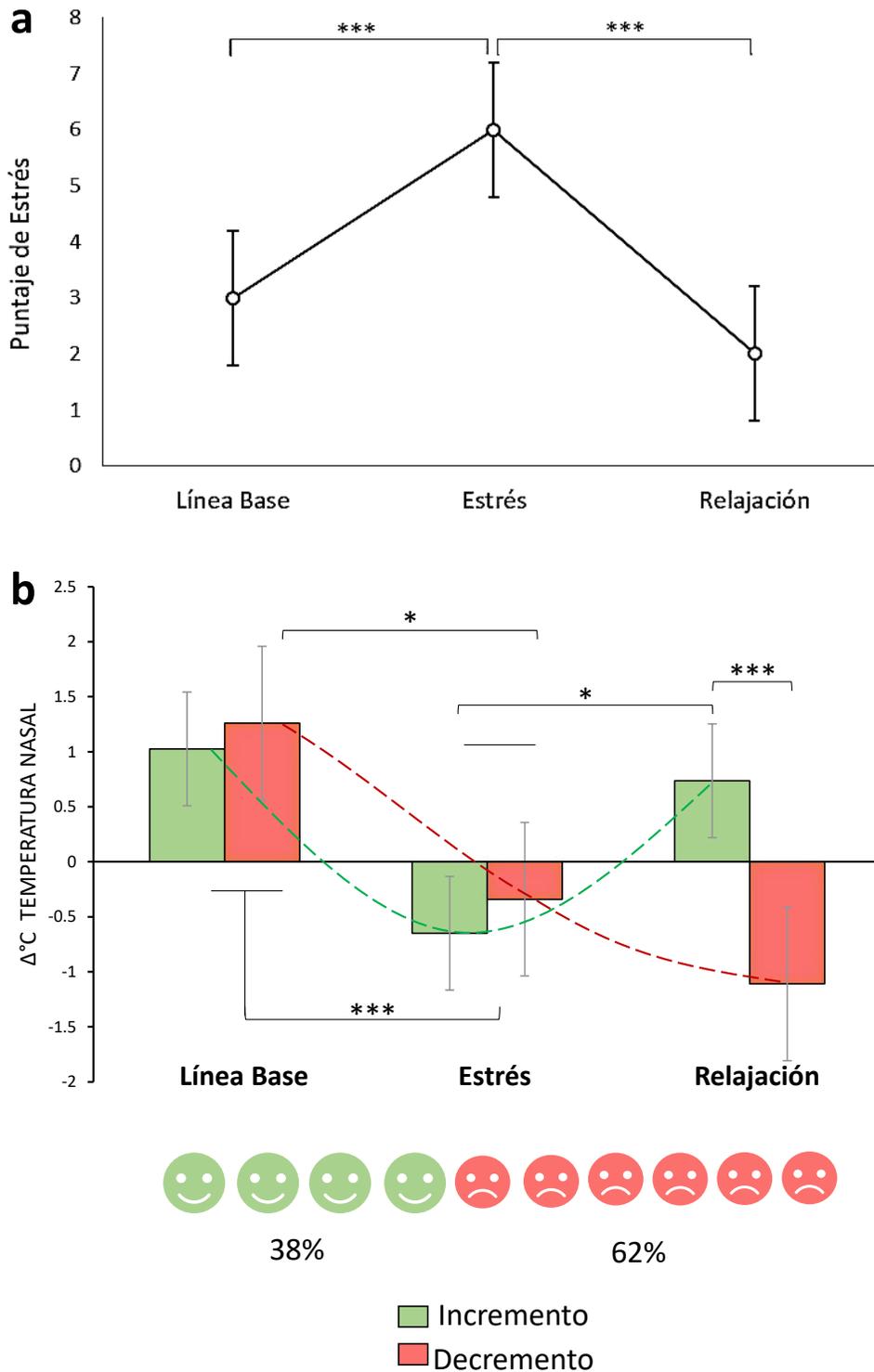


Figura 2. Efectos psicofisiológicos del TSST: El puntaje estrés subjetivo y la variación en la temperatura nasal durante la línea base, la tarea TSST-C y la relajación. Enfoque experimental. En (a) el puntaje de estrés subjetivo: el TSST-C incrementó el puntaje de estrés subjetivo y decrementó la temperatura nasal. En (b) los cambios de temperatura (ΔT °C) asociados al nivel de estrés revelaron la existencia de dos subgrupos: Un subgrupo que incrementó su temperatura durante la fase relajación y otro que continuó decrementándola. Ambos grupos disminuyeron su temperatura durante el estresor, pero se diferenciaron durante la relajación. * = $p < 0.05$, *** = $p < 0.001$

Tabla 1

Comparación de los puntajes de autorreporte entre el grupo que incrementó su temperatura nasal y el grupo que la decreció durante la fase de relajación

Medida Psicológica	Grupo con Incremento Térmico	Grupo con Decremento Térmico	Estadístico	p
Ansiedad	1.37 (0.51)	2.46 (1.50)	U= 29.0	0.104
Depresión	1.12 (0.83)	1.30 (1.37)	U= 51.5	0.972
Estrés Postraumático	1.75 (1.03)	1.23 (1.09)	U= 37.5	0.301
Alexitimia	12.12 (7.51)	17.84 (11.17)	U= 37.5	0.301
Apoyo Social	57.50 (9.79)	58.15 (12.74)	U= 43.5	0.547
Estrés Pre-TSST	2.00 (2.32)	3.84 (2.44)	U= 28.5	0.089
Estrés Post-TSST	5.37 (2.26)	6.07 (2.17)	U= 43.0	0.547
Relajación	0.87 (1.72)	2.30 (1.43)	U= 22.5	0.03*

Nota: Comparación mediante la prueba U Mann Whitney. * $p \leq 0.05$

Tabla 2

Correlación entre las medidas de autorreporte psicológicas

Medida Psicológica	ANS	DEP	TEP	ALEXIT	AS	EST Pre-TSST
1. ANS	1					
2. DEP	.26	1				
3. TEP	.32	.11	1			
4. ALEXIT	.504*	.30	.05	1		
5. AS	-.31	-.64**	-.23	-.559**	1	
6. EST Pre-TSST	.768**	.50*	.15	.652**	-.608**	1

Nota: ANS= Ansiedad, DEP= Depresión, TEP= Trastorno de Estrés Postraumático, ALEXIT= Alexitimia, AS= Apoyo Social, EST Pre-TSST= Puntaje de estrés pre-TSST. Correlación Rho de Spearman. * $p \leq 0.05$, ** $p \leq 0.01$

sin estresor por Rodríguez, Domínguez, Ortiz, et al., 2018), y aquellos que continuaron descendiendo su temperatura, un indicador del predominio simpático. La hipótesis de investigación se cumple al distinguir la existencia de dos subgrupos, como lo reportó Di Giacinto, et al. (2014).

Durante la relajación, todos los participantes autorreportaron percibir un nivel de estrés bajo; sin embargo, se encontró que los participantes que aumentaron su temperatura nasal obtuvieron un menor nivel de estrés respecto a aquellos que continuaron decrecentando su temperatura.

Ningún participante con puntuación clínica de TEP logró revertir el descenso de temperatura nasal durante la relajación. Incluso algunos de los participantes sin autorreporte de TEP tuvieron el mismo descenso térmico durante la relajación, lo que podría

indicar que estos últimos participantes podrían ser vulnerables al desarrollo del TEP (Di Giacinto, et al., 2014). Esto sugiere que el uso del autorreporte sobre la sintomatología de estrés postraumático debe acompañarse con una medida psicofisiológica de estrés, como la temperatura periférica, que permita distinguir entre aquellas personas que al momento de la evaluación sus síntomas vegetativos comprometan su estabilidad emocional para una atención psicológica breve, respecto aquellas personas cuya sintomatología pueda atenderse mediante la atención médica psiquiátrica y terapia cognitivo-conductual.

Por otra parte, uno de los síntomas psicosociales del estrés agudo y de estrés postraumático es el distanciamiento social de la persona quien padece uno u otro trastorno. El puntaje de apoyo social encontrado en esta muestra se asoció de manera inversa con el

puntaje de depresión, alexitimia y estrés pre-TSST-C. A su vez, el nivel de estrés pre-TSST-C indicó una correlación directa con las puntuaciones de ansiedad, depresión y alexitimia. Sin embargo, la puntuación de escala clínica breve de estrés postraumático no arrojó ninguna correlación con ninguna medida psicosocial de distrés o apoyo social.

En concordancia con Álvarez-Icaza & Medina-Mora (2018), los resultados presentados en esta investigación sugieren el uso de mediciones psicofisiológicas durante la evaluación e intervención grupal en lugar de hacerlo exclusivamente individual. Se ha documentado la terapia comunitaria como una estrategia eficaz para afrontar los desastres naturales (Valarezo, 2017). Esto es posible mediante la tecnología psicofisiológica portátil para evaluar la respuesta de relajación en un contexto social, el cual puede servir como indicador de regulación de actividad fisiológica autónoma afectiva.

Dentro de las limitaciones se encuentran que la estimulación térmica facilitó la respuesta de relajación solo en el grupo que incrementó su temperatura nasal durante la fase de relajación. Será preciso que se realice un seguimiento a todo el grupo para valorar si los efectos de predominio simpático se mantienen luego del mes de la exposición del desastre natural o disminuye como lo sugiere el TEA. En aquellos sujetos cuya sintomatología se perpetúe después del mes y que cumpla con los criterios del TEP se sugiere llevar un tratamiento psicológico especializado cognitivo conductual a propósito de revertir el predominio simpático de la respuesta de hipervigilancia y el distanciamiento social (Prins et al., 2003), por un tono parasimpático el cual se asocia con el estado de calma y permite el involucramiento social (Porges, 2001).

El examen de las escalas psicométricas de esta población reveló algunas correlaciones a examinar. Por ejemplo, el nivel de estrés previo al TSST-C se asoció con el nivel de ansiedad, depresión y alexitimia, de manera directa, y una relación inversa con el apoyo social (a mayor estrés, menor apoyo social). La alexitimia, concebida como la dificultad para identificar y expresar emociones en uno mismo y en otros, correlacionó positivamente con el puntaje de ansiedad y de manera inversa con el apoyo social; es decir,

a mayor alexitimia, menor apoyo social. Este último puntaje también presentó una relación negativa con la sintomatología depresiva (menor apoyo social se vinculó con mayor depresión).

Conclusiones

La termorregulación afectiva es un proceso dinámico de la interacción entre el sistema nervioso central y el sistema nervioso periférico, y es influida por el estado afectivo de una persona (Raison et al., 2015). Esto implica que la actividad simpática se puede regular mediante procedimientos psicofisiológicos no invasivos, como las estrategias de relajación y su condicionamiento térmico, la expresión emocional; o procedimientos de intervención psicosocial cuyo objetivo es la reinserción social. El uso potencial clínico de la termorregulación sugiere considerarlo como un biomarcador del componente afectivo de estrés-relajación.

Los datos presentados aportan evidencia del uso del TSST-C y la imaginación guiada como prueba psicofisiológica diagnóstica dinámica sobre el funcionamiento autónomo afectivo de personas expuestas a un estresor social sobrevivientes de un desastre natural. Una parte del grupo logró revertir los efectos del estrés mediante la relajación sosteniendo un estímulo térmico no nocivo, mientras que el resto del grupo mantuvo un tono simpático y un nivel mayor de estrés. Este último subgrupo debe evaluarse periódicamente a fin de detectar si desarrolla TEP.

Se sugiere contar con un dispositivo que permita regular la temperatura periférica a fin de ajustarla con base a las necesidades de cada persona.

Conflicto de intereses

Ninguno

Agradecimientos

Apreciamos el apoyo invaluable para la realización de este estudio de Gabriela Jael Pérez García. Un agradecimiento especial al Dr. Benjamín Domínguez, Omar Chavarría, Esael Pineda, Erick Mateos, Li

Erandi, Sandra Vergara, Mariana Ortiz, Nadia Martínez y a Paola Díaz, UNAM. Gerardo Leija, IPN. A Omar Manjarrez y Joel Ortega, UAM-I. Finalmente a Fernando Marmolejo Ramos, *University of Adelaide*, Australia,

Referencias

- Allen, A., Kennedy, P., Cryan, J., Dinan, T., & Clarke, G. (2014). Biological and psychological markers of stress in humans: Focus on the Trier Social Stress Test. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 38, 94-124. doi: 10.1016/j.neubiorev.2013.11.005
- Álvarez-Icaza, D., & Medina-Mora, M. (2018). Impacto de los sismos de septiembre de 2017 en la salud mental de la población y acciones recomendadas. *Salud Pública De México*, 60(Supl.1), 52. doi: 10.21149/9399
- American Psychological Association. (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. <https://www.apa.org>. Recuperado de <https://www.apa.org/ethics/code#807>
- Cruz-Albarrán, I., Benitez-Rangel, J., Osornio-Ríos, R., Domínguez-Trejo, B., Rodríguez-Medina, D., & Morales-Hernández, L. (2018). A methodology based on infrared thermography for the study of stress in hands of young people during the Trier Social Stress Test. *Infrared Physics & Technology*, 93, 116-123. doi: 10.1016/j.infrared.2018.07.017
- Di Giacinto, A., Brunetti, M., Sepede, G., Ferretti, A., & Merla, A. (2014). Thermal signature of fear conditioning in mild post-traumatic stress disorder. *Neuroscience*, 266, 216-223. doi: 10.1016/j.neuroscience.2014.02.009
- Durán W. (2007). Validación de la Escala de Alexitimia de Toronto (TAS - 20). Recuperado de http://catarina.udlap.mx/u_dl_a/tales/documentos/lps/weisel_d_m/in-dice.html
- Fontes, S., & Rubio, P. (2010). Método y diseños experimentales. En S. Fontes, C. García-Gallego, L. Quintanilla, R. Rodríguez, P. Rubio & E. Sarriá, *Fundamentos de investigación en Psicología* (1st ed., pp. 171-172). Universidad Nacional de Educación a Distancia.
- Fresán, A., Robles-García, R., Becerra-Palars, C., Muñoz-Suárez, M., Rangel-Cupa, O., Monroy-Cortés, B., y Molina-Lopez, A. (2019). Reacción ante el estrés severo y los trastornos de adaptación después de los terremotos de septiembre de 2017 en un departamento de emergencias psiquiátricas en la Ciudad de México. *Medicina de desastres y preparación para la salud pública*, 13(4), 686-690. doi: 10.1017/dmp.2018.136
- Grippo, A., & Scotti, M. (2013). Stress and Neuroinflammation. *Inflammation in Psychiatry*, 28, 20-32. doi: 10.1159/000343965
- González Ramírez, M., & Landero Hernández, R. (2014). Propiedades Psicométricas de la Escala de Apoyo Social Familiar y de Amigos (AFA-R) en una Muestra de Estudiantes. *Acta De Investigación Psicológica*, 4(2), 1469-1480. doi: 10.1016/S2007-4719(14)70387-4
- Ioannou, S., Gallese, V., & Merla, A. (2014). Thermal infrared imaging in psychophysiology: potentialities and limits. *Psychophysiology*, 51(10), 951-963. <https://doi.org/10.1111/psyp.12243>
- Kroenke, K., Spitzer, R., Williams, J., & Löwe, B. (2009). An Ultra-Brief Screening Scale for Anxiety and Depression: The PHQ-4. *Psychosomatics*, 50(6), 613-621. doi: 10.1016/s0033-3182(09)70864-3
- Lasselin, J., Kemani, M. K., Kanstrup, M., Olsson, G. L., Axelsson, J., Andreasson, A., ... Wicksell, R. K. (2016). Low-grade inflammation may moderate the effect of behavioral treatment for chronic pain in adults. *Journal of behavioral medicine*, 39(5), 916-924. doi: 10.1007/s10865-016-9769-z
- Palacios Hernández, B. & Bernarda Téllez Alanis, M. (2017). La importancia de la atención a la salud mental en una situación de desastre. Experiencia de brigadas de apoyo psicológico de emergencia universitarias después del Sismo del 19 de septiembre 2017 en México. *Revista de la Universidad Industrial de Santander. Salud*, 49(4), 513-516.
- Porges, S. (2001). The polyvagal theory: phylogenetic substrates of a social nervous system. *International Journal Of Psychophysiology*, 42(2), 123-146. doi: 10.1016/s0167-8760(01)00162-3
- Prins, A., Ouimette, P., Kimerling, R., Cameron, R. P., Hugelshofer, D. S., Shaw-Hegwer, J., ... Sheikh, J. I. (2003). The primary care PTSD screen (PC-PTSD): development and operating characteristics. *Primary Care Psychiatry*, 9(1), 9-14. doi: 10.1185/135525703125002360
- Raison, C., Hale, M., Williams, L., Wager, T., & Lowry, C. (2015). Somatic influences on subjective well-being and affective disorders: the convergence of thermosensory and central serotonergic systems. *Frontiers in Psychology*, 5, 1-22. doi: 10.3389/fpsyg.2014.01580.
- Rodríguez Medina, D., Domínguez Trejo, B., Cortés Esteban, P., Cruz Albarrán, I., Morales Hernández, L., & Leija Alva, G. (2018). Biopsychosocial Assessment of Pain with Thermal Imaging of Emotional Facial Expression in Breast Cancer Survivors. *Medicines*, 5(2), 30. doi: 10.3390/medicines5020030
- Rodríguez, D., Domínguez, B., Leija G., Ortiz, M. & Carreño, C. (2018). Efectos psicofisiológicos de la

respiración diafragmática y la estimulación térmica sobre la actividad autonómica del estrés agudo. *Acta de Investigación Psicológica*, 8(2), 101-113. doi: 10.22201/fpsi.20074719e.2018.2.09

Rodríguez-Medina, D., Domínguez T., B., Ortiz O., M., Leija A., G. & Chavarría, O. (2018). Efecto de la valencia afectiva del pensamiento sobre la temperatura nasal: imaginación guiada y estrés psicosocial. *Psicología y Salud*, 28(2), 187-194. doi: 10.25009/pys.v28i2.2555

Taylor, G., Ryan, D., & Bagby, M. (1985). Toward the Development of a New Self-Report Alexithymia Scale. *Psychotherapy And Psychosomatics*, 44(4), 191-199. doi: 10.1159/000287912

Secretaría de Salud. (2011). *Diagnóstico y Manejo de Estrés Posttraumático* (1ª p. 1-50). Ciudad de México: Cenetec.

Valarezo, M. (2017). La terapia comunitaria integrativa como herramienta eficaz en situaciones de desastres naturales. *PUCE*, 3(105), 365-384.



ORIGINAL

Three-Factor Eating Questionnaire-R18 (TFEQ-R18) Spanish Version: Factor Structure Analysis Among Normal Weight and Overweight Adults¹

Cuestionario de Tres Factores de la Alimentación R18 (TFEQ-R18) Versión en Español: Análisis de la Estructura Factorial en los Adultos de Peso Normal y con Sobrepeso

Dagmara Wrzecionkowska², and Sofía Rivera Aragón

Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, México

Recibido 30 agosto 2020, Aceptado 4 de marzo 2021

Abstract

The objective of this study was to examine the construct validity of the Three Factor Eating Questionnaire (TFEQ) Revised-18, an instrument designed to measure: Uncontrolled Eating, Emotional Eating and Cognitive Restraint, in a sample of Mexican adults of different weights. 342 man and women, with age range 19-79 years old ($M=40$), were recruited. TFEQ was emailed to the participants who earlier had their weight and height measured. Exploratory and confirmatory factor analysis was applied to examine TFEQ structure. The original three factor structure was corroborated, with nine items loading high on Uncontrolled Eating factor, three on Emotional Eating and four out of the original six on Cognitive Restraint. Two items were excluded due to low item-total correlations. Higher levels of Cognitive Restraint were associated with higher BMI ($r=.13$, $p < .05$), we found no connection between Uncontrolled Eating or Emotional Eating and body weight. Our findings suggest that the abbreviated TFEQ (16 items), is a psychometrically valid measure, and can be used to evaluate the tendencies of Cognitive Restraint, Uncontrolled Eating and Emotional Eating in the population of Mexican adults with different body weights.

Keywords: TFEQ-R18, Eating Behavior, Factor Structure, Mexican Population

¹ The authors thank Programa de Becas Posdoctorales at Universidad Nacional Autónoma de México for the support provided to develop this work. The authors also thank The Project Conacyt Fronteras 1093 and Dr. Christopher R. Stephens from Centro de Ciencias de la Complejidad, Universidad Nacional Autónoma de México for facilitating data collection for this article and for several years of collaboration regarding the topic of obesity in Mexico.

² Contact info: D. Wrzecionkowska, email: dagmara0510@gmail.com

Resumen

El objetivo de este estudio fue examinar la validez de constructo del Cuestionario de Tres Factores de Alimentación (TFEQ) revisado-18, un instrumento diseñado para medir: Ingesta Incontrolada (II), Ingesta Emocional (IE), y Restricción Cognitiva (RC), en mexicanos adultos de diferentes pesos. Participaron 342 hombres y mujeres, con un rango de edad 19-79 años (M 40). A los participantes se les midió peso y estatura y posteriormente se les envió TFEQ por correo electrónico. La estructura del TFEQ se examinó con el análisis factorial exploratorio y confirmatorio. Se corroboró la estructura original de tres factores, con nueve reactivos que cargaron alto en II, tres en IE y cuatro de los seis originales en RC. Se excluyeron dos ítems debido a las bajas correlaciones reactivo-puntaje total. Los niveles más altos de RC se asociaron con un IMC más alto ($r .13, p < .05$), no se encontraron relaciones entre II o IE y el peso corporal. Nuestros hallazgos sugieren que el TFEQ abreviado (16 ítems) es una medida psicométricamente válida y puede usarse para evaluar las tendencias de II, IE, y RC en la población de adultos mexicanos con diferentes pesos.

Palabras Clave: TFEQ-18, Comportamiento Alimentario, Estructura Factorial, Población Mexicana

Better knowledge of the psychology of eating, its cognitive, emotional and behavioral aspects call for more attention given the increasing prevalence of obesity worldwide, and particularly in the under-investigated populations where obesity rates are peaking. In Mexico 75% of adults is either overweight or obese (Secretaría de Salud, 2018), yet the interaction between eating behavior and health has not been extensively investigated. There is a need for valid instruments applicable to a Latin population for evaluating eating behavior.

The Three-Factor Eating Questionnaire (TFEQ) is one of the recognized, and extensively used instruments in the study of eating behavior, yet it has not been validated –its shorter version- in Mexican population. The TFEQ was originally developed by Stunkard and Messick (1985) to measure cognitive restraint in relation to food intake in obese population, with items pool derived from Herman and Polivy's Revised Restraint Scale, Pudel's Latent Obesity Questionnaire and items written based on clinical experience (Stunkard & Messick, 1985). It was created to improve some of the psychometric issues found in the predictive and construct validity of the Restraint Scale proposed earlier by Herman and Mack (1975). The original TFEQ consisted of 51 items related to cognitive restraint, disinhibition of eating control, and susceptibility to hunger. Since

then, several studies have raised doubt regarding the structure stability and scalability of the instrument. Karlsson, Persson, Sjostrom, & Sullivan (2000) to test scaling properties and construct validity of the TFEQ applied it in a sample of 4377 Swedish, middle-aged, obese men and women. The original factor structure of the TFEQ was not replicated, resulting in a revised version of the questionnaire, with the number of items reduced to 18, representing three modified sub-scales: Uncontrolled Eating, Emotional Eating, and Cognitive Restraint. Uncontrolled Eating dimension comprised 9 items from the original disinhibition of eating control and susceptibility to hunger sub-scales. Emotional Eating emerged as a factor corresponding to three items from disinhibition sub-scale. Optimized Cognitive Restraint scale included 6 items related to a self-imposed cognitive limitation (Karlsson et al., 2000).

The concept of cognitive control was introduced in a study by Herman and Mack (1975), pointing out to the restrained eaters' disinhibition effect, i.e., the overeating after a perceived diet violation. Most restrained eaters do not succeed in maintaining uninterrupted restriction of food intake, so restraint is interrupted with episodes of disinhibited eating resulting in overeating (Heatherton, Herman, Polivy, King, & McGree, 1988). Restrained eaters in comparison to unrestrained eaters are thought to use self-control

processes to try to consciously suppress their food intake and this way to manage their weight, what can lead to dysregulation of internal perceptions of satiety and hunger based on physiological signals (Sweerts, Apfeldorfer, Romo, & Kureta-Vanoli, 2016). Disinhibition or Uncontrolled Eating refers to this tendency of overeating while feeling out of control. It can be triggered by for example stress (Greeno & Wing 1994), ego threats, (Heatherton, Herman, & Polivy 1991), or distraction (Mann & Ward, 2000). Emotional Eating represents the tendency to eat in response to negative emotions (Moskovich, Hunger, & Mann, 2012).

As Karlsson et al. (2000) indicated the TFEQ represented an advance in measuring the eating behavior allowing to advance understanding of eating patterns in obese population, yet further studies beyond obese populations were needed. Since then, the TFEQ-R18 structure was successfully replicated in samples of different weight categories and in different cultures. e.g., in a sample of 529 French men and women (de Lauzane et al., 2004); in a sample of Spanish students ranging from underweight to obese (Jáuregui-Lobera, García-Cruz, Carbonero-Carreño, Magallares, & Ruiz-Prieto, 2014), or in 2997 Finnish females, aged 17 to 20 years, majority of normal weight but including also underweight and obese (Anglé et al., 2009). Same structure was confirmed in Poland in the group of 200 normal weight and 37 obese adults (Brytek-Matera, Rogoza, & Czepczor-Bernat, 2017). It was also tested in Chile (Pérez-Fuentes, Molero Jurado, Gázquez Linares, & Oropesa Ruiz, 2018) with a sample of adults, (n=983) replicating three-dimensional structure.

The objective of the present study was to evaluate the factor structure and reliability of TFEQ- R18 in a Mexican sample of adults representing different weight categories. We also examined associations between the TFEQ-R18 and both Body Mass Index (BMI) and Waist to Height Ratio WHtR). Both BMI and WHtR have been proven good predictors of cardio metabolic risk, with the cut-off points: BMI \geq 25 for overweight and \geq 30 for obesity, and .5cm for Waist to Height Ratio.

Method

Participants

Subjects were recruited among the participants of a larger obesity study at the *Universidad Nacional Autónoma de México* (UNAM), that aims at examining multiple factors contributing to obesity. For the present study participants included 342 workers and students from that university, of average age 40 +/-14 years (range 19-79). Table 1 includes demographic and anthropometric characteristics of the participants.

Table 1
Demographic and anthropometric characteristics of the participants, n= 342

Variable	Mean/ Percentage	SD
Age	40.4	13.8
Women	68%	
Single	58%	
Higher education	72%	
Overweight & obese	57%	
Weight kg	68.3	13.2
Height cm	161.6	9.1
Waist Circumference cm (WC)	85.9	11.5
BMI kg/m ²	26.08	4.10
WC/Height cm (WHtR)	0.53	0.07

Instruments

TFEQ-18 Measure. The 18 item TFEQ is a widely used self-assessment questionnaire to evaluate eating behavior. It comprises three sub-scales: Uncontrolled Eating (9 items), Emotional Eating (3 items), Cognitive Restraint (6 items). Uncontrolled Eating refers to loss of control over eating, higher scores indicate less control. Emotional Eating indicates overeating under the influence of negative emotions, higher scores are indicative of consuming more under the influence of emotions. Cognitive Restraint, refers to controlling food intake to manage body weight, higher scores indicate more control (Karlsson et al., 2000). The

Cognitive Restraint sub-scale was reversed for reliability and factor analysis. 17 items are measured on a 1 to 4 response scale, (responses to items 1 through 13 go from 1 definitely false till 4 definitely true) and the last item on an eight-point numerical rating scale. This last item was later recoded to 4 item scale. The English version was translated into Spanish. Item 1 with a reference to meat “When I smell a sizzling steak or a juicy piece of meat, I find it very difficult to keep from eating, even if I have just finished a meal.”, was replaced with a more general expression “When I smell delicious food, I find it very difficult to keep from eating, even if I have just finished a meal.” (Anglé et al., 2009). It was considered that this wording was more inclusive, not alienating those who do not eat meat.

Anthropometric measurements. Height was measured with a stadiometer to the nearest half centimeter, weight with OMRON HBF-514C scale to the nearest 0.1 kg without shoes and any outerwear, and waist circumference (WC) with SECA 201 ergonomic circumference measuring tape to the nearest centimeter. Waist to Height Ratio (WHtR) and BMI were calculated. To classify participants into BMI categories World Health Organization’s norms were applied <18.5 for underweight, <25 for normal weight, <30 for overweight, and ≥ 30 for obese. Those with BMI <18.5 were excluded. Those with obesity and overweight were grouped together (n=193, 57% of the total sample) to assure groups comparability vs. those with normal weight (n=147, 53%). For WHtR a boundary value of .5 was applied, reported in recent studies as a sensible threshold, more sensitive than BMI as an early warning of obesity-related health risks for men, women, children and across different ethnic groups (Ashwell, Gunn, & Gibson, 2012; Browning, Hsieh, & Ashwell, 2010).

Procedure

During pre-scheduled appointment participants of the larger obesity study at UNAM had their anthropometric measures taken. Written consent was obtained from every participant and data discussed here is ano-

nymized. Within couple months from the appointment TFEQ-R18 was sent to the same participants via email.

Statistical Analysis

The sample was randomly split in half to perform exploratory factor analysis on one half, and confirmatory factor analysis on the other data set. Data included frequency distribution, skew and kurtosis, differences between quartile 1 and 3. Cronbach’s alpha coefficients were computed to estimate the internal-consistency reliability of the scale scores, including coefficients for subscales and total score, item-to-scale correlations for scales and total score, and alpha if item deleted. Sample adequacy for factor analysis was assessed with the Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) index and with Bartlett’s sphericity tests.

Exploratory factor analysis (EFA) was performed to test factor structure, loads of the TFEQ and percentage of the variance explained. Two extraction methods were explored: principal components with orthogonal, Varimax rotation and maximum likelihood with Quartimax rotation. A cut-off point of >.40 was used for the factor loadings.

Confirmatory factor analysis (CFA) was used to test the fit of the three-factor model to the data, with the final model required to have: CMIN/DF <3, Comparative Fit Index (CFI) >.95; Goodness of Fit Index (GFI) >.90, errors: Root Mean Square of Approximation (RMSEA) <.06, and Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) <.08, indicative of good fit (Hu & Bentler, 1999).

Relationships between the TFEQ factors and: BMI and WHtR were examined via correlations and t-test. Data was analyzed with SPSS 25 and AMOS 23 for exploratory and confirmatory analysis respectively.

Results

Data suitability for factor analysis

Analysis of item frequency distribution indicated that item 14 “How often do you feel hungry?” had 62%

of responses accumulated in the answer “sometimes between meals”. As no other issues were identified with this item, and taking into consideration the closeness of 62% to the cut-off point of 60% the item was maintained in further analysis.

None of the items obtained values of skew or kurtosis greater than |1.3| suggesting normal distribution of the data. Items 2 and 15 did not discriminate between extreme groups of quartiles 1 and 3. KMO index of sample adequacy was .838 (.841 after removing items 2 and 15), falling within the acceptance range of $>.80$ and Bartlett’s sphericity tests resulted in $\chi^2(153) = 854.659, p < .001$ (after removing items 2 and 15 $\chi^2(120) = 778.577, p < .001$), meeting the criteria of $p < .05$, indicative of sample adequacy for the factor analysis (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2014).

Internal Consistency

Revision of item-total correlation showed weak correlations for item 2 “I deliberately take small helpings as a means of controlling my weight.” (-.054) and item 15 “How frequently do you avoid ‘stocking up’ on tempting foods?” (-.041), both from the Cognitive Restraint sub-scale. Inverting the items did not increase item-total correlation. Other item-total correlations ranged from .27 to .59. Elimination of the two items improved total scale’s internal-consistency reliability from .77 to .82. The sub-scale coefficients ranged from .59 for Cognitive Restraint to .84 for Uncontrolled Eating. See Table 2. Although values greater than .70 are commonly considered as indicative of acceptable reliability based on Cronbach’s alpha, Schmitt (1996) has proposed that there is no general level (as .70) where alpha becomes acceptable, but rather that instruments even with lower value of alpha can still be useful in certain circumstances. Number of items from Cognitive Restraint were reduced from six to four, future incorporation of additional items or translation-optimized items could improve the sub-scale reliability.

Factor Structure of the TFEQ-R18

According to the principal component analysis with a Varimax rotation, the original three factor structure was replicated, with the following number of items per sub-scale: Uncontrolled Eating with 9 original items, Emotional Eating with 3 original items, and Cognitive Restraint with 4 items, out of original 6. Item communalities ranged from .32 to .66. Communalities of 11 out of the 16 items were $>.45$. The three-factor solution accounted for 50% of the total variance. A rotated component matrix indicated that each of the 16 items loaded positively to one of the three factors. Items with factor loadings $>.40$ are presented in Table 2. Using Maximum likelihood extraction with Quartimax rotation produced similar factor structure and high item loadings.

Inter-correlations of sub-scales

Emotional Eating was positively associated with Uncontrolled Eating ($r = .45, p < .001$), higher Emotional Eating scores were connected with higher disinhibition. An inverse association was observed between Uncontrolled Eating and Cognitive Restraint scores ($r = -.26, p < .001$), higher dietary restraint scores were connected with less tendencies to exhibit uncontrolled eating. Correlation between Emotional Eating and Cognitive Restraint was not significant ($r = -.13, p = .08$).

Confirmatory Factor Analysis

Confirmatory factor analysis evaluated the model fit with three sub-scales, with 18 items and 16 items. A better model fit was obtained removing items 2 and 15. See Table 3. In addition, following the indications from the modification indices for the model fit optimization, we associated the errors of items related to hunger on the Uncontrolled Eating scale. The factor structure of the TFEQ-R16 is depicted in Figure 1.

Table 2
TFEQ sub-scales and factorial weights for items, consistency indices and communalities

Item	Uncontrolled Eating	Factor Emotional Eating	Cognitive Restraint	Communality
9 I am always hungry so it is hard for me to stop eating before I finish the food on my plate	0.80			0.66
8 I get so hungry that my stomach often seems like a bottomless pit.	0.79			0.66
13 I am always hungry enough to eat at any time.	0.73			0.54
4 Sometimes when I start eating, I just can't seem to stop.	0.69			0.58
7 When I see a real delicacy, I often get so hungry that I have to eat right away.	0.68			0.49
17 Do you go on eating binges though you are not hungry?	0.56			0.35
14 How often do you feel hungry?	0.54			0.31
1 When I smell a delicious food, I find it very difficult to keep from eating, even if I have just finished a meal	0.46			0.34
5 Being with someone who is eating often makes me hungry enough to eat also	0.46			0.34
6 When I feel blue, I often overeat.		0.79		0.65
10 When I feel lonely, I console myself by eating.		0.77		0.64
3 When I feel anxious, I find myself eating.		0.76		0.60
12 I do not eat some foods because they make me fat.			0.77	0.59
11 I consciously hold back at meals in order not to gain weight.			0.71	0.53
18 On a scale of 1 to 8, where 1 means no restraint in eating and 8 means total restraint, what number would you give yourself?			0.66	0.46
16 How likely are you to consciously eat less than you want?			0.46	0.32
Variance explained	30%	11%	9%	
Cronbach's Alpha	0.84	0.73	0.59	

Further analysis was conducted with 16 items: keeping the original structure of Emotional Eating and Uncontrolled Eating, and with 4 items of Cognitive Restraint.

Associations between TFEQ-R18 scores and BMI

Means and standard deviations per scale are presented in Table 4. Mean scores on the three domain scores reported by gender (male, female) showed that mean domain scores were comparable for Uncontrolled Eating and meaningfully different for male and female samples for Emotional Eating and Cognitive

Table 3
Fit indices for two measurement models examined via CFA, n=171

	Model TFEQ-R18	Model TFEQ-R16 w/o items 2&15	Model TFEQ-R16 errors on hunger correlated
Chi-square	254 a*	180b*	139 c*
CMIN/df	1.93	1.78	1.42
CFI	0.88	0.92	0.96
GFI	0.85	0.87	0.91
RMSEA	0.07	0.07	0.05
SRMR	0.09	0.06	0.06

Note: Benchmarks are cited from Hu & Bentler (1999); CFI= Comparative Fit Index, GFI= Goodness of Fit Index, RMSEA= Root Mean Square of Approximation, SRMR= Standardized Root Mean Square Residual, a df =132, b df = 101, c df = 98, *p<.001.

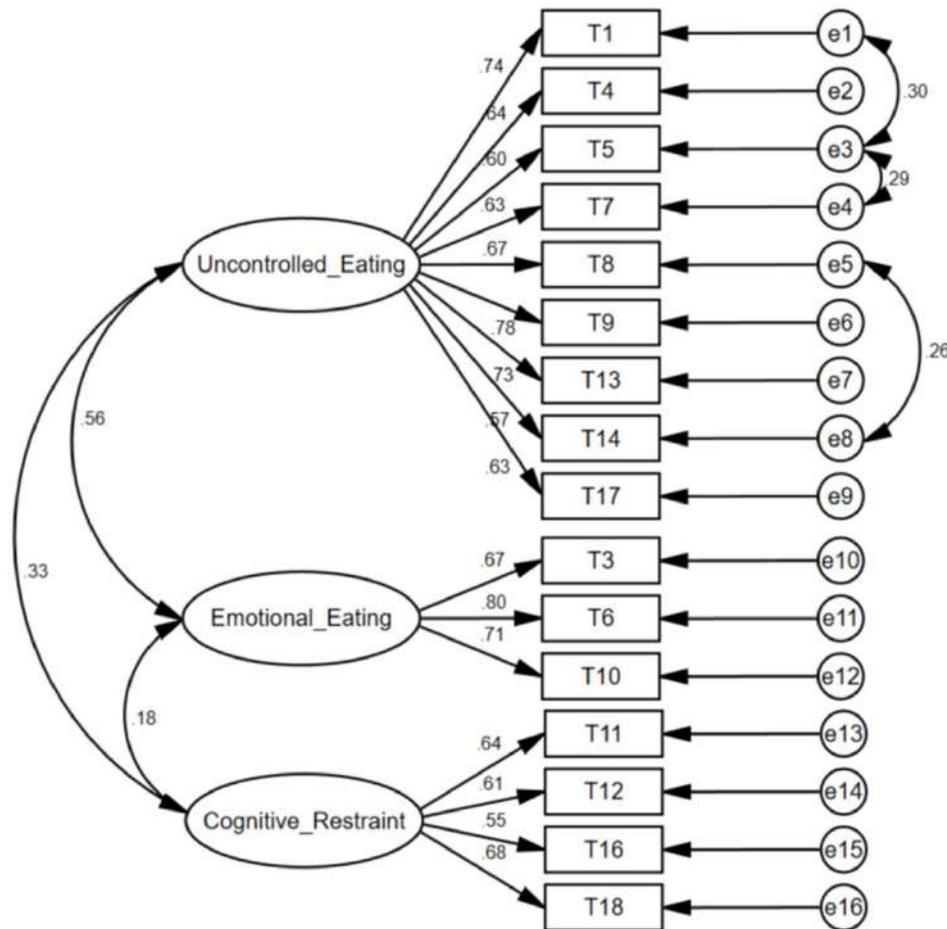


Figure 1. The three-factor model with standardized factor loadings in Mexican adults.

Restraint, with females having more tendency to exercise emotional eating and cognitive control than men.

Pair-wise comparisons of sub-scale scores between the two BMI categories (normal weight vs BMI \geq 25) reached statistical significance only for Cognitive Restraint ($t=-2.287$, $df=339$, $p=.023$), indicating that the overweight group (obese included) tends to exercise more cognitive control over the quantities they eat. When additionally split by gender the significant difference between overweight (obese included) and non-overweight was maintained only in the female group. Meaning overweight women use more cognitive control vs. normal weight women ($t=-2.558$ $df=229$ $p=.011$). Interestingly there was a significant difference in Emotional Eating between normal BMI and overweight (obese included) men ($t=2.350$ $df=101$

$p=.021$), indicating more consumption under distress in case of the overweight men, yet still below female levels of overeating when facing negative emotions.

When examining BMI as a continuous variable, BMI and TFEQ Cognitive Restraint scores were correlated among the entire sample: the higher the BMI, the higher the Cognitive Restraint score ($r = .13$, $p < .05$). BMI correlations with Uncontrolled Eating, and Emotional Eating scores were close to zero and not statistically significant. When split by BMI at 25, and by gender, the correlation between BMI and Cognitive Restraint stayed significant only for women with normal weight ($r .28$, $p=.004$), indicating that while overweight women (obese included) have overall higher Cognitive Restraint scores, within the group of normal BMI Cognitive Restraint scores grow with

BMI. For normal weight men, negative correlations of BMI with both Emotional Eating (EE) and Uncontrolled Eating (UE) scores were encountered (EE: $r = -.52$ $p = .001$, UE: $r = -.53$ $p > .001$). See Table 5.

Although pair-wise comparisons of sub-scale scores between the two BMI categories indicated no meaningful difference with regard to Uncontrolled Eating (slightly lower scores among those with normal weight), there was a significant association with BMI within the group of normal weight: the lower the BMI the higher the Uncontrolled Eating scores. When split by gender this was true only for men.

Associations between TFEQ-R18 scores and waist to height ration (WHtR)

Dividing the sample based on waist/height .5 cut-off point, showed significant differences between the means for Cognitive Restraint scores, indicating that those with larger waist circumferences, specifically larger WHtR, exercise more cognitive control over the quantities they eat ($t = -2.399$ $df = 341$ $p = .017$). No significant difference was found for the other two

sub-scales. Overall tendencies were similar as with regard to association between BMI and the TFEQ sub-scale scores.

Discussion

In the present study, factor structure of the Three Factor Eating Questionnaire Revised-18 was examined in a population-based sample of 340 Mexican adults, with body weight varying from normal to obese. Originally, this version of the questionnaire was obtained by Karlsson and colleagues (2000), based on the revision of the earlier 51-item instrument in a sample of 4377 middle-aged, Swedish obese. The three-factor structure obtained by Karlsson et al. (2000) was replicated in the sample of Mexican adults: nine items loaded high on Uncontrolled Eating (UE), three items loaded high on Emotional Eating (EE), and four out of the original six items loaded high on the factor Cognitive Restraint (CR). The items 2 and 15 were excluded from the Cognitive Restraint scale due to low item-total correlations. A study with the French general population also found low item-total correlations for the item 15 (de Lauzon et al., 2004). Also,

Table 4
Means and standard deviations per TFEQ sub-scales, split by gender, BMI & WHtR, $n = 342$

	Uncontrolled Eating			Emotional Eating		Cognitive Restraint	
	N	M	SD	M	SD	M	SD
	342	1.88	0.55	1.92	0.74	2.47	0.65
Women	232	1.86	0.57	2.03^a	0.75	2.61^b	0.65
Men	110	1.93	0.52	1.71^a	0.68	2.36^b	0.64
BMI ≥ 25	195	1.90	0.57	1.92	0.76	2.60^c	0.62
BMI normal	147	1.86	0.53	1.92	0.73	2.44^c	0.68
Women BMI ≥ 25	125	1.86	0.58	1.99	0.76	2.71^d	0.64
Women BMI normal	108	1.88	0.56	2.07	0.74	2.50^d	0.64
Men BMI ≥ 25	70	1.96	0.55	1.81^e	0.74	2.42	0.55
Men BMI normal	39	1.83	0.44	1.52^e	0.52	2.29	0.76
WHtR $\geq .5$ cm	234	1.89	0.57	1.93	0.77	2.59^f	0.65
WHtR $< .5$ cm	108	1.88	0.53	1.91	0.68	2.41^f	0.65

Note: Pair numbers marked with bold (a, b, c, d, e, f) indicate significant difference at $p < .05$.

Table 5
Correlations between TFEQ sub-scales and: BMI and WHtR, n=342

	Total sample	Split by BMI		Split by Gender		Split by BMI & Gender			
		BMI < 25	BMI ≥ 25	Women	Men	Women		Men	
						BMI < 25	BMI ≥ 25	BMI < 25	BMI ≥ 25
TFEQ sub-scales correlations with BMI									
Uncontrolled Eating	-.03	-.18*	-.02	.00	-.10	-.07	.03	-.53**	-.12
Emotional Eating	.03	-.14	.11	.03	.08	-.01	.15	-.52**	.03
Cognitive Restraint	.13*	.20*	-.02	.13*	.17	.28**	-.09	.07	.11
TFEQ sub-scales correlations with WHtR									
Uncontrolled Eating	-.06	-.12	-.09	-.03	-.16	-.02	-.04	-.45**	-.21
Emotional Eating	.02	-.06	.08	.04	.04	.05	.12	-.40*	-.01
Cognitive Restraint	.13*	.13	.02	.15*	.13	.13	.03	.17	-.03

Note: **p < .01, *p < .05.

a study with a Greek population (Kavazidou et al., 2012) encountered issues regarding the item 15, that loaded apart from the other items of the Cognitive Restraint factor. It is up to the future research to investigate whether cultural differences or the item interpretation based on the specific language translation, contribute to the item weakness.

Overall, we conclude that construct validity of the TFEQ was good. Our results corroborate earlier findings suggesting that the TFEQ is a valid measure of eating behavior among population of varying weight: from normal weight to obese. The three-factor solution has been corroborated also in French adults' sample, with multitrait/multiitem scaling analyses showing satisfactory internal consistency (de Lauzon et al., 2004), the coefficients ranged from .83 for Uncontrolled Eating to .87 for Emotional Eating. The three factor solution was also confirmed via CFA in Chile sample of healthcare professionals, obtaining good internal consistency, with the following Cronbach's alpha coefficients: .88 UE, .90 EE and .85 for CR. Slightly lower value for alpha for Cognitive Restraint, compared to other sub-scales, was also found in the Swedish obese subjects' study were: .76 CR, .83 UE, .85 EE (Karlsson et al, 2000); or in the study with young Finnish females: .75 CR, 0.85 UE, and 0.87 for EE (Anglé et al., 2009). In this study CR had the lowest Cronbach's alpha among three sub-scales, which might be also related to the elimination

of two items. Additional studies may help to optimize the CR sub-scale.

The relationships between the sub-scales were similar to those obtained by Karlsson and colleagues (2000), i.e. higher Emotional Eating scores were connected with higher disinhibition while higher dietary restraint scores were connected with less tendencies to exhibit Uncontrolled Eating. We also found that higher Emotional Eating scores were associated with lower cognitive control, the relationship that was not found in the earlier mentioned study. The difference between our study and Karlsson's et al. (2000), may be attributed to the sample characteristics. Our sample included adults of various weights, while the other study focused only on obese.

TFEQ and Body Weight

The second objective of our study was to analyze TFEQ-R18 scores relationship with BMI and waist to height ratio (WHtR). We found that of the three factors of the TFEQ, Cognitive Restraint was connected with BMI in Mexican adults. Higher scores of Cognitive Restraint were associated with a higher BMI and WHtR. The overweight and obese women had significantly higher levels of Cognitive Restraint compared to the normal weight females, yet within the group of normal weight women there was a

stronger positive association between BMI and Cognitive Restraint scores. These findings are in line with the restraint theory of obesity and some earlier studies, for example, Anglé et al. (2009) and Beiseigel & Nickols-Richardson (2004), yet it needs to be noted that both mentioned studies found this relationship in female populations.

Is it cognitive control that predicts body weight or is it body weight that influences certain patterns of cognition and behavior in relation to eating? The question has been raised by Anglé et al. (2009), and the two-year-follow-up study realized by de Lauzon-Guillain, Basdevant, Romon, Karlsson, Borys, & Charles, (2006) showed that a high initial BMI was associated with a larger increase in CR after two years, while initial CR did not predict change in BMI variable, suggesting that the latter might be true. The question with regard to the effectiveness of Cognitive Restraint as a dieting strategy is still pending more clear answer. Some studies point out that the restraint domain could be divided into two forms, flexible and rigid, and that the rigid form (characterized by an 'all-or-nothing' approach to eating) seemed to be associated more with overeating (Meule, Westenhöfer, & Kübler, 2011).

Of the three factors of TFEQ-R18, we found no connection between Uncontrolled Eating or Emotional Eating and body weight, when BMI was analyzed as a continuous variable. In the total sample, Uncontrolled Eating had no connection with BMI, yet when split based on BMI ≥ 25 , in the normal weight group there was an inverse correlation between BMI and Uncontrolled Eating. Regarding the Emotional Eating, for instance Anglé et al. (2009) found Emotional Eating being connected with body weight in women, higher scores of Emotional Eating were associated with the higher BMI. Lack of a meaningful correlation between the two in our sample can be driven by the inclusion of men. Women overall had higher levels of EE, compared to men in our study.

Some limitations need to be mentioned. The sample included mostly those with higher education (72%), and consisted predominantly of women (68%). There are several studies of TFEQ with female samples only, yet there is little information on how TFEQ scores

may differ depending on the education level. Overall, the data we gathered using the TFEQ behaved in the analyses in a similar manner when compared to earlier analyses of the questionnaire, indicating that the instrument was valid, yet low internal consistency for Cognitive Restraint sub-scale needs to be addressed in further studies.

Conclusions

The construct validity of the abbreviated version (16 items) of TFEQ was good in the sample of Mexican adults with a varying range of body weights, after eliminating two items from the Cognitive Restraint scale. Our findings suggest that the abbreviated TFEQ, is a psychometrically valid measure, and can be used to evaluate the tendencies of cognitive restraint, uncontrolled eating and emotional eating in this population. Additionally, as shown in earlier studies higher levels of cognitive restraint were associated with higher BMI, which raises the question on the usefulness of dietary techniques based on rigid cognitive control.

Conflict of interests

None.

Referencias

- Anglé, S., Engblom, J., Eriksson, T., Kautiainen, S., Saha, M.-T., Lindfors, P., Lehtinen, M., & Rimpelä, A. (2009). Three-Factor Eating Questionnaire-R18 as a measure of cognitive restraint, uncontrolled eating and emotional eating in a sample of young Finnish females. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 6(1), 41. doi:10.1186/1479-5868-6-41
- Ashwell, M., Gunn, P., & Gibson, S. (2012). Waist-to-height ratio is a better screening tool than waist circumference and BMI for adult cardiometabolic risk factors: systematic review and meta-analysis. *Obesity Reviews*, 13(3), 275-286. doi:10.1111/j.1467-789X.2011.00952.x
- Beiseigel, J. M. & Nickols-Richardson, S. M. (2004). Cognitive eating restraint scores are associated with body fatness but not with other measures of dieting in women. *Appetite*, 43(1), 47-53. doi:10.1016/j.appet.2004.02.002

- Browning, L. M., Hsieh, S. D., & Ashwell, M. (2010). A systematic review of waist-to-height ratio as a screening tool for the prediction of cardiovascular disease and diabetes: 0.5 could be a suitable global boundary value. *Nutrition Research Reviews*, 23(2), 247-269. doi:10.1017/S0954422410000144
- Brytek-Matera, A., Rogoza, R., & Czepczor-Bernat, K. (2017). The Three-Factor Eating Questionnaire-R18 Polish version: factor structure analysis among normal weight and obese adult women. *Archives of Psychiatry and Psychotherapy*, 3, 81-90. doi:10.12740/APP/76342
- de Lauzon, B., Romon, M., Deschamps, V., Lafay, L., Borys, J.-M., Karlsson, J., Ducimetière, P., Charles, M. A., & the Fleurbaix Laventie Ville Sante (FLVS) Study Group. (2004). The Three-Factor Eating Questionnaire-R18 is able to distinguish among different eating patterns in a general population. *Journal of Nutrition*, 134(9), 2372-2380.
- de Lauzon-Guillain, B., Basdevant, A., Romon, M., Karlsson, J., Borys, J.-M., & Charles, M. A. (2006). Is restrained eating a risk factor for weight gain in a general population? *The American Journal of Clinical Nutrition*, 83(1), 132-138. doi:10.1093/ajcn/83.1.132
- Greeno, C. G. & Wing, R. R. (1994). Stress-induced eating. *Psychological Bulletin*, 115(3), 444-464. doi:10.1037/0033-2909.115.3.444
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B.J., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis*. 7th Ed. Essex: Pearson Education.
- Heatherton, T. F., Herman, C. P., Polivy, J., King, G. A., & McGree, S. T. (1988). The (mis)measurement of restraint: an analysis of conceptual and psychometric issues. *Journal of Abnormal Psychology*, 97(1), 19-28.
- Heatherton, T. F., Herman, C. P., & Polivy, J. (1991). Effects of physical threat and ego threat on eating behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(1), 138-143. doi:10.1037/0022-3514.60.1.138
- Herman, C. P. & Mack, D. (1975). Restrained and unrestrained eating. *Journal of Personality*, 43(4), 647-660. doi:10.1111/j.1467-6494.1975.tb00727.x
- Hu, L. T. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi:10.1080/10705519909540118
- Jáuregui-Lobera, I., García-Cruz, P., Carbonero-Carreño, R., Magallares, A., & Ruiz-Prieto, I. (2014). Psychometric properties of Spanish version of the Three-Factor Eating Questionnaire-R18 (TFEQ-Sp) and its relationship with some eating- and body image-related variables. *Nutrients*, 6(12), 5619-5635. doi:10.3390/nu6125619
- Karlsson, J., Persson, L. O., Sjostrom, L., & Sullivan, M. (2000). Psychometric properties and factor structure of the Three-Factor Eating Questionnaire (TFEQ) in obese men and women. Results from the Swedish Obese Subjects (SOS) study. *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 24, 1715-1725.
- Kavazidou, E., Proios, M., Liolios, I., Doganis, G., Petrou, K., Tsatsoulis, A., & Tsiligioglou-Fachantidou, A. (2012). Structure validity of the Three-Factor Eating Questionnaire-R18 in Greek population. *Journal of Human Sport & Exercise*, 7(1), 218-226. doi:10.4100/jhse.2012.71.01
- Mann, T. & Ward, A. (2000). Don't mind if I do: disinhibited eating under cognitive load. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(4), 753-763.
- Meule, A., Westenhöfer, J., & Kübler, A. (2011). Food cravings mediate the relationship between rigid, but not flexible control of eating behavior and dieting success. *Appetite*, 57(3), 582-584. doi:10.1016/j.appet.2011.07.013.
- Moskovich, A., Hunger, J., & Mann, T. (2012). *The psychology of obesity*. In J. Cawley (Ed.), *The Oxford handbook of the social science of obesity* (pp. 87-104). Oxford University Press. doi: 10.1093/oxfordhb/9780199736362.013.0006
- Pérez-Fuentes, M., Molero Jurado, M., Gázquez Linares, J. J., & Oropesa Ruiz, N. F. (2018). Psychometric properties of the Three-Factor Eating Questionnaire in healthcare personnel. *Nutrición Hospitalaria*, 36(2), 434-440. doi: 10.20960/nh.2189
- Schmitt, N. (1996). Uses and abuses of coefficient alpha. *Psychological Assessment*, 8(4), 350-353. doi:10.1037/1040-3590.8.4.350
- Sweerts, J. S., Apfeldorfer, G., Romo, L., & Kureta-Vanoli, K. (2016). Treat or enhance cognitive restraint in individuals suffering from overweight or obesity? Systematic review of the literature. *SOJ Psychology*, 3(1), 1-8.
- Secretaría de Salud. Instituto Nacional de Estadística y Geografía, & Instituto Nacional de Salud Pública. (2019). *Encuesta nacional de salud y nutrición 2018. Presentación de resultados*. https://ensanut.insp.mx/encuestas/ensanut2018/doctos/informes/ensanut_2018_presentacion_resultados.pdf
- Stunkard, A. J. & Messick, S. (1985). The Three-Factor Eating Questionnaire to measure dietary restraint, disinhibition and hunger. *Journal of Psychosomatic Research*, 29(1), 71-83.



ORIGINAL

Positive Affect/Negative Affect Scale for Mexicans (PANA-M): Evidences of Validity and Reliability

Escala de Afecto Positivo/Afecto Negativo en México (APAN-M): Evidencias de Validez y Confiabilidad

Pedro Wolfgang Velasco-Matus^{1 a}, Sofía Rivera Aragón^a,
Alejandra del Carmen Domínguez Espinosa^b, Fernando Méndez Rangel^{c, d},
and Rolando Díaz Loving^a

^a Faculty of Psychology, National Autonomous University of Mexico, Mexico

^b Iberoamerican University, Mexico

^c Faculty for Higher Studies "Zaragoza", National Autonomous University of Mexico, Mexico

^d Intercontinental University, Mexico

Recibido 30 julio 2020, Aceptado 5 de marzo 2021

Abstract

The affective component of Subjective Well Being refers to the emotional evaluations people make regarding day-to-day life events. These emotional responses can be categorized into two: Positive affect and Negative affect. Positive affect usually indicate that life is going well, and everything is as expected; negative affect indicates the opposite. Despite the immense number of instruments and scales that currently exist around this topic, there's still room for improvement regarding psychometric properties. To minimize some of the recent challenges, a new Affect scale was developed instead of adopting or adapting an existing one. Three independent studies use several techniques (Exploratory Factor Analysis, Confirmatory Factor Analysis, Convergent validity, Cronbach's Alpha, McDonald's Omega, Tucker's congruence coefficient) to show adequate validity and reliability properties. The final product, a Positive Affect/Negative Affect Scale -originally developed for Mexico-, shows adequate properties and even suggest proper functioning in an Argentinian sample. Strengths for this new scale are discussed and the relationship between positive/negative affect with other psychological variables is discussed as well.

Keywords: Positive affect, Negative affect, Alfa, Omega, Psychometry

1 Contact: Dr. Pedro W. Velasco Matus, email: velasco.matus@gmail.com; National Autonomous University of Mexico, Mexico City, Mexico.

Resumen

El componente afectivo del bienestar subjetivo se refiere a evaluaciones emocionales que la gente hace sobre lo que le sucede día a día. Dichas emociones pueden ser clasificadas en dos rubros (afecto positivo y afecto negativo), e incluyen: Tristeza, enojo, ira, alegría, felicidad, entre muchas otras. En general, las emociones positivas son indicativas de que todo está saliendo como se espera, y que las cosas van bien; mientras que el afecto negativo suele indicar lo contrario. A pesar de la inmensa cantidad de instrumentos que existen para medir variables como el afecto, la felicidad, o bienestar, aún hay grandes oportunidades de mejora en el campo. Para contrarrestar algunos de los cuestionamientos recientes a los instrumentos existentes, se construyó (en vez de adoptar o adaptar) una escala de afecto basada en investigaciones exploratorias recientes. El estudio uno ($n = 390$ mexicanos, $M_{\text{edad}} = 23.44$; $DE_{\text{edad}} = 8.06$) del presente trabajo detalla la depuración del conjunto inicial de reactivos y cómo, a través de un Análisis Factorial Exploratorio se obtuvo una configuración de dos factores. Con el propósito de brindar indicadores adicionales de validez, se llevó a cabo una red nomológica utilizando Satisfacción con la vida, Auto-identidad, Felicidad y Autoestima. La confiabilidad de esta escala fue evaluada a través de dos indicadores: Alfa de Cronbach y omega de McDonald. El segundo estudio ($n = 323$, $M_{\text{edad}} = 23.88$; $DE_{\text{edad}} = 9.15$) corroboró la estructura factorial a través de un Análisis Factorial Confirmatorio. La validez concurrente se evaluó con Adaptación sociocultural, Satisfacción con la vida y el modelo HEXACO. Nuevamente, aspectos de confiabilidad se evaluaron a través de alfa de Cronbach y omega de McDonald. Finalmente, el tercer estudio ($n = 274$ mexicanos con $M_{\text{edad}} = 29.33$; $DE_{\text{edad}} = 3.44$, $n = 345$ argentinos con $M_{\text{edad}} = 28.96$; $DE_{\text{edad}} = 2.87$) puso a prueba la equivalencia de la estructura factorial utilizando dos muestras. El coeficiente phi de Tucker demostró que la escala de afecto es equivalente para una muestra argentina y una mexicana. Nuevamente se utilizaron alfa de Cronbach y omega de McDonald para aspectos de confiabilidad. Se discuten las fortalezas de las evidencias de validez y confiabilidad de la nueva escala de afecto a la luz de literatura relevante, sus aportaciones al estado del arte actual y la equivalencia entre culturas.

Palabras Clave: Afecto positivo, Afecto negativo, Alfa, Omega, Psicometría

Subjective Well-Being (SWB) is the personal perception and experience of positive and negative emotional responses and global and specific (domain) cognitive evaluations of satisfactions with life (Diener, 2006; Diener, Lucas, & Oishi, 2018; Proctor, 2014). It has also been defined as a person's cognitive and affective evaluations of his or her life (Diener, Lucas, & Oishi, 2002). The term (SWB) was first introduced by Diener (1984) as a way to understand how people evaluate their lives, including both the affective and cognitive reactions, and has been used interchangeably with happiness. SWB has three main components: Life satisfaction, Positive Affect, and Negative Affect (Diener, 2006, 2009a; Proctor, 2014; Velasco-Matus, Rivera-Aragón, Díaz-Loving, Bonilla-Teoyotl, González-Jimarez, & Domínguez Espinosa, 2020).

As a topic, Subjective Well-Being has been the focus of various empirical and theoretical developments. As shown by Diener et al. (2018), the last few years have shown a huge growth in research regarding SWB. Recent research has shown important contributions about physical, psychological, and even social health (e.g., Cloninger, 2004; Diener et al., 2009; Diener et al., 2018; Eid & Larsen, 2008; INEGI, 2012, 2014; Lyubomirsky, 2008; Nima, Cloninger, Persson, Sikström, & Garcia, 2020; OECD, 2013).

Recent research (Helliwell, Layard, Sachs, & De Neve, 2020, 2021; Helliwell, Layard, & Sachs, 2019; INEGI, 2012, 2014; OECD, 2013) have emphasized the need to quantify life evaluations as a primary indicator of good lives, with some particular focus on the monitoring of affect. As shown by previous research (Diener, 2009; Diener, Pressman, Hunter, & Delga-

dillo-Chase, 2017; Diener et al., 2018; Diener, Suh, Lucas, & Smith, 1999; Kozma, Stones, & McNeil, 1991; Lucas & Diener, 2009; Pavot, 2018; Velasco & Bonilla, 2021; Velasco, Rivera, Díaz, & Reyes, 2015; Velasco et al., 2020; Wilson, 1967, among many others), various manifestations of affect and measures of wellbeing have been linked to sociodemographic factors, life events, involvement in different activities, stress, personality, culture, gender, coping, self-esteem, mental health, family, friends, work, intelligence, income, interpersonal relationships, discrimination, sexual risk behavior, alcohol consumption, impression management, among many other variables.

The affective component of SWB is understood as affective evaluations of the emotions people experience throughout their daily lives. Such emotions include sadness, fear, anger, joy, happiness, among others (Watson et al., 1988), and have conceptually been distinguished into two categories: Positive affect (positive emotions) and Negative Affect (negative emotions). On the other hand, the cognitive aspect is conceptualized as how people evaluate their life as a whole (Diener et al., 1985). These components (affect, life satisfaction) are separable constructs, and researchers may wish to evaluate them separately, despite having equal importance (Gilman, Huebner, & Laughlin, 2000). As mentioned before, affect includes feelings and emotions of various types. Positive affect includes the feelings people experience when things seem to be going well, and negative affect are those feelings when things are not going well. Positive affect can include momentary emotions such as enjoyment, and more long-term moods such as feelings of contentment. Negative affect also includes momentary emotions such as anger or sadness, while also considering longer-lasting moods such as depression (Diener et al., 2017).

Despite some debates regarding how to best conceptualize and measure the affective component of SWB (how frequent or how intensive positive and negative emotions are experienced), most researchers agree that the frequency of emotions, rather than how intensive emotions are experienced, is a better measure of the affective component (Diener et al., 2018; Velasco-Matus, Villanueva-Orozco, Rive-

ra-Aragón, & Díaz Loving, 2016). Also, congruent with Veenhoven's categorization of happiness, wellbeing, and life satisfaction (2005), the fact that wellbeing is understood and assessed as the frequency of favorable, positive, pleasurable moments, functions as an optimal metric. The definition of wellbeing and happiness as momentary or stable moments across time, allow researchers to determine if a live event can produce true wellbeing or if it just a mere, quick, ephemeral sensation.

Veenhoven (2017) has developed a highly informative database of wellbeing research: The World Database of Happiness. We encourage the author to take a look at the database (<http://worlddatabaseof-happiness.eur.nl>) to fully understand the scope and impact of such measures, however, as a manner of abstract, the instruments can be categorized into single item measures, multi-item measures, domain specific measures, and measures of constructs related to wellbeing. As pointed out by Díaz-García, González-Robles, Mor, Mira, Quero, García Palacios, Baños, and Botella (2020), without adequate and reliable measurements of affect, it is impossible to conduct proper research and provide useful data to the field.

As shown by Veenhoven (2017), the field of wellbeing and happiness research has been quite prolific, and Mexico has not been exempted from this. In past years, Velasco (2015) presented a review in which he detailed some of the most cited instruments to measure wellbeing, affect, life satisfaction, and happiness in Mexico, a country that has constantly been portrayed as a happy and in constant-positive development (Helliwell et al., 2020; OECD, 2017, 2020); he later developed a two-factor scale (positive affect, negative affect) built from scratch using Mexican's views on wellbeing. Since then, other authors (e.g., Calleja & Mason, 2020; Castaños-Cervantes, Turnbull, & Aguilar, 2016; Merino, Privado, & Gracia, 2015; Millán & Castellanos, 2018) have made their own efforts presenting proper, valid, reliable measures in order to understand as much as we can the full scope of wellbeing.

As pointed out by Pavot (2018), the assessment of SWB (all of it or only one of its components) could be

accomplished by a single item/question at any given point in time. This approach could be very useful despite its simplicity, and could facilitate comparisons across countries, such as the efforts made by the OECD (2017, 2020) and the World Happiness Report (Helliwell et al., 2019, 2020). However, as presented in Millán and Castellanos's compilation (2018), Chen, Gully, & Eden (2001), Johnson & Van de Vijver (2003) and Díaz-Loving, Saldívar, Armenta, Reyes, et al. (2015), several cultural characteristics could determine the behavior of psychological variables, leading to differential outcomes despite trying to evaluate the same construct (Merino et al., 2015).

Despite the usefulness of single-item measures, the lack of specificity and detail in these measures represents a challenge. An additional level of complexity can be presented in a more precise assessment, departing from single-item measures and choosing multi-item evaluations. The sum of additional variables is another fine consideration, providing a system of benchmarks that prove the convergence or divergence of the measures (Pavot, 2018). An additional system for instrument choice is presented in He and Van de Vijver (2012). Adoption, adaptation and assembly are the three strategies presented as ways to choose a proper instrument. Contrary to adoption (close translations of an instrument in a target language) and adaptation (the combination of close translation and changes in other stimuli whenever translation becomes inadequate), assembly involves the compilation of a new instrument. It is the best choice whenever the adoption or adaptation of an instrument do not produce satisfactory linguistic, cultural and psychometric accuracy. This final option maximizes the cultural suitability of an instrument, although He and Van de Vijver say it will lack the ability of future comparisons of scores across cultures.

Recent trends in research try to address and improve the psychometric properties assessed using traditional criteria. Research using sophisticated methods is needed to fully understand the extent to which psychometric properties are responsible for observed data. As an effort to provide a conceptual and empirical framework that addresses some of the current concerns regarding the psychometric

properties of existing instruments, and due to the similarities of terms used as conceptual basis (see Diener et al., 2018 for a detailed list of key concepts used in most research) in Mexico (Calleja & Mason, 2020; Castañeros-Cervantes et al., 2016; Garduño, Salinas, Rojas, 2005; Merino et al., 2015; Millán & Castellanos, 2018), the purpose of this research was to assemble a new instrument that could, in turn, provide the following: 1) A solid, grounded conceptual framework that could be equivalent to those in state of the art research; 2) A culturally-specific and relevant framework; 3) A multi-item approach, to address issues of detail and specificity; 4) A relevant and adequate response style; 5) Traditional criteria to assess concerns of validity and reliability; 6) Alternative criteria to assess validity and reliability; 7) An indicator for future numerical comparisons despite the assembly of a new instrument.

Study 1. Assembly of the scale, initial psychometric properties

Participants

A total non-probabilistic sample of 390 Mexicans (33.3% men, 66.7% women) with ages between 18 and 57 ($M=23.44$, $SD=8.06$) participated in this study. Most part of the sample was single (85%), heterosexual (87.4%), did not have a job (66%), reported not having a religion (47.4%), and were currently involved mainly in academic activities (undergraduate students) (76%). All participation was voluntary, anonymous, confidential, and no monetary compensation was offered.

Instruments

Positive Affect/Negative Affect. As part of an exploratory study, Velasco (2015) asked Mexicans "What is wellbeing?" to adults with ages between 18 and 50+. Using the Natural Semantic Network Technique (Reyes Lagunes, 1993; Valdez Medina, 1996), a proper social representation of wellbeing, happiness,

and affect was obtained. It is worth mentioning that this technique maps information in memory specific to specific stimuli – in this case “wellbeing”- that reflect shared subjective meanings within a group. For further information on the technique, see Reyes Lagunes (1993) and Domínguez & Van de Vijver (2014), since they provide a more in-depth explanation. After processing the information regarding the stimulus, the top 10 words from each group (18-24 years, 25-30 years, 31-40 years, 41-50 years, 50+ years) were compared to the content of previous research regarding Affect (for example, Bradburn, 1969; Moral de la Rubia, 2011; Watson, Clark, & Tellegen, 1998). A total of 96 words were obtained (see Velasco, 2015 for the full list), which were evenly distributed in two hypothetical dimensions: Positive affect and negative affect. An Exploratory Factor Analysis produced a 46-item scale, that accounted for 52% of the total variance, with a Cronbach’s Alpha of 0.94. Later on, as part of the final stages of his doctoral dissertation, as a way of dealing with multicollinearity issues, Velasco used a second order factor analysis in order to bring various dimensions under a common higher-level factor. Results showed a two-factor solution that was called Positive Affect and Negative Affect. Preliminary psychometric properties showed 80% of total variance and 0.92 for Cronbach’s Alpha. Based on such previous research and given the current state of psychometrics (Pavot, 2018), the need for a more precise scale was evident. Not only for Mexican population, but also with enough characteristics to make it appealing for the rest of the World. A 30-item pool was developed to measure both positive and negative affect, as two dimensions of Affect Balance (Bradburn, 1969; Diener, 2009; Watson et al., 1998). Items were selected based mainly on two principles: 1) Items available on previous published instruments; and 2) Items with highest factor loadings in Velasco’s (2015) previous research. Participants were asked to answer how often do they experience each of the emotions on a 5-point Likert scale (1-Never, 5-Always). Positive affect items included (items were presented in Spanish; names are shown in italics), for example: Wellbeing (*bienestar*), satisfaction (*satisfacción*), love (*amor*), happiness (*felicidad*), pleasure (*placer*), joy

(*alegría*), among others. Negative affect items (names in Spanish also presented in italics) included: Suffering (*sufrimiento*), despair (*desesperación*), frustration (*frustración*), guilt (*culpa*), anger (*enojo*), and sadness (*tristeza*), among others. All items were presented in random order.

Singelis’ (1994) *Self-Construal Scale* (SCS) was presented on a 7-point Likert scale (1-I don’t agree at all, 7-I fully agree). This scale measures two dimensions: interdependence (thoughts and feelings regarding one’s relationship to others) and independence (one’s distinctiveness from others).

The Interdependent Happiness Scale (IHS) (Hitokoto & Uchida, 2015) is a measure of one’s happiness based on interpersonal harmony, ordinariness, and quiescence. A total of 9 items describes the individual and he/she must decide if he/she agrees on a 7-point Likert scale (1-Strongly disagree, 7-Strongly agree).

The Satisfaction with Life Scale (SWLS) (Diener et al., 1985) is a short 5-item instrument designed to measure global cognitive judgments of satisfaction with one’s life. Items were presented on a 7-point Likert scale (1-Strongly disagree, 7-Strongly agree).

The Rosenberg Self-Esteem Scale (SE) (Rosenberg, 1965) is a 10-item scale that measures global self-worth by measuring both positive and negative feelings about the self. The scale is often used as uni-dimensional. Items were also presented on a 7-point Likert scale (1-Strongly disagree, 7-Strongly agree).

The Self-construal scale, the Interdependent Happiness Scale, the Satisfaction with Life Scale, and the Rosenberg Self-Esteem Scale have shown adequate psychometric properties in several countries around the world, including Mexico (Krys et al., 2019b; Velasco, 2015; Velasco et al., 2020).

Procedure and statistical analysis

The data collection was carried out through online survey software such as Google Forms® and SurveyMonkey®. All participants received information regarding the general purpose of the research, and after acknowledging such information agreed to be

part of the research. In all cases, the participants individually completed the instruments during working and/or school hours. No incentives were offered in return for participation. The administration of the online forms was carried out in accordance with the ethical guidelines established by the American Psychological Association (APA, 2010) and the Mexican Society of Psychology (SMP, 2009). The exploratory factor analysis and Pearson's correlation were carried out using IBM SPSS for Windows, version 23. Cronbach's Alpha and McDonald's ω were obtained using the open statistical platform called Jamovi Project, version 1.6 for Windows. This sample was collected through August 2018-May 2019.

Results

An exploratory factor analysis showed the following: Bartlett's Test of Sphericity: $X^2 = 3271.57$, $df = 325$, $p < .000$; and KMO = .927. We then used the scree plot to determine how many factors could be retained, and the advised number of dimensions was two, which was parsimonious and theoretically adequate. We established 3 as the minimum number of items per factor, and the absolute value of .3 as the minimum threshold for each item loading. Only 20 of the initial 30 items were retained, and they were distributed in two dimensions, accounting for 56.9% of the total variance. All psychometric properties can be seen on Table 1.

Positive affect refers to pleasant emotions. They reflect an individual's reaction to life events and are usually an indicator that their life is going favorably. Negative affect includes unpleasant emotions, and reflect evaluations of life events that indicate things not going favorably. The two-factor solution is both parsimonious and theoretically adequate. Each of the factors has strong item loadings and is conceptually consistent within the dimension, yielding a psychometrically adequate two-factor scale. Cronbach's Alpha and McDonald's ω show very adequate values as evidence of reliability.

The correlation between Positive Affect and Negative Affect resulted negative, moderate and significant ($r = -.552$; $p < 0.05$). To provide further evidence of

Table 1
Exploratory factor analysis

Item	1	2	Total
Suffering (<i>Sufrimiento</i>)	.813	-.154	
Pain (<i>Dolor</i>)	.799	.059	
Sadness (<i>Tristeza</i>)	.797	-.164	
Disappointment (<i>Desilusión</i>)	.738	-.136	
Misfortune (<i>Desdicha</i>)	.734	-.203	
Melancholy (<i>Melancolía</i>)	.732	-.098	
Solitude/loneliness (<i>Soledad</i>)	.712	-.074	
Fear (<i>Miedo</i>)	.710	-.136	
Uncertainty (<i>Incertidumbre</i>)	.689	-.181	
Irritation (<i>Irritación</i>)	.675	-.222	
Happiness (<i>Felicidad</i>)	-.190	.830	
Joy (<i>Alegría</i>)	-.154	.814	
Plenitude (<i>Plenitud</i>)	-.210	.808	
Satisfaction (<i>Satisfacción</i>)	-.115	.807	
Calmness (<i>Calma</i>)	-.089	.784	
Wellbeing (<i>Bienestar</i>)	-.254	.767	
Peace (<i>Paz</i>)	-.226	.764	
Bliss (<i>Dicha</i>)	-.114	.734	
Tranquility (<i>Tranquilidad</i>)	-.224	.732	
Pleasure (<i>Placer</i>)	.038	.705	
Number of items	10	10	20
% Variance	30.37%	26.54%	59.91%
Cronbach's Alpha	.93	.93	.83
McDonald's ω	.92	.90	.87

Note: Original item names (in Spanish) are shown in italics.

the validity of scores on the Affect scale we examined its convergent validity using well-known scales used in research surrounding the topic. Correlations among the factors are presented for Positive (P-Aff) and Negative (N-Aff) affect. Results show that Negative affect correlates negatively with Life satisfaction, Happiness, Self-definition (self-construction, viewed as a whole), Independence (one of Singelis' dimensions), and Self-esteem; having just one positive, significant correlation with Interdependence. On the other hand, Positive affect correlates positively with all factors, except with Interdependence. All other correlations, means and standard deviations are shown on Table 2.

Table 2
Correlations between variables

	SWLS	IHS	SCS	SCSINTER	SCINDEP	SE	M	SD
N-Aff	-.437**	-.466**	-.289**	.211**	-.227**	-.393**	2.76	.81
P-Aff	.647**	.632**	.320**	-.085*	.448**	.163**	3.68	.73
M	3.69	5.01	2.66	3.13	5.80	4.29		
SD	.85	1.02	1.62	1.22	.92	.59		

Note: SWLS – Satisfaction with life scale; IHS – Interdependent Happiness Scale; SCS – Self construal scale; SCSINTER – Self construal scale – Interdependence; SCINDEP – Self construal scale – Independence; SE – Self Esteem.

Study 2. Confirmatory Factor Analysis, psychometric properties

Once the factor structure of the Affect Scale was established, and its relationship was established with other variables, the purpose was to further explore the psychometric evidence using a Confirmatory Factor Analysis, as well as convergent validity with other relevant variables.

Participants

A total sample of 323 Mexicans (42.8% men, 57.2% women) with ages between 18 and 63 ($M = 23.88$, $SD = 9.15$) participated in this study. Most part of the sample had a couple relationship (58%), single (45%), heterosexual (51.4%), did not have a job (67%), reported not having a religion (57.4%), and were currently involved mainly in academic activities (undergraduate students) (77.3%). All participation was voluntary, anonymous, confidential, and no monetary compensation was offered.

Instruments

The 20-item version of *Positive-Negative Affect Scale*, developed earlier in this paper, was administered. Participants were asked to answer how often do they experience each of the emotions on a 5-point Likert scale (1-Never, 5-Always). Items were presented in random order.

Satisfaction with Life (SWLS) was evaluated using the Scale developed by Diener et al. (1985) presented in previous sections of this paper.

Personality. Ashton and Lee's (2009) HEXACO 60 item personality inventory was used. The total of 60 items were presented in a 5-point Likert format (1- Strongly Disagree, 5- Strongly Agree). Items are distributed among six factors: Honesty-Humility (H), Emotionality (E), Extraversion (X), Agreeableness (A), Conscientiousness (C), and Openness to Experience (O). According to the authors, the HEXACO Inventory has adequate psychometric properties.

Sociocultural Adaptation. The Sociocultural Adaptation Scale-Revised (Wilson, 2013; Wilson et al., 2017) is a 5-point Likert Scale (1-Not at all competent, 5- Extremely competent), that measures the individual's capability for acquiring culturally competent abilities. It consists of 21 items distributed in five factors: Interpersonal Communication (IC), Academic/Work Performance (AWP), Personal Interests and Community Involvement (PICI), Ecological Adaptation (EA), and Language Proficiency (LP). The Scale has adequate evidences of construct validity and Cronbach's Alphas between .71 and .92.

Procedure and statistical analysis

The data collection was carried out through online survey software such as Google Forms® and SurveyMonkey®. All participants received information regarding the general purpose of the research, and

after acknowledging such information agreed to be part of the research. In all cases, the participants individually completed the instruments during working and/or school hours. No incentives were offered in return for participation. The administration of the online forms was carried out in accordance with the ethical guidelines established by the American Psychological Association (APA, 2010) and the Mexican Society of Psychology (SMP, 2009). The confirmatory factor analysis was executed using IBM AMOS for Windows, version 23. Pearson's correlations, Cronbach's Alpha, and McDonald's ω were obtained using the open statistical platform called Jamovi Project, version 1.6 for Windows. This sample was collected through August 2019-March 2020.

Results

After conducting the CFA, the chi-square goodness of fit suggested a poor fit ($p < 0.01$). However, all other statistics showed good fit: CMIN/df = 1.708, NFI (Normed Fit Index) = .916, RFI (Relative Fit Index) = .904, TLI (Tucker Lewis Index) = .958, CFI (Comparative Fit Index) = .963, RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) = .050, PCLOSE = .428, and AIC (Akaike Information Criterion) = 411.247. In summary, the results showed that the two-factor model adequately represents Positive and Negative Affect, distributed in two independent but complementary factors, with 10 items each. The final structure can be seen in Figure 1.

In terms of reliability, Cronbach's Alpha showed .92, .88, and .91 for Positive Affect, Negative Affect, and Total Scale, respectively. Also, McDonald's ω showed .92, .88, and .92 for Positive Affect, Negative Affect, and Total Scale, respectively.

Again, the correlation between the two types of affect resulted negative and statistically significant ($r = -0.482$; $p < 0.001$). Positive affect correlated positively with Satisfaction with life, Interpersonal communication, Academic/work performance, Personal interests and community involvement, Ecological adaptation, Honesty/humility, Extroversion, Agreeableness, and Conscientiousness; and correlated negatively with

Language proficiency. On the other hand, Negative affect correlated negatively with Satisfaction with life, Interpersonal Communication, Academic/Work Performance, Personal Interests and Community Involvement, Ecological Adaptation, Honesty/humility, Extroversion, Agreeableness, Conscientiousness; and correlated positively with Language proficiency and Emotionality. Openness to Experience did not correlate with either affect. These data can be seen on Table 3.

Table 3
Pearson correlations between variables

	P-Aff		N-Aff		M.	S.D.
P-Aff	--		--		3.59	2.68
N-Aff	-.482	***	--		2.68	.73
SWLS	.623	***	-.395	***	3.40	.90
IC	.455	***	-.312	***	3.71	.64
AWP	.470	***	-.310	***	3.81	.75
PICI	.427	***	-.276	***	3.41	.75
EA	.418	***	-.282	***	3.67	.75
LP	-.128	*	.190	**	1.36	.69
H	.150	*	-.157	**	3.53	.65
E	-.031		.195	**	3.01	.47
X	.592	***	-.486	***	3.11	.66
A	.343	***	-.382	***	3.15	.57
C	.256	***	-.216	***	3.37	.63
O	.099		.029		3.61	.55

Note: SWLS – Satisfaction with Life Scale. Sociocultural Adaptation consists of: Interpersonal Communication (IC), Academic/Work Performance (AWP), Personal Interests and Community Involvement (PICI), Ecological Adaptation (EA), and Language Proficiency (LP). Personality consists of: Honesty-Humility (H), Emotionality (E), Extraversion (X), Agreeableness (A), Conscientiousness (C), and Openness to Experience (O). * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Study 3. Structural equivalence

Once the factor structure of the Affect Scale was confirmed, and its relationship was established with other variables, the purpose was to assess whether the scale could be used in a different context than the one originally used for its assembly. Tucker's phi (congruence coefficient) was chosen as means to test structural equivalence of the Affect Scale in two samples: Mexico and Argentina.

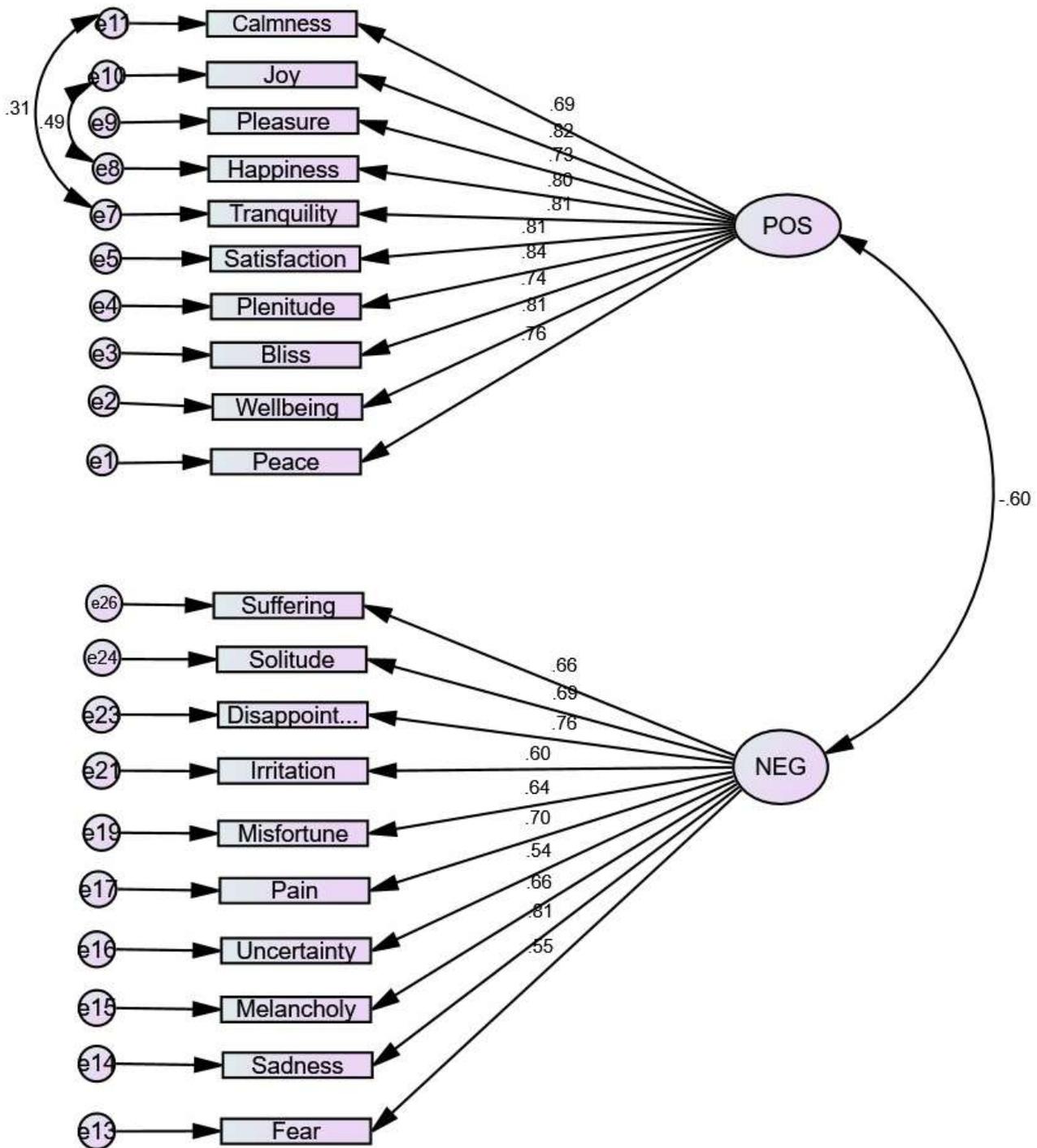


Figure 1. Two-factor structure for the Positive Affect/Negative Affect Scale

Participants

The sample consisted of 274 Mexicans (M age = 29.23, SD = 3.44) and 345 Argentinians (M age = 28.96; SD = 2.87). The Mexican Sample consisted of 96 men, 178 women, which were mainly single (74%) (although most had a relationship), undergrad students (69%), workers (54.7%), and catholic (61%). The Argentinian sample consisted of 121 men, 224 women, which were mainly single (80%) (although most had a relationship), undergrad students (78%), workers (58%), and catholic (48%).

Instruments

The 20-item version of Positive-Negative Affect Scale, developed earlier in this paper, was administered. Participants were asked to answer how often do they experience each of the emotions on a 5-point Likert scale (1-Never, 5-Always). Items were presented in random order. Both samples were presented with items in their original language (Spanish). Two full time professors, both with a Ph.D., and one Undergrad Psychology student (native Argentinian), all experts in Wellbeing and in Psychometrics, supervised aspects related to grammar, spelling, instructions, and items in order to guarantee high face validity.

Procedure and statistical analysis

The data collection was carried out through online survey software such as Google Forms® and SurveyMonkey®. All participants received information regarding the general purpose of the research, and after acknowledging such information agreed to be part of the research. In all cases, the participants individually completed the instruments during working and/or school hours. No incentives were offered in return for participation. The administration of the online forms was carried out in accordance with the ethical guidelines established by the American Psychological Association (APA, 2010) and the Mexican

Society of Psychology (SMP, 2009). Analyses were conducted using IBM SPSS for Windows, version 23. The descriptive statistics and reliability were calculated in order to gain insights regarding the components of the instrument. As for assessing structural equivalence, Exploratory Factor analyses (EFA) and Tucker's congruence coefficient were conducted. Structures found in the factorial matrices were target rotated and Tucker's congruence coefficient per scale and per factor were carried out to evaluate their similarity by pairwise comparisons. Cronbach's Alpha and McDonald's ω were obtained using the open statistical platform called Jamovi Project, version 1.6 for Windows. This sample was collected through December 2019-February 2020.

Results

Table 4 shows factor loadings for the EFA, which was fixed to look for a two-factor solution, since it has already been proven that such is the structure of Affect. The group's factor analyses also need to have the same number of factors in order to be target rotated and subjected to Tucker's congruence test. Values for Tucker's phi were 0.98 in both cases, indicating factor similarity (Lorenzo-Seva & ten Berge, 2005). This suggests that the analysis provides strong evidence of structural equivalence for the Affect Scale. Descriptive statistics, Cronbach's Alpha, McDonald's ω , and other psychometric information can also be read on Table 4. As it can be seen, percentages for explained variance were above 50% (total) for both samples, and all factor loadings suggest and adequate two-factor solution. Cronbach's Alpha and McDonald's ω both show more than adequate reliability.

An independent samples t-test was conducted to test the differences between the groups' means and its results showed a statistically significant difference only for Positive Affect [$t(617) = 5.68$; $p < 0.001$; CI 95% (.27, .56); $d = .45$] but not for Negative Affect [$t(617) = -0.46$; $p > 0.05$; CI 95% (-.16, .10); $d = -0.03$]; means show that Mexico ranks higher in Positive Affect and lower in Negative Affect.

Table 4
Tucker's congruence coefficient

	MEXICO		ARGENTINA		TOTAL		Tucker's phi Coefficient
	P-Aff	N-Aff	P-Aff	N-Aff	MX	ARG	
Suffering (<i>Sufrimiento</i>)	-0.29	0.59	-0.32	0.64			
Peace (<i>Paz</i>)	0.69	-0.32	0.68	-0.22			
Wellbeing (<i>Bienestar</i>)	0.79	-0.30	0.74	-0.21			
Solitude/Loneliness (<i>Soledad</i>)	-0.39	0.59	-0.31	0.46			
Bliss (<i>Dicha</i>)	0.68	-0.32	0.56	-0.18			
Disappointment (<i>Desilusión</i>)	-0.44	0.64	-0.19	0.66			
Plenitude (<i>Plenitud</i>)	0.76	-0.32	0.78	-0.19			
Satisfaction (<i>Satisfacción</i>)	0.79	-0.20	0.78	-0.17			
Irritation (<i>Irritación</i>)	-0.14	0.71	-0.14	0.52			
Tranquility (<i>Tranquilidad</i>)	0.76	-0.30	0.69	-0.21			
Misfortune (<i>Desdicha</i>)	-0.26	0.66	-0.34	0.55			
Happiness (<i>Felicidad</i>)	0.82	-0.30	0.71	-0.27			
Pleasure (<i>Placer</i>)	0.77	-0.11	0.65	-0.12			
Pain (<i>Dolor</i>)	-0.24	0.67	-0.04	0.62			
Joy (<i>Alegría</i>)	0.82	-0.25	0.75	-0.23			
Uncertainty (<i>Incertidumbre</i>)	-0.18	0.55	-0.10	0.64			
Calmness (<i>Calma</i>)	0.68	-0.18	0.67	-0.17			
Melancholy (<i>Melancolía</i>)	-0.29	0.60	-0.08	0.59			
Sadness (<i>Tristeza</i>)	-0.35	0.72	-0.28	0.70			
Fear (<i>Miedo</i>)	-0.14	0.61	-0.12	0.62			
% Explained Variance	27.46	27.20	29.20	28.37	54.66	57.58	
Cronbach's α	.94	.88	.94	.90	.93	.92	
McDonald's ω	.94	.88	.94	.90	.93	.92	
Mean	3.80	2.53	3.38	2.56			
S.D.	.76	.76	.90	1.01			
							Positive Affect .98
							Negative Affect .98

Note: Items belonging to each factor are presented in bold text. Original item names (in Spanish) are shown in italics. Source: Own data.

General Discussion

As it has been widely established (Diener, 2009; Diener, Lucas & Oishi, 2002; Diener, Lucas, Helliwell, & Schimmack, 2009; Diener, Wirtz, Tov, Kim-Prieto, Choi, Oishi, & Biswas-Diener, 2009; Diener et al., 1999; Diener et al., 2017; Diener et al., 2018), positive and negative affect are two of the three components of Subjective Well-Being, and due to the fact that they evaluate the emotional component

(contrary to the cognitive element that is evaluated with life satisfaction), these components can be assessed independently. Despite the premise that culture could be determinant to the expression of traits, norms, behavior patterns, and emotional expressions (Díaz-Loving, 2018; Domínguez & Van de Vijver, 2014), it is worth noting that derived from Velasco's (2015) work, the development of an exhaustive list of positive and negative emotions proved fruitful in the

configuration of a proper measure for positive and negative affect. It all started with 96 items, and the list was later shortened to thirty, and even though ten items were eliminated, the resulting twenty proved to be theoretically adequate, are consistent within the factor they belong to, possess strong factor loadings, and are similar to those developed previously in Mexico (e.g., Calleja & Mason, 2020; Garduño et al., 2005; Moral de la Rubia, 2011) while still remaining similar to those developed around the world (e.g., Carmona-Halty & Villegas-Robertson, 2018; Diener, Wirtz, et al., 2009; Diener, Wirtz, Kim-Prieto, Choi, Oishi, & Biswas-Diener, 2010; Nima et al., 2020; Puente-Martínez, Páez, Ubillós-Landa, & Da Costa-Dutra, 2018), providing a conceptual and empirical framework that could be considered “glocal” (global+local), relevant, and pertinent.

Despite the existence of multiple instruments to evaluate affect (e.g., SPANE by Diener et al., 2010; PANAS by Watson et al., 1988), the assembly of a new scale from scratch allowed an ethnopsychological (Díaz Loving, 2018) approach, that also allowed the decision to use several items (instead of only one) and a response style (frequency) that has been proved to be useful (Velasco et al., 2016). The amount of detail and finesse of this new scale cannot be denied, since the EFA produced a list of emotions that kind of mirror one another (sadness-happiness, irritation-tranquility, suffering-pleasure, etc.), and the response properly reflects Veenhoven’s (2005) temporal categorization of emotions that will further allow to properly link the frequency of emotions to other relevant measures, allowing for a proper metric.

The EFA produced two factors, which not only represents the amount suggested by the data to properly represent the construct, but is also consistent with literature (Diener et al., 2018). Two separate, well-identified factors were obtained, with factor loadings that confirm clear distinctions between both affects. In terms of construct validity, as presented by Peterson’s (2000) meta-analysis, factor loading almost doubled those found in common literature, and the two-factor solution presented here exceeds the threshold of 50% of Total Explained Variance commonly used. Even more, considering that this

paper is rooted in the field of social sciences, factor solutions that account close to 60% of the total variance are considered satisfactory (Hair, 2006).

As for the CFA, it is considered a more strict and restrictive procedure to confirm a number of factors that can explain an observed variable. Compared to the EFA, CFA is theory driven (hence the relevance of the glocal approach mentioned earlier) and aims to determine the ability of a predefined factor model to fit an observed set. Research suggests (Bandalos, 2018; Hu & Bentler, 1995; Măță, Clipa, & Tzafilkou, 2020; Muthén, L.K. & Muthén, B.O., 2012; Shek & Yu, 2014) the CFI, TLI and NFI should be above 0.90 to indicate a satisfactory model fit, with values close to 1 suggesting a very good fit, which was the case in this paper. Also, as suggested by the same authors, RMSEA values equal or below 0.05 indicate good model fit. The Akaike Information Criterion (AIC) also indicates fit and parsimony (Eaton & Willoughby, 2018).

In terms of reliability, Taber (2018) and Tavakol & Dennick (2011) suggest that values above 0.9 are excellent, which is also indicative that the number of items is adequate and good inter-relatedness between items can be observed. Values presented in this paper are not excessively high, which does not suggest that items should be revised or discarded because of redundancy (values close to .90 are recommended).

For this paper, as suggested by Pavot (2018), additional indicators were considered in order to address some of the concerns regarding current psychometric trends. Conbach’s Alpha assumes unidimensionality and equal variances of and covariances between items (called the tau equivalent model). This model assumes that all items measure the same underlying variable, that they do so on the same scale, and that they are equally strongly associated to the underlying variable. Despite the fact that some research (Dunn et al., 2013; Graham, 2006; Revelle & Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009) suggests that these assumptions are almost always violated, we considered the inclusion of omega as an additional indicator and not as a substitution for alpha, thus providing the reader a wider scope. Omega is presented as an alternative to alpha under the premise that a congeneric model

(used in omega) is less restrictive, and therefore is less probability of a researcher violating its assumptions. The congeneric model allows item variances to differ/vary (not assumed to be constant), and omega has been shown to be a more sensible index of internal consistency (Dunn et al., 2013). The results presented here are consistent with parameters in recent research (Nájera Catalán, 2018), in which values above .80 are considered very adequate.

To go beyond traditional indexes, and in order to establish the accuracy of the new Affect Scale, one alternative is to rely on established benchmarks. One type of benchmark is provided by previously established indices that measure similar constructs to the one we are interested in (affect). Logic would suggest that these measures would correlate with our scale to demonstrate convergent validity. As suggested by Pavot (2018), more than one such measure should be included, and then measure the correlations between them with our scale. For the first part, convergent validity was established using similar measurements to those used by Krys et al. (2019a; 2019b). Satisfaction with life was chosen because it corresponds to the third nuclear component of Subjective Well-Being (Diener, 2009a; Diener et al., 1985), while Self-definition (Self-construal), Happiness, and Self-esteem were considered under Krys et al.'s premise that individual wellbeing can correlate to societal (collectivist-themed) types of wellbeing. Typically portrayed as a collectivist country (Hofstede, 2001; Hofstede et al., 2010), Mexico puts special attention to social relationships, established first and foremost with family members, then a partner, friends, and even coworkers.

To no one's surprise, correlations with Satisfaction with life proved to be strong, and conceptually adequate (Diener et al., 2018), and the association between the two types of affect showed positive relationships between happiness, self-identity, and self-esteem with positive affect, and the contrary to negative affect. As mentioned before, the collectivist nature of Mexicans promotes being agreeable, funny, sociable, and as Domínguez & Velasco (2017) mention, it seems that Mexican favor personality traits that emphasize and promote social harmony (valuing, expressing, and promoting peace, respect, generosity,

and equity upon other people in any given social context). However, the correlations between affects and Self-Construal-Independence and Self-Construal-Dependence suggest a dilemma in which the individual struggles to belong to the group and still remain independent and have an individual identity. As suggested by Velasco (2015), Mexico (being one of the most collectivist countries in the world) makes its population extremely susceptible to social pressure, in which social relationships tend to be desired and even coerced/forced. Still, the correlations with overall Self-construal index, Happiness, Satisfaction with life, and Self-esteem suggest parsimonious, conceptually sound, strong links between these variables and Affect (Krys et al., 2019a, 2019b).

A second nomological network was presented as further evidence of validity after the CFA. Again, Satisfaction with life was included since it constitutes a nuclear part of SWB; and again, as expected, correlations were conceptually consistent having positive affect correlate directly with satisfaction and negative affect correlating inversely with satisfaction. This time, as suggested by Pavot (2018), one key indicator on any individual was considered: Personality traits. Previous research (González & Velasco, 2019) suggests a strong relationship between the HEXACO personality factors and Positive-negative Affect. Honesty, Extroversion, Agreeableness, and Conscientiousness emerge as the prominent correlates (positive correlates) for Positive Affect, which brings back Hofstede's (2001; Hofstede et al., 2010) and Domínguez & Velasco (2017) premise of interpersonal harmony in collectivist cultures. This is consistent with observed inverse correlates with Negative affect. As mentioned before, the link between these variables has been explored before in a Mexican sample, and personality traits have even been used to predict positive affect (Extroversion, Agreeableness) and negative affect (Extroversion, Agreeableness, Emotionality, Openness to experience), which demonstrates the key role these variables play in an individual's wellbeing (González & Velasco, 2019). On the other hand, sociocultural adaptation refers to the ability to manage day-to-day life in any cultural context, reflecting the degree of ease at navigating one's daily

life. Being about daily life, sociocultural adaptation includes the dimensions of living environment, social morality, social service, social support, and interaction. Correlates in this paper address and prove the importance of sociocultural adaptation (SCA) as a key component in life, as the maladjustment of SCA leads to psychological distress, social withdrawal, poor life performance, among other factors (An & Chiang, 2015; Chen, Liu, & Mao, 2019).

He & Van de Vijver (2012) suggest that opting for the assembly of a new instrument maximizes the cultural suitability of such instrument, but will preclude any numerical comparison of scores across countries. Tucker's congruence coefficient has proven to be a useful indicator of structural equivalence in two or more countries involving Mexico (Aguilera, Domínguez, & Velasco, 2016; Domínguez et al., 2018), allowing comparisons within several countries despite using an instrument that was originally created for a specific sample (Mexico). Obtained values (.98 for both affects), are located within the range (above .95) needed to be considered adequate and indicate factorial similarity (Lorenzo-Seva & ten Berge, 2005; Van de Vijver & Poortinga, 1994). This means the analyses' results provide strong evidence of structural equivalence for the Affect Scale. In consequence, it is safe to assume that construct bias is minimal within these two countries, since the construct is likely understood identical across Mexico and Argentina. In other words, relevant emotions associated with the construct are present and properly sampled in each country. Further cross-cultural comparisons are encouraged in order to fully understand the extent to which these assumptions are valid, and to test for item bias and guarantee metric equivalence (He & Van de Vijver, 2012). Results also showed statistically significant differences for positive affect, in line with recent research (Helliwell et al., 2019, 2020, 2021) that tends to focus heavily in positive measures of well-being (satisfaction, wellbeing, positive affect). Results are consistent in showing here that Mexico is indeed a "happier" country in comparison to Argentina.

The Positive Affect/Negative Affect Scale for Mexicans (PANA-M) (*Escala de Afecto Positivo/Afecto Negativo en México* – APAN-M) was devel-

oped having in mind some key aspects that could, in turn, make such scale a referent in current psychological studies. The scale was developed having a solid conceptual framework from Mexico and the rest of the world, making it culturally specific, relevant, and pertinent, while still allowing for content comparisons with other existing measurements. As for the "bone structure" of the scale, the approach consisted in using multiple items to favor specificity and enough detail, complementing with a response format (frequency of emotions) that has been proven to work. This allowed for stable, apt measures of positive and negative affect. In terms of validity, construct validity was demonstrated through EFA and CFA, obtaining robust factor loadings and two conceptually distinct factors, which was consistent with existing literature. Cronbach's Alpha showed very promising features, since values were consistently located around the .90 threshold, suggesting adequate consistency without over-reaching for redundancy. McDonald's omega was included as an additional psychometric feature, since it is usually omitted in Mexican literature, and to provide the reader an insight into how much different can results be with alternative methods. Evidences of convergent validity were demonstrated by a series of Pearson correlations with other relevant variables, showing how big and important is the link between Affect and other domains of people's lives. Finally, although assembling a new instrument seems to guarantee some properties, comparisons across countries/samples is heavily compromised, which led us to use Tucker's congruence coefficient as a way to facilitate direct comparisons. Psychometry is a field filled with opportunities and room for improvement, and this work should not be considered final and absolute. Further test are encouraged in order to test validity and reliability evidences.

Funding

No financial support was provided to any of the authors.

Conflict of interest

The authors have no conflicts of interests to declare.

References

- Aguilera Mijares, S., Domínguez Espinosa, A. del C., & Velasco Matus, P. W. (2016). Structural Equivalence of the Attitude Toward Religion Scale in Mexico, Nicaragua, and China [Equivalencia estructural de una escala de actitud hacia la religión en México, Nicaragua y China]. *Universitas Psychologica*, 15(2), 315–320. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy15-2.seat>
- American Psychological Association. (2010). 2010 amendments to the 2002 “Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct.” *American Psychologist*, 65, 493
- An, R., & Chiang, S.-Y. (2015). International students’ culture learning and cultural adaptation in China. *Journal of Multilingual and Multicultural Development*, 36(7), 661–676. <https://doi.org/10.1080/01434632.2015.1009080>
- Ashton, M. & Lee, K. (2009). The HEXACO–60: A Short Measure of the Major Dimensions of Personality. *Journal of Personality Assessment*, 91(4), 340–345. Doi: 10.1080/00223890902935878.
- Bandalos, D.L. *Measurement Theory and Applications for the Social Sciences*; Guilford Publications: New York, NY, USA, 2018.
- Bradburn, N. M. (1969). *The structure of psychological well-being*. Aldine.
- Calleja, N. y Mason, T.A. (2020). Escala de Bienestar Subjetivo (EBS-20 y EBS-8): Construcción y Validación. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación. RIDEP*, 55(2), 185-201. <https://doi.org/10.21865/RIDEP55.2>
- Carmona-Halty, M., and Villegas-Robertson, J.M. (2018). Escala de Experiencias Positivas y Negativas (SPANES): Adaptación y Validación en un Contexto Escolar Chileno. *Interciencia*, 43(5), 317-321.
- Castaños-Cervantes, S., Turnbull, B., y Aguilar, J. (2016). Adaptación y Validación de una Escala de Bienestar Subjetivo para Niñas y Jóvenes Mexicanas sin Hogar. *Cuadernos Hispanoamericanos de Psicología*, 16(1), 71-92.
- Chen, G., Gully, S. M., & Eden, D. (2001). Validation of a New General Self-Efficacy Scale. *Organizational Research Methods*, 4(1), 62–83. <https://doi.org/10.1177/109442810141004>
- Chen, X., Liu, X., & Mao, Z. (2019). Socio-Cultural Adaptation and Its Related Factors for Chinese Medical Aid Team Members (CMATMs) in Africa. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(17), 3132. PubMed. <https://doi.org/10.3390/ijerph16173132>
- Cloninger, C. R. (2004). *Feeling Good: The Science of Well-Being*. Oxford: Oxford University Press.
- Díaz-García, A., González-Robles, A., Mor, S., Mira, A., Quero, S., García-Palacios, A., Baños, R. M., & Botella, C. (2020). Positive and Negative Affect Schedule (PANAS): Psychometric properties of the online Spanish version in a clinical sample with emotional disorders. *BMC Psychiatry*, 20(1), 56. <https://doi.org/10.1186/s12888-020-2472-1>
- Díaz-Loving, R. (2018). Díaz-Guerrero’s Contributions to the Internationalization of Mexican psychology. [Contribuciones de Díaz-Guerrero a la Internacionalización de la Psicología Mexicana]. *Revista de Historia de la Psicología*, 39(4), 40-50. Doi: 10.5093/rhp2018a18
- Díaz-Loving, R., Armenta-Hurtarte, C., Reyes, N. E., Moreno, M., Elemí Hernández, J., Cruz, C., Saldívar, A., López, F., Romero, A., Domínguez, M., & Correa, F. E. (2020). Creencias y Normas en México: Una Actualización del Estudio de las Premisas Psico-Socio-Culturales. *Psykhé*, 24(2), 1-25. <https://doi.org/10.7764/psykhe.24.2.880>
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542–575
- Diener, E. (2006). Guidelines for National Indicators of Subjective Well-Being and Ill-Being. *Applied Research in Quality of Life*, 1(2), 151–157. <https://doi.org/10.1007/s11482-006-9007-x>
- Diener, E. (2009). Subjective Well-Being. In: Diener E. (eds) *The Science of Well-Being. Social Indicators Research Series*, 37. Springer, Dordrecht. https://doi.org/10.1007/978-90-481-2350-6_2
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71–75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Diener, E., Lucas, R. E., & Oishi, S. (2002). Subjective well-being: The science of happiness and life satisfaction. In C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 63–73). New York: Oxford University Press.
- Diener, E., Lucas, R. E., & Oishi, S. (2018). Advances and Open Questions in the Science of Subjective Well-Being. *Collabra: Psychology*, 4(15). <https://doi.org/10.1525/collabra.115>
- Diener, E., Lucas, R., Helliwell, J. F., Helliwell, J., and Schimmack, U. (2009). *Well-Being for Public Policy*. Oxford: Oxford University Press.
- Diener, E., Pressman, S. D., Hunter, J., & Delgado-Gil, D. (2017). If, Why, and When Subjective Well-Being Influences Health, and Future Needed Research. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 9(2), 133–167. <https://doi.org/10.1111/aphw.12090>

- Diener, E., Suh, E.M., Lucas, R., & Smith, H. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125(2), 276–302
- Diener, E., Wirtz, D., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S., Biswas-Diener, R. (2010) New well-being measures: Short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Soc. Indic. Res.* 97: 143-156.
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2009). New measures of well-being: Flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research*, 39, 247-266.
- Domínguez Espinosa, A.C., & van de Vijver, F. J. R. (2014). An Indigenous Social Desirability Scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 47(3), 199–214. <https://doi.org/10.1177/0748175614522267>
- Domínguez-Espinosa, A. C., He, J., Rosabal-Coto, M., Harb, C., Baena, I. B., Acosta, T., ... Velasco-Matus, P. W. (2018). An indigenous measure of Social Desirability across non-Western countries. In M. Karasawa, M. Yuki, K. Ishii, Y. Uchida, K. Sato, & W. Friedlmeier (Eds.), *Venture into cross-cultural psychology: Proceedings from the 23rd Congress of the International Association for Cross-Cultural Psychology*. https://scholarworks.gvsu.edu/iaccp_papers/154/
- Domínguez-Espinosa, A.C., & Velasco-Matus, P.W. (2017). Simpatía, modestia y arrogancia: Parte integral del perfil de personalidad del mexicano. *Psicología Iberoamericana*, 25(1),8-20. ISSN: 1405-0943.
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsten, V. (2013). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412. doi:10.1111/bjop.12046
- Eaton, P., & Willoughby, S. D. (2018). Confirmatory factor analysis applied to the Force Concept Inventory. *Physical Review Physics Education Research*, 14(1), 010124. <https://doi.org/10.1103/PhysRevPhysEducRes.14.010124>
- Eid, M., and Larsen, R. J. (eds) (2008). *The Science Of Subjective Well-Being*. New York, NY: Guilford Press.
- Garduño, L., Salinas, B., & Rojas, M. (2005). Calidad de vida y bienestar subjetivo en México. México: Universidad de las Américas (Puebla), Centro de Estudios Sobre Calidad de Vida y Desarrollo Social, International Society of Quality of Life Studies, Plaza y Valdés S.A. de C.V.. ISBN: 970-722-398-7
- Gilman, R., Huebner, E. S., & Laughlin, J. E. (2000). A First Study of the Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale with Adolescents. *Social Indicators Research*, 52(2), 135–160. <https://doi.org/10.1023/A:1007059227507>
- González, A.I. & Velasco, P.W. (2019). Factores de personalidad del modelo HEXACO como predictores de bienestar subjetivo. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 1(2), 171-182
- Graham, J. M. (2006). Congeneric and (essentially) tau-equivalent estimates of score reliability – What they are and how to use them. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 930–944. doi:10.1177/0013164406288165
- Hair Jr., J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2009). *Análise Multivariada de Dados (Multivariate Data Analysis)* (6th ed.). Porto Alegre: Bookman.
- He, J., & van de Vijver, F. (2012). Bias and Equivalence in Cross-Cultural Research. *Online Readings in Psychology and Culture*, 2(2). <https://doi.org/10.9707/2307-0919.1111>
- Helliwell, J., Layard, R., & Sachs, J. (Eds. 2019). *World Happiness Report 2019*, New York: Sustainable Development Solutions Network.
- Helliwell, J. F., Layard, R., Sachs, J., and De Neve, J.E. (Eds. 2020). *World Happiness Report 2020*. New York: Sustainable Development Solutions Network
- Helliwell, J. F., Layard, R., Sachs, J., and De Neve, J.E. (Eds. 2021). *World Happiness Report 2021*. New York: Sustainable Development Solutions Network.
- Hitokoto, H., & Uchida, Y. (2015). Interdependent Happiness: Theoretical Importance and Measurement Validity. *Journal of Happiness Studies*, 16(1), 211–239. <https://doi.org/10.1007/s10902-014-9505-8>
- Hofstede, G. (2001). *Culture's Consequences: Comparing Values, Behaviors, Institutions, and Organizations Across Nations* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Hofstede, G., Hofstede, G. J. & Minkov, M. (2010). *Cultures and Organizations: Software of the Mind* (Revised and Expanded 3rd ed.). New York: McGraw-Hill USA.
- Hu, L.T., Bentler, P.M., (1995). Evaluating model fit. In: R.H. Hoyle (Ed.). *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp.76-99). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI], (2012). Presenta el INEGI cifras sobre el bienestar subjetivo de los mexicanos. *Boletín de Prensa*, 431(12), 1-3. Recuperado de http://www.miguelcarbonell.com/artman/uploads/1/bienestar_subjetivo.pdf.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI], (2014). *Módulo de Bienestar Autorreportado. México*. Instituto Nacional de Estadística y Geografía e informática Recuperado de http://www.beta.inegi.org.mx/contenidos/proyectos/investigacion/bienestar/ampliado/doc/biare_ampliado_cuest.pdf
- Johnson, T. P., & van de Vijver, F. J. R. (2003). Social desirability in cross-cultural research. In J. A. Harkness, F.

- J. R. van de Vijver, & P. P. Mohler (Eds.), *Cross-cultural survey methods* (pp. 195-204). Hoboken, NJ: John Wiley
- Kozma, A., Stones, M.J., & McNeil, J.K. (1991). *Psychological Well-being in Later Life*. Toronto: Butterworths, Canada Ltd.
- Krys, K., Capaldi, C. A., Zelenski, J. M., Park, J., Nader, M., Kocimska-Zych, A., Kwiatkowska, A., Michalski, P., & Uchida, Y. (2019a). Family well-being is valued more than personal well-being: A four-country study. *Current Psychology*. <https://doi.org/10.1007/s12144-019-00249-2>
- Krys, K., Zelenski, J. M., Capaldi, C. A., Park, J., van Tilburg, W., van Osch, Y., Haas, B. W., Bond, M. H., Dominguez-Espinoza, A., Xing, C., Igbokwe, D. O., Kwiatkowska, A., Luzniak-Piecha, M., Nader, M., Rizwan, M., Zhu, Z., & Uchida, Y. (2019b). Putting the “We” Into Well-being: Using Collectivism-Themed Measures of Well-Being Attenuates Well-being’s Association With Individualism. *Asian Journal of Social Psychology*, 22(3), 256–267. <https://doi.org/10.1111/ajsp.12364>
- Lorenzo-Seva, U., & ten Berge, Jos M.F. (2005). Tucker’s congruence coefficient as a meaningful index of factor similarity. *Methodology*, 2(2), 57–64. <http://dx.doi.org/10.1027/1614-2241.2.2.57>
- Lucas, R., & Diener E. (2009). Personality and Subjective Well-Being. In: Diener E. (eds) *The Science of Well-Being*. *Social Indicators Research Series*, 37. Springer, Dordrecht. https://doi.org/10.1007/978-90-481-2350-6_4
- Lyubomirsky, S. (2008). *The How of Happiness: A Scientific Approach to Getting the Life You Want*. City of Westminster: Penguin.
- Mățã, L., Clipa, O., & Tzafilkou, K. (2020). The Development and Validation of a Scale to Measure University Teachers’ Attitude towards Ethical Use of Information Technology for a Sustainable Education. *Sustainability*, 12(15), 6268. MDPI AG. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.3390/su12156268>
- Merino, M.D, Privado, J., & Gracia, Z. (2015). Validación mexicana de la Escala de Funcionamiento Psicológico Positivo. Perspectivas en torno al estudio del bienestar y su medida. *Salud Mental*, 38(2), 109-115. ISSN: 0185-3325.
- Millán, R., y Castellanos, R. (Coords., 2018). *Bienestar Subjetivo en México*. México: Instituto de Investigaciones Sociales, UNAM. ISBN: 978-607-30-0087-1
- Moral de la Rubia, J. (2011). La escala de afecto positivo y negativo (PANAS) en parejas casadas mexicanas. *CIENCIA ergo-sum, Revista Científica Multidisciplinaria de Prospectiva*, 18(2), 117-125.
- Muthén, L.K. and Muthén, B.O. (2012). *Mplus User’s Guide*. Seventh Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén
- Nájera Catalán, H. E. (2019). Reliability, Population Classification and Weighting in Multidimensional Poverty Measurement: A Monte Carlo Study. *Social Indicators Research*, 142(3), 887–910. <https://doi.org/10.1007/s11205-018-1950-z>
- Nima, A. A., Cloninger, K. M., Persson, B. N., Sikström, S., & Garcia, D. (2020). Validation of Subjective Well-Being Measures Using Item Response Theory. *Frontiers in Psychology*, 10, 3036. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.03036>
- Organization for Economic Cooperation and Development (OECD). (2013). *OECD guidelines on measuring subjective well-being*. Paris: OECD Publishing; 2013.
- Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) (2017), *How’s Life? 2017: Measuring Well-being*, OECD Publishing, Paris, https://doi.org/10.1787/how_life-2017-en.
- Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) (2020), *How’s Life? 2020: Measuring Well-being*, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/9870c393-en>.
- Pavot, W. (2018). The cornerstone of research on subjective well-being: Valid assessment methodology. In: Diener, E., Oishi, S., & Tay, L. (Eds.), *Handbook of Well-Being*. Salt Lake City, UT: DEF Publishers.
- Peterson, R. A. (2000). A Meta-Analysis of Variance Accounted for and Factor Loadings in Exploratory Factor Analysis. *Marketing Letters*, 11(3), 261–275. <https://doi.org/10.1023/A:1008191211004>
- Proctor, C. (2014). Subjective Well-Being (SWB). In A. C. Michalos (Ed.), *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research* (pp. 6437–6441). Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-94-007-0753-5_2905
- Puente-Martínez, A., Páez, D., Ubillos-Landa, S., & Da Costa-Dutra, S. (2018). Examining the Structure of Negative Affect Regulation and Its Association With Hedonic and Psychological Wellbeing. *Frontiers in Psychology*, 9, 1592. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01592>
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74, 145–154. doi:10.1007/s11336-008-9102-z
- Reyes-Lagunes, I. (1993). Las redes semánticas naturales, su conceptualización y su utilización en la construcción de instrumentos [Natural semantic networks, its conceptualization and use in the construction of instruments]. *Revista de Psicología Social y Personalidad*, 9(1), 83–99.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Shek, D., & Yu, L. (2014). Confirmatory factor analysis using AMOS: A demonstration. *International*

- Journal on Disability and Human Development*, 13(2), 191-204.
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74, 107-120. doi:10.1007/s11336-008-9101-0
- Singelis, T. M. (1994). The Measurement of Independent and Interdependent Self-Construals. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 20(5), 580-591. https://doi.org/10.1177/0146167294205014
- Sociedad Mexicana de Psicología (SMP) (2009). *Código Ético del Psicólogo*. México: Trillas.
- Taber, K. S. (2018). The Use of Cronbach's Alpha When Developing and Reporting Research Instruments in Science Education. *Research in Science Education*, 48(6), 1273-1296. https://doi.org/10.1007/s11165-016-9602-2
- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55. PubMed. https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd
- Valdez Medina, J. L. (1996). La evaluación del autoconcepto a través de la técnica de redes Semánticas [Evaluation of the self-concept using the semantic networks technique]. *Revista Mexicana de Psicología*, 13, 175-185.
- Van de Vijver, F. J. R., & Poortinga, Y. H. (1994). Methodological issues in cross-cultural studies on parental rearing behavior and psychopathology. In C. Perris, W. A. Arrindell, & M. Eisemann (Eds.), *Parenting and psychopathology* (pp. 173-197). Chichester, UK: Wiley.
- Veenhoven, R. (2005). Lo que sabemos de la felicidad. In: L. Garduno, B. Salinas, & M. Rojas (Coords.), *Calidad de vida y bienestar subjetivo en México* (pp.17-56). México: Plaza y Valdés S.A. de C.V.
- Veenhoven, R., (2017). *World Database of Happiness*. Erasmus University Rotterdam, The Netherlands. Accessed on December 12, 2020 at: http://worlddatabaseofhappiness.eur.nl
- Velasco Matus, P.W. (2015). *Una aproximación bio-psico-sociocultural al estudio del bienestar subjetivo en México: Un modelo predictivo-explicativo*. Tesis inédita de doctorado. México: UNAM.
- Velasco Matus, P.W., & Bonilla, C.I. (2021). Efectos de la discriminación percibida en una muestra de jóvenes mexicanos. En B.I. Vargas Núñez (Coord.), *Aportaciones de la Psicología al Bienestar del Ser Humano*, México: FES Zaragoza, UNAM. ISBN: 978-607-30-4225-3
- Velasco-Matus, P.W., Rivera-Aragón, S., Díaz-Loving, R., Bonilla-Teoyotl, C. I., González-Jimarez, A. I., & Domínguez-Espinosa, A.C. (2020). Predictores culturales y de personalidad del bienestar subjetivo en una muestra mexicana. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 2(3), 361-374.
- Velasco Matus, P.W., Rivera Aragón, S., Díaz-Loving, R. y Reyes Lagunes., I. (2015). Construcción y validación de una Escala de Locus de Control-Bienestar Subjetivo. *Psicología Iberoamericana*, 23(2), 45-54. ISSN 1405-0943.
- Velasco Matus, P.W., Villanueva Orozco, G.B.T., Rivera Aragón, S., & Díaz Loving, R. (2016). Revisiting happiness: Frequency versus intensity. *Acta De Investigación Psicológica*, 6(3), 2527-2533. https://doi.org/10.1016/j.aippr.2016.07.002
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47, 1063-1070.
- Wilson, J. (2013). *Exploring the past, present and future of cultural competency research: The revision and expansion of the sociocultural adaptation construct*. Unpublished doctoral dissertation. Victoria University of Wellington.
- Wilson, J., Ward, C., Fetvadjev, V. H., & Bethel, A. (2017). Measuring Cultural Competencies: The Development and Validation of a Revised Measure of Sociocultural Adaptation. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 48(10), 1475-1506. https://doi.org/10.1177/0022022117732721
- Wilson, W.R. (1967). Correlates of avowed happiness. *Psychological Bulletin*, 67, 294-306.

Annex

Positive Affect/Negative Affect Scale for Mexicans (PANA-M)

Escala de Afecto Positivo/Afecto Negativo en México (APAN-M)

	Never (1) <i>Nunca</i>	Almost never (2) <i>Casi Nunca</i>	Sometimes (3) <i>A Veces</i>	Frequently (4) <i>Frecuentemente</i>	Always (5) <i>Siempre</i>
Happiness (<i>Felicidad</i>)					
Joy (<i>Alegría</i>)					
Plenitude (<i>Plenitud</i>)					
Satisfaction (<i>Satisfacción</i>)					
Calmness (<i>Calma</i>)					
Wellbeing (<i>Bienestar</i>)					
Peace (<i>Paz</i>)					
Bliss (<i>Dicha</i>)					
Tranquility (<i>Tranquilidad</i>)					
Pleasure (<i>Placer</i>)					
Suffering (<i>Sufrimiento</i>)					
Pain (<i>Dolor</i>)					
Sadness (<i>Tristeza</i>)					
Disappointment (<i>Desilusión</i>)					
Misfortune (<i>Desdicha</i>)					
Melancholy (<i>Melancolía</i>)					
Solitude/loneliness (<i>Soledad</i>)					
Fear (<i>Miedo</i>)					
Uncertainty (<i>Incertidumbre</i>)					
Irritation (<i>Irritación</i>)					

Note from the authors: Items 1 through 10 belong to Positive Affect. Items 11 through 20 belong to Negative Affect. Text in italics show the original version (in Spanish) of the scale. Items must be presented in random order; they're shown in bulk only for illustrative purposes.

Factores Asociados a Respuestas Psicológicas ante COVID-19 en una Muestra Mexicana
Factors Associated with Psychological Responses to COVID-19 in a Mexican Sample

[Lindsay Carrillo Valdez](#), [María Luisa Escamilla Gutiérrez](#), y [Viviana González Baena](#)

La Administración del Agonista mGluR2/3 APDC Disminuye
la Señal Administrativa de la Anfetamina en Ratas

The Administration of the mGluR2/3 APDC Decreases the Discriminative Signal of Amphetamine in Rats

[Laura N. Cedillo Zavaleta](#), [Juan C. Jiménez Mejía](#), [Rosa Isela Ruiz García](#), y [Florencio Miranda](#)

Características de Riesgo Psicosocial en Población Mexicana ante el COVID-19
Psychosocial Risk Characteristics in the Mexican Population in the Face of COVID-19

[Jesús Adrián Figueroa Hernández](#), [Neiber Maldonado Suárez](#),
[Oscar Gómez González](#), y [Felipe Santoyo Telles](#)

Escala para Medir Creencias sobre Médicos: Adaptación
y Evidencias de Validez y Confiabilidad

Scale for Measuring Beliefs about Physicians: Adaptation and Evidence of
Validity and Reliability in Mexican Adults

[María José Baeza Rivera](#), [Natalia Salinas Oñate](#), [Manuel Salvador Ortiz Parada](#),
[Marcoantonio Villanueva](#), y [Rolando Díaz Loving](#)

Factores de Riesgo para Suicidalidad en Adolescentes Escolarizados de Nayarit, México
Suicidality Risk Factors for Adolescent Students in Nayarit, Mexico

[Raúl Gutiérrez Mercado](#), y [Ma. Del Rocío Figueroa Varela](#)

Estudio Psicométrico de la Escala de Cribaje del Riesgo Suicida
(ECRS) para Población Infantil de Michoacán, México

Psychometric Study of the Suicide Risk Screening Scale (ECRS) for the Child Population of Michoacan, Mexico

[Macarena Verónica del Valle](#), [María Laura Andrés](#), y [Sebastián Urquijo](#)

Termorregulación Afectiva: Funcionamiento Biopsicosocial de la
Respuesta de Estrés Social en Universitarios Post-Sismo del 19S

Affective Thermoregulation: Biopsychosocial Functioning of the Social Stress
Response in Post-Earthquake University Students of 19S

[David Alberto Rodríguez Medina](#), y [María del Rocío Hernández Pozo](#)

Three-Factor Eating Questionnaire-R18 (TFEQ-R18) Spanish Version: Factor
Structure Analysis among Normal Weight and Overweight Adults

Cuestionario de Tres Factores de la Alimentación R18 (TFEQ-R18) Versión en Español:
Análisis de la Estructura Factorial en los Adultos de Peso Normal y con Sobrepeso

[Dagmara Wrzecionowska](#) and [Sofía Rivera Aragón](#)

Positive Affect/Negative Affect Scale for Mexicans
(PANA-M): Evidences of Validity and Reliability

Escala de Afecto Positivo/Afecto Negativo en México (APAN-M): Evidencias de Validez y Confiabilidad

[Pedro Wolfgang Velasco Matus](#), [Sofía Rivera Aragón](#), [Alejandra del Carmen Domínguez Espinosa](#),
[Fernando Méndez Rangel](#), and [Rolando Díaz Loving](#)