



International Journal of Clinical and
Health Psychology

ISSN: 1697-2600

jcsierra@ugr.es

Asociación Española de Psicología
Conductual
España

Schönfeld, Pia; Brailovskaia, Julia; Bieda, Angela; Chi Zhang, Xiao; Margraf, Jürgen
The effects of daily stress on positive and negative mental health: Mediation through self-
efficacy

International Journal of Clinical and Health Psychology, vol. 16, núm. 1, 2016, pp. 1-10

Asociación Española de Psicología Conductual
Granada, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=33743098001>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto



International Journal of Clinical and Health Psychology

www.elsevier.es/ijchp



ARTICULO ORIGINAL

The effects of daily stress on positive and negative mental health: Mediation through self-efficacy

Pia Schönfeld, Julia Brailovskaia, Angela Bieda, Xiao Chi Zhang, Jürgen Margraf

Ruhr-University Bochum, Alemania

Recibido 27 de abril de 2015; aceptado 24 de agosto de 2015

PALABRAS CLAVE

Autoeficacia;
salud mental;
estrés cotidiano;
mediación;
estudio descriptivo de
poblaciones.

Efectos del estrés cotidiano en la salud mental positiva y negativa: mediación de la autoeficacia

Resumen

Antecedentes/Objetivo: El estrés cotidiano, en comparación con acontecimientos traumáticos, es reconocido cada vez más como un importante factor de riesgo para la salud mental. El papel de la autoeficacia general en la relación entre estrés diario y aspectos de la salud mental todavía no se ha examinado. Teniendo en cuenta el modelo de dos factores, que postula que la salud mental es más que la ausencia de síntomas psicopatológicos, examinamos la mediación de la autoeficacia separadamente para la salud mental positiva y negativa. **Método:** Efectos totales, directos e indirectos fueron evaluados, utilizando datos de una muestra de la población alemana representativa ($N = 1.031$). **Resultados:** La autoeficacia es un mediador de los efectos del estrés cotidiano, con efectos superiores para la salud mental positiva. Los resultados fueron replicados en muestras de estudiantes de Alemania ($N = 394$), Rusia ($N = 604$) y China ($N = 8.669$). La autoeficacia actúa como un *buffer* para el estrés cotidiano. Un modelo de mediación completo no fue apoyado con múltiples recursos psicológicos que pueden tener efectos protectores. **Conclusiones:** Es la primera evidencia transnacional para diferentes efectos del *buffer*-estrés para las dos dimensiones de salud mental.

© 2015 Asociación Española de Psicología Conductual. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

*Correspondencia: Mental Health Research & Treatment Center, Ruhr-University Bochum, Massenbergstr. 9-13, 44787 Bochum, Germany
Correo electrónico: pia.schoenfeld@rub.de (P. Schönfeld)

KEYWORDS

Self-efficacy;
Mental health;
Daily stress;
Mediation;
Descriptive survey
study.

Abstract

Background/Objective: Daily stressors, compared to traumatic events, are increasingly recognized as important risk factors for mental health. The role of general self-efficacy on the relationship between daily stress and aspects of mental health has not yet been examined. Taking into account the dual factor model of mental health, which postulates that mental health is more than the absence of psychopathological symptoms, we tested mediation effects of self-efficacy separately for positive and negative mental health. **Method:** Total, direct and indirect effects were estimated using data from a large nationally representative German population sample ($N = 1,031$) by bootstrapped mediation analyses providing 95% bias corrected bootstrap confidence intervals. **Results:** Results indicated self-efficacy as a mediator of the effects of daily stressors on mental health, with superior effect sizes for positive compared to negative mental health. Mediation effects were replicated in student samples from Germany ($N = 394$), Russia ($N = 604$) and China ($N = 8,669$). Findings suggest that self-efficacy operates as a buffer of daily stress. However, a full mediation model was not supported as multiple psychological resources can have protective effects. **Conclusions:** This study provides the first transnational evidence for different stress-buffer effects for the two dimensions of mental health.

© 2015 Asociación Española de Psicología Conductual. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Para ilustrar plenamente el proceso de trabajo detrás del impacto del estrés sobre la salud mental, es esencial examinar el potencial amortiguador de los recursos psicológicos y mecanismos de afrontamiento (Wheaton, 1985). El modelo de efecto amortiguador del estrés postula que variables psicosociales específicas sean protectoras ante su impacto patógeno (Cohen y Edwards, 1988; Lazarus y Folkman, 1984). Mientras que el estrés se reconoce como un factor de riesgo importante, no todas las personas que experimentan estrés sufren un deterioro en la salud mental. Aunque hay pruebas de que el estrés crónico de la vida cotidiana es un buen indicador de la salud mental y el bienestar (Newnham, Pearson, Stein y Betancourt, 2014), los estudios anteriores se centraron principalmente en incidentes traumáticos o eventos importantes de la vida (por ejemplo, Bosmans, Benight, Knaap, Winkel y van der Velden, 2013; Guerra, Cumille y Martínez, 2014). Los efectos acumulativos de los estresores diarios son indicadores importantes de la aparición de síntomas de depresión y ansiedad (D'Angelo y Wierzbicki, 2003; Parrish, Cohen y Laurenceau, 2011). Sin embargo, los supuestos que sólo incluyen los efectos directos del estrés en la salud son incompletos e ignoran los factores que pueden intervenir o las circunstancias atenuantes, lo que lleva a una valoración imprecisa de la magnitud de los efectos. La fortaleza de la asociación entre estrés y estado mental depende de las características y estrategias con que se diferencian las personas (Leiva-Bianchi, Baher y Poblete, 2012). Todavía no se ha estudiado hasta qué punto los efectos del estrés diario sobre la salud mental son mediados por las características personales.

La autoeficacia es un recurso de resistencia positiva que forma parte del proceso de valoración cognitiva, esencial para la regulación del estrés (Bandura, 1992; Bisschop, Kriegsman, Beekman y Deeg, 2004). Se refiere a las capacidades de una persona para desempeñarse adecuadamente en situaciones difíciles. En base a esta capacidad regulado-

ra del estrés una gran cantidad de investigaciones sugiere que la autoeficacia se relaciona con aspectos de la salud mental y los trastornos psicológicos (por ejemplo, Bandura, Caprara, Barbaranelli, Gerbino y Pastorelli, 2003; Sandín, Sánchez-Arribas, Chorot y Valiente, 2015). Además, opera como mediadora de la relación entre los eventos estresantes de la vida y los síntomas depresivos (Maciejewski, Prigerson y Marzure, 2000). Del mismo modo, existe evidencia de su papel interventor en el contexto del estrés ocupacional y ante los exámenes de los estudiantes (Grau, Salanova y Peiró, 2001; Karademas y Kalantzi-Azizi, 2004). Aunque se encontró una correlación con los problemas cotidianos (Holohan, Holohan y Belk, 1984), todavía falta evidencia de los efectos de mediación de la autoeficacia general percibida, que se refiere a un amplio rango de diversas áreas funcionales, con estresores de la vida cotidiana para proteger la salud mental. Además, teniendo en cuenta el reconocimiento de que la salud mental completa es más que sólo la ausencia de síntomas psicopatológicos (World Health Organization, WHO, 2001), el tradicional modelo unidimensional ya no es suficiente. El impacto protector de las características positivas es relevante para la prevención de los problemas de salud así como para impulsar el bienestar. Sobre esta base, la salud mental se puede dividir en dos dimensiones. La salud mental positiva se define como una forma óptima de funcionamiento psicológico y una sensación general de bienestar (Deci y Ryan, 2008; Keyes, Shmotkin y Ryff, 2002). En cambio, la salud mental negativa incluye facetas perjudiciales como problemas de salud, psicopatología o trastornos psiquiátricos. A pesar de su interrelación, estos dos factores son distintos y pueden actuar con relativa independencia (Keyes, 2007; Suldo y Shaffer, 2008; Weich et al., 2011). Desconocer la presencia de características positivas reduciría entonces el valor predictivo del estrés. Las expectativas de autoeficacia percibidas están muy relacionadas positivamente con la salud mental positiva y negati-

vamente con la salud mental negativa. La autoeficacia alta se relaciona con elevados niveles de bienestar subjetivo, optimismo y satisfacción vital (Azizli, Atkinson, Baughman y Giarmmarco, 2015; Bandura, 1992; Luszczynska, Gutiérrez-Doña y Schwarzer, 2005). En cambio, la autoeficacia baja se relaciona con síntomas de ansiedad, angustia y depresión (Kashdan y Roberts, 2004; Kwasky y Groh, 2014).

Este estudio busca analizar el papel de la autoeficacia general percibida para explicar los efectos del estrés diario, tanto sobre los aspectos positivos como negativos de la salud mental. Aunque los antecedentes culturales son ciertamente un determinante importante de la salud mental (por ejemplo, Maercker et al., 2015), todavía no está claro si la autoeficacia amortigua el estrés en las diferentes culturas. Las diferencias entre las percepciones de autoeficacia asumidas como culturas orientales se consideran como más colectivistas y menos individualistas y autocentradas que las culturas occidentales (Bond, 1991). Por eso, es interesante conocer los efectos en China como país oriental y en Alemania como país occidental, y en una nación como Rusia que está atravesando un cambio sustancial. Se ha demostrado que los chinos se presentan como menos auto-efectivos que las culturas occidentales (Schwarzer, Bassler, Kwiatek, Schroder y Zhang, 1997). Comparados con alemanes y rusos, entre los chinos se encuentran los menores valores (Scholz, Doña, Sud y Schwarzer, 2002). Sin embargo, todavía no hay indicadores de que los efectos amortiguadores del estrés sean dependientes de la cultura. Por lo tanto, los efectos protectores deben ser globalmente relevantes. El primer objetivo de este estudio fue examinar el grado en que los efectos de los estresores diarios sobre las dos dimensiones de la salud mental eran mediados por la autoeficacia general percibida en una muestra representativa de la población alemana. El segundo objetivo fue investigar si los efectos amortiguadores de la autoeficacia general percibida ocurren en muestras de estudiantes universitarios de Alemania, Rusia y China. Según su identificación como indicador específico del aspecto positivo de la salud mental (Karademas, 2007) se espera que los efectos de mediación sean mayores para la salud mental positiva que para la negativa.

Método

Participantes

Se reunieron datos en el contexto del programa de estudio sobre Optimismo y Salud Mental de Bochum (*Bochum Optimism and Mental Health*, BOOM). Fue diseñado para investigar los factores de protección de la salud mental positivos y negativos, y los aspectos transculturales en una serie de estudios transversales. Todos los procedimientos del estudio recibieron investigaciones y la aprobación del comité de ética. A los participantes se les brindó información sobre el propósito del estudio y una garantía de su anonimato de participación, y para poder participar, dieron su consentimiento informado por escrito. Una muestra total de 1.031 participantes representativos de la población alemana general, de entre 18-87 años de edad (47,9% mujeres, $M = 48,03$ de edad, $DT = 14,26$) completaron toda la batería de cuestionarios de autoinforme. Los datos fueron considera-

dos según edad, género, estado, educación escolar (1,3% en la escuela, 33,5% primer ciclo de educación secundaria, 34,7% educación secundaria superior, 30,4% bachillerato europeo, 0,2% sin educación escolar) y calificación educativa (5,2% sin educación, 2,4% aprendices, 5,4% estudiantes, 69,3% aprendizaje profesional y 17,7% título universitario) para ajustar el carácter representativo de la población alemana. Además, las muestras de estudiantes fueron reunidas con la colaboración de los Departamentos de Psicología de Alemania (Ruhr-University Bochum, Heinrich-Heine University Düsseldorf), Rusia (Lomonossov University Moscow, University of Voronezh, University of Orenburg) y China (Capital Normal University Beijing, Hebei United University, Nanjing University). Se reclutaron estudiantes de toda la gama de disciplinas. Las muestras de estudiantes abarcan 394 participantes provenientes de Alemania (69,0% mujeres, $M = 26,33$ de edad, $DT = 5,23$), 8.669 participantes de China (62,7% mujeres, $M = 21,57$ de edad, $DT = 1,68$) y 604 participantes de Rusia (66,6% mujeres, $M = 21,39$, $DT = 2,19$). Las versiones específicas de idioma de los diferentes instrumentos fueron administrados empleando el habitual método de traducción inversa. En caso de discrepancia, el procedimiento se repitió hasta lograr el acuerdo total.

Instrumentos

La salud mental negativa se evaluó utilizando las *Depression Anxiety Stress Scales* (DASS-21; Henry y Crawford, 2005). Proporcionan un amplio rango de síntomas de angustia psicológica. Los participantes valoran 21 síntomas centrales de estados emocionales negativos durante la semana anterior en una escala que va de 0 (*nunca*) a 3 (*casi nunca*) a través de las tres subescalas de depresión, ansiedad y estrés. Las respuestas se promedian dentro de la subescala o en las tres para un puntaje total de concepto. Las propiedades psicométricas están bien establecidas tanto en las muestras clínicas como las no-clínicas (Crawford y Henry, 2003; Ng et al., 2007). Las estimaciones de consistencia interna de confiabilidad fueron de buenas a excelentes para el puntaje total (α de Cronbach de 0,96), así como para las subescalas de depresión ($\alpha = 0,93$), ansiedad ($\alpha = 0,86$) y estrés ($\alpha = 0,91$) en la muestra basada en la población.

La *Positive Mental Health Scale* (PMH; Lukat, Margraf, Lutz, van der Veld y Becker, 2015) evaluó los aspectos emocionales, psicológicos y sociales de bienestar en nueve conceptos, valorados en una escala que va de 0 (*en desacuerdo*) hasta 3 (*de acuerdo*). La escala PMH es un cuestionario centrado en la persona que se compone de juicios a través de situaciones no específicas, constituyéndose en una medida general de funcionamiento psicológico. Un ejemplo de concepto es *Yo disfruto de mi vida*. La estructura unidimensional y la buena validez convergente y diferenciada se demuestran en muestras integradas por estudiantes, pacientes y población general. La fiabilidad fue excelente (α de Cronbach = 0,94) en la muestra basada en la población de este estudio.

Se utilizó la *Brief Daily Stressor Screening* (BDSS; Scholten, Lavalley, Velten, Zhang y Margraf, 2014) para evaluar las experiencias estresantes habituales a través de nueve conceptos valorados en una escala Likert de 5 puntos que van de 0 (*nada*) a 4 (*mucho*). Los conceptos evalúan proble-

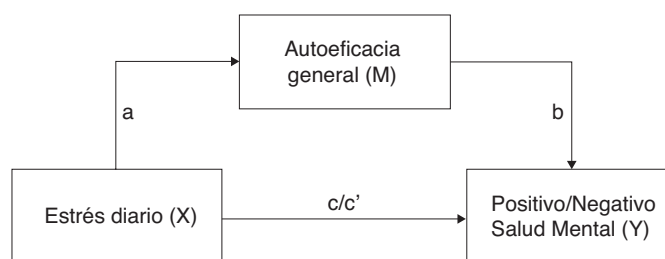


Figura 1 Modelo de mediación: la autoeficacia general (M) opera como mediación entre los estresores diarios (X) y la salud mental positiva y negativa (Y).

mas o inconvenientes dentro de los últimos doce meses a través de diversos aspectos de la vida cotidiana, entre otros, las responsabilidades familiares, problemas de salud, restricciones financieras, insatisfacción con estudios o trabajo, dificultades con empleo secundario, insatisfacción con la vivienda, y dificultades con personas relacionadas y otras personas o problemas no mencionados antes. A diferencia de la subescala de estrés de la DASS-21, consta de indicadores generales de estrés en lugar del estrés relacionado con los síntomas, como problemas para relajarse. Comprende problemas ambientales como fuentes de estrés, por lo que no mide la forma en que el estrés se manifiesta. Los valores altos indican un alto nivel de estrés diario. El α de Cronbach fue de 0,82, indicando buena confiabilidad.

Se utilizó la *General Self-Efficacy Scale* (GSE; Schwarzer y Jerusalem, 1995) para evaluar una sensación general de la autoeficacia percibida a través de 10 conceptos valorados en una escala de 4 puntos (desde *nada cierto* hasta *exactamente cierto*). La escala GSE comprende los juicios que tienen que ver con la evaluación de las propias capacidades para desempeñarse en situaciones inesperadas o sorpresivas. Un ejemplo de concepto sería *Confío que podría manejarme eficazmente con eventos inesperados*. Como se encontraron buenas propiedades para una solución de cinco conceptos en una muestra de estudiantes piloto de 663 participantes ($\alpha = 0,80$), se utilizó esta versión abreviada. La muestra basada en población de este estudio demostró un coeficiente de confiabilidad del 0,86.

Análisis estadísticos

En la Figura 1, la autoeficacia es un mediador (M) de la relación entre el estrés diario (X) y la salud mental positiva y negativa (Y). Se utilizó el método *bootstrapping* (10.000 muestras) para analizar el grado en que el efecto del estrés diario es mediado a través de la autoeficacia percibida (Hayes, 2009; Hayes y Preacher, 2014). En este procedimiento se selecciona una muestra de casos provenientes de los datos completos y se determinan los efectos en los nuevos muestreos para generar las distribuciones del muestreo *bootstrapping*. Es una prueba no-paramétrica y corrección de sesgos para variables que no se distribuyen normalmente. Los efectos totales, efectos directos y efectos indirectos se calculan por medio del análisis de regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) por separado para la salud mental positiva y negativa. El efecto de la variable independiente (estrés diario) se muestra en el efecto total; cuando se tiene en cuenta la variable de

mediación (autoeficacia) ésta se indica en el efecto directo. El efecto indirecto comprende el camino sobre la autoeficacia. Al prestar intervalos de confianza acelerados, el muestreo *bootstrapping* atenúa los problemas de poder

Tabla 1 Medias (M) y desviaciones típicas (DT) de las escalas por muestra.

	M	SD
Población alemana representativa (N=1.031)		
BDSS	11,70	7,13
GSE	14,82	2,88
PMH	16,72	6,46
DASS-21 total	13,01	12,80
DASS-21 dep	4,55	5,14
DASS-21 anx	3,25	3,94
DASS-21 stress	5,21	4,73
Estudiantes de Alemania (N=394)		
BDSS	12,45	6,12
GSE	14,72	2,65
PMH	18,53	5,63
DASS-21 total	12,94	11,27
DASS-21 dep	4,29	4,62
DASS-21 anx	2,74	3,49
DASS-21 stress	5,91	4,69
Estudiantes de Rusia (N=604)		
BDSS	12,12	7,52
GSE	14,46	3,16
PMH	18,09	5,27
DASS-21 total	13,90	11,48
DASS-21 dep	4,50	4,24
DASS-21 anx	3,54	3,75
DASS-21 stress	5,86	4,55
Estudiantes de China (N=8.669)		
BDSS	11,20	6,33
GSE	14,52	3,35
PMH	20,49	5,17
DASS-21 total	8,17	9,23
DASS-21 dep	2,15	3,12
DASS-21 anx	2,72	3,23
DASS-21 stress	3,31	3,52

Nota: BDSS, Brief Daily Stressor Screening; GSE, General Self-efficacy Scale; PMH, Positive Mental Health Scale; DASS-21, Depression, Anxiety and Stress Scales.

Tabla 2 Asociaciones entre variables por muestra.

Scale	1	2	3	4	5	6	7
Población alemana representativa (N=1.031)							
1 BDSS	–						
2 GSE	–0,40***	–					
3 PMH	–0,56***	0,60***	–				
4 DASS-21 total	0,58***	–0,43***	–0,62***	–			
5 DASS-21 dep	0,54***	–0,43***	–0,66***	0,94***	–		
6 DASS-21 an	0,51***	–0,36***	–0,48***	0,90***	0,75***	–	
7 DASS-21 stress	0,57***	–0,41***	–0,55***	0,94***	0,83***	0,78***	–
Estudiantes de Alemania (N=394)							
1 BDSS	–						
2 GSE	–0,39***	–					
3 PMH	–0,56***	0,60***	–				
4 DASS-21 total	0,59***	–0,43***	–0,64***	–			
5 DASS-21 depresión	0,54***	–0,44***	–0,66***	0,89***	–		
6 DASS-21 ansiedad	0,48***	–0,38***	–0,51***	0,85***	0,64***	–	
7 DASS-21 estrés	0,54***	–0,32***	–0,51***	0,90***	0,68***	0,66***	–
Estudiantes de Rusia (N=604)							
1 BDSS	–						
2 GSE	–0,44***	–					
3 PMH	–0,49***	0,57***	–				
4 DASS-21 total	0,57***	–0,42***	–0,50***	–			
5 DASS-21 depresión	0,51***	–0,40***	–0,53***	0,92***	–		
6 DASS-21 ansiedad	0,49***	–0,40***	–0,42***	0,89***	0,71***	–	
7 DASS-21 estrés	0,56***	–0,37***	–0,43***	0,94***	0,79***	0,76***	–
Estudiantes de China (N=8.669)							
1 BDSS	–						
2 GSE	–0,19***	–					
3 PMH	–0,31***	0,65***	–				
4 DASS-21 total	0,43***	–0,32***	–0,46***	–			
5 DASS-21 depresión	0,39***	–0,28***	–0,44***	0,93***	–		
6 DASS-21 ansiedad	0,40***	–0,29***	–0,40***	0,94***	0,82***	–	
7 DASS-21 estrés	0,41***	–0,32***	–0,45***	0,94***	0,79***	0,83***	–

Nota: BDSS: Brief Daily Stressor Screening; GSE: General Self-efficacy Scale; PMH: Positive Mental Health Scale; DASS-21: Depression, Anxiety and Stress Scales.

*** $p < 0,001$.

y establece índices de error tipo I más precisos. Por lo tanto, ofrece una estimación más confiable que la tradicional prueba Sobel para probar los efectos indirectos (Sobel, 1986) o el método de pasos causales de Baron y Kenny (1986). Se calculó para la estandarización de la magnitud relativa del efecto indirecto, kappa al cuadrado (κ^2) con 95% de intervalos de confianza por muestreo *bootstrapping* (Preacher y Kelley, 2011). Esta es una relación del efecto indirecto al máximo efecto posible considerando las características de las muestras como las varianzas y covarianzas (Cohen, Cohen, West y Aiken, 2003; MacKinnon, Fairchild y Fritz, 2007; MacKinnon, Lockwood, Hoffman, West y Sheets, 2002). Preacher y Kelley interpretan el tamaño de κ^2 con referencia a las pautas de Cohen (1988) para coeficientes de correlación al cuadrado al determinar los tamaños pequeños, medianos y grandes de los efectos como 0,01, 0,09, y 0,25. Todos los análisis se realizaron utilizando SPSS Statistics para Windows de IBM (IBM Corporation, 2012) y el macro PROCESS (Hayes, 2012).

Resultados

Características y correlaciones de los participantes

En la Tabla 1 se presentan las características descriptivas de las muestras. En la muestra representativa de la población alemana, la BDSS media fue de 11,70 ($DT = 7,13$), el GSE medio, 14,82 ($DT = 2,88$) y el PMH medio 16,72 ($DT = 6,46$). Los niveles de la escala DASS-21, incluidas las subescalas, tuvieron un rango menor.

Las asociaciones entre las variables se muestran en la Tabla 2. Los análisis demostraron que todas las variables se correlacionaron significativamente en cada muestra ($p < 0,001$). El coeficiente de correlación de Pearson entre la autoeficacia percibida y la salud mental positiva fue significativo. Asimismo, la mayor autoeficacia percibida se asoció estrechamente con menor salud mental negativa y síntomas más leves de depresión, ansiedad y estrés. También se obtuvieron correlaciones inversas entre la autoeficacia perci-

Tabla 3 Coeficientes estimados para el modelo de mediación de autoeficacia.

	Efecto total ^a			Efecto directo ^b			Efecto indirecto ^c			Magnitud de los efectos		
	c	SE	95% CI	c'	SE	95% CI	ab	SE	95% CI	κ ²	SE	95% CI
Población alemana representativa (N=1.031)												
Positive Mental Health	-0,506	0,023	[-0,552, -0,460]	-0,346	0,022	[-0,390, -0,302]	-0,160	0,017	[-0,195, -0,020]	0,195	0,018	[0,160, 0,232]
Negative Mental Health	1,049	0,045	[0,960, 1,139]	0,879	0,047	[0,785, 0,973]	0,171	0,029	[0,117, 0,233]	0,109	0,016	[0,078, 0,143]
Depression	0,390	0,019	[0,353, 0,427]	0,318	0,020	[0,279, 0,357]	0,072	0,012	[0,050, 0,097]	0,110	0,016	[0,080, 0,143]
Anxiety	0,282	0,015	[0,253, 0,312]	0,242	0,016	[0,211, 0,273]	0,040	0,009	[0,024, 0,060]	0,080	0,016	[0,048, 0,112]
Stress	0,377	0,017	[0,344, 0,411]	0,319	0,018	[0,284, 0,355]	0,058	0,010	[0,040, 0,080]	0,099	0,016	[0,070, 0,131]
Estudiantes de Alemania (N=394)												
Positive Mental Health	-0,516	0,039	[-0,592, -0,441]	-0,354	0,036	[-0,425, -0,282]	-0,163	0,024	[-0,214, -0,119]	0,196	0,026	[0,148, 0,251]
Negative Mental Health	1,090	0,075	[0,942, 1,237]	0,920	0,079	[0,765, 1,074]	0,170	0,042	[0,097, 0,261]	0,107	0,023	[0,064, 0,157]
Depression	0,407	0,032	[0,344, 0,470]	0,325	0,033	[0,260, 0,391]	0,081	0,017	[0,050, 0,119]	0,119	0,023	[0,078, 0,166]
Anxiety	0,273	0,025	[0,223, 0,323]	0,222	0,027	[0,170, 0,275]	0,051	0,014	[0,026, 0,083]	0,094	0,024	[0,051, 0,145]
Stress	0,410	0,033	[0,345, 0,474]	0,372	0,035	[0,303, 0,442]	0,038	0,016	[0,010, 0,073]	0,070	0,010	[0,052, 0,090]
Estudiantes de Rusia (N=604)												
Positive Mental Health	-0,346	0,025	[-0,395, -0,297]	-0,211	0,025	[-0,259, -0,162]	-0,136	0,019	[-0,176, -0,010]	0,201	0,027	[0,149, 0,254]
Negative Mental Health	0,869	0,051	[0,770, 0,970]	0,726	0,055	[0,618, 0,835]	0,144	0,026	[0,094, 0,198]	0,104	0,018	[0,070, 0,141]
Depression	0,288	0,020	[0,249, 0,327]	0,235	0,021	[0,193, 0,277]	0,054	0,010	[0,036, 0,074]	0,100	0,017	[0,067, 0,135]
Anxiety	0,242	0,018	[0,207, 0,277]	0,193	0,019	[0,155, 0,231]	0,050	0,010	[0,031, 0,070]	0,103	0,019	[0,067, 0,141]
Stress	0,339	0,020	[0,299, 0,379]	0,299	0,022	[0,255, 0,343]	0,040	0,011	[0,021, 0,062]	0,074	0,018	[0,039, 0,111]
Estudiantes de China (N=8.669)												
Positive Mental Health	-0,254	0,008	[-0,270, -0,237]	-0,159	0,007	[-0,172, -0,146]	-0,095	0,006	[-0,107, -0,084]	0,130	0,008	[0,115, 0,146]
Negative Mental Health	0,623	0,014	[0,595, 0,651]	0,554	0,014	[0,527, 0,582]	0,069	0,006	[0,058, 0,080]	0,051	0,004	[0,044, 0,060]
Depression	0,191	0,005	[0,181, 0,200]	0,171	0,005	[0,161, 0,180]	0,020	0,002	[0,017, 0,023]	0,044	0,004	[0,037, 0,051]
Anxiety	0,200	0,005	[0,192, 0,212]	0,180	0,005	[0,171, 0,190]	0,022	0,002	[0,018, 0,026]	0,046	0,004	[0,039, 0,054]
Stress	0,230	0,005	[0,220, 0,241]	0,203	0,005	[0,193, 0,214]	0,027	0,002	[0,023, 0,031]	0,052	0,004	[0,045, 0,060]

Nota. Todos los intervalos de confianza están generados con bias ajustado y acelerado *bootstrapping* (N=10.000). Todos los valores en negrita son significativos ($p < 0,001$).

^a Efecto de estrés diario.

^b Efecto de estrés diario controlado para autoeficacia.

^c Camino indirecto via autoeficacia.

bida y los estresores diarios y entre la salud mental positiva y negativa.

Efectos totales, directos e indirectos del estrés diario sobre la salud mental

En la muestra basada en la población, los efectos totales del análisis de mediación de muestreo *bootstrapping* indicaron una fuerte relación entre los estresores diarios y la salud mental negativa, así como entre los estresores diarios y las subescalas de depresión, ansiedad y estrés (Tabla 3). Los estresores diarios también se relacionaron inversamente con la salud mental positiva. Y más importante aún para la hipótesis de mediación, estos efectos se reducen al agregar la autoeficacia al modelo. Con la salud mental negativa como variable de resultado, se redujeron los efectos totales de los estresores diarios en el modelo que incluyó la autoeficacia percibida. Resultados similares ocurrieron con la depresión, ansiedad y estrés. Para la salud mental positiva, el efecto total de los estresores diarios también se redujo al tener en cuenta la autoeficacia percibida.

Por último, se probó el grado de significación de los efectos indirectos (es decir, la vía de los estresores diarios sobre la salud mental mediante la autoeficacia percibida). Estos análisis aportaron más evidencia para la autoeficacia percibida como mediadora entre los estresores diarios y la salud mental negativa, y entre los estresores diarios y los síntomas de depresión, ansiedad y estrés. Asimismo, la mediación a través de la autoeficacia percibida fue significativa para el resultado de la salud mental positiva. Las mediciones del tamaño de efecto según Preacher y Kelley (2011) indicaron un efecto de mediación mediano de la autoeficacia percibida entre los estresores diarios y la salud mental negativa, $\kappa^2 = 0,11$, IC 95% [0,08, 0,14]. Además, los tamaños de efecto de la mediación de la autoeficacia percibida fueron $\kappa^2 = 0,11$, IC del 95% [0,08, 0,14] para la depresión, $\kappa^2 = 0,08$, IC del 95% [0,05, 0,11] para la ansiedad y $\kappa^2 = 0,10$, IC del 95% [0,07, 0,13] para el estrés. Para el resultado positivo de la salud mental se produjo un mayor efecto de mediación, $\kappa^2 = 0,20$, IC del 95% [0,16, 0,23]. Al comparar los tamaños del efecto entre salud mental positiva y negativa, no hubo superposición en los intervalos de confianza. Así se obtuvieron diferencias significativas entre los efectos de mediación, indicando mayores efectos para la salud mental positiva que para la negativa.

Los resultados provenientes de las muestras de estudiantes alemanes, rusos y chinos también se presentan en la Tabla 3. Los análisis en las muestras de estudiantes internacionales replicaron el hallazgo de que la autoeficacia percibida opera como mediadora de la relación entre los estresores diarios y la salud mental positiva y negativa. Asimismo, los efectos de mediación fueron significativamente mayores para la salud mental positiva que para la negativa. Hubo tamaños de efecto superiores para la salud mental positiva en cada muestra.

Discusión

Aunque hay fuerte evidencia de la asociación entre autoeficacia y trastornos psicológicos (Maciejewski et al., 2000;

Montepetit y Bergman, 2007), el papel de las expectativas de autoeficacia general percibida en la relación entre los problemas diarios y la salud mental, tanto positiva como negativa, se mantuvo completamente inexplorada hasta ahora. Teniendo en cuenta los síntomas específicamente asociados con el estrés (Maercker et al., 2013), este estudio con una muestra representativa de la población indicó que parte del efecto del estrés diario sobre la salud mental está mediado por el impacto del estrés diario en la autoeficacia general percibida. Los resultados de los análisis de mediación fueron significativos para todos los resultados de salud mental. Sin embargo, no se obtuvo un modelo de mediación completo, ya que los efectos directos de los estresores diarios todavía eran importantes. Por eso, es probable que haya múltiples factores que median en la asociación entre el estrés diario y la salud mental. Otros recursos internos como la autoestima o el optimismo, además de recursos psicosociales externos, como el apoyo social o la identidad social también pueden ser determinantes en el proceso amortiguador (Bovier, Chamot y Perneger, 2004; Häusser, Kattensbroth, van Dick y Mojzisch, 2012; Lai, 2009).

El hallazgo de que los efectos de mediación de la autoeficacia general percibida diferenciaban del mismo modo entre salud mental positiva y negativa es una contribución novedosa que extiende la literatura. En línea con Karademas (2007), que especificó la autoeficacia como un factor particular de bienestar positivo, el grado en que se amortiguaron los efectos de los estresores diarios fue mayor para la salud mental positiva que para la negativa. Esto se ajusta al modelo de factor dual de la salud mental, que reconoce el funcionamiento psicológico y los problemas de salud mental como dimensiones unipolares separadas, aunque correlacionadas (Keyes, 2007; Suldo y Shaffer, 2008; Wang, Zhang y Wang, 2011; Weich et al., 2011). Nuestros hallazgos primero demostraron que podía haber diferentes mecanismos protectores para las dos dimensiones de la salud mental en el contexto de los procesos de efecto amortiguador de la vida cotidiana.

Al investigar las muestras de estudiantes de Alemania, Rusia y China, pudimos replicar los hallazgos en culturas diferentes. Aunque hubo algunas diferencias culturales en los tamaños del efecto, los efectos de la mediación a través de la autoeficacia general percibida fueron significativos en cada muestra. En consonancia con la investigación anterior que sugieren asociaciones entre la autoeficacia y los síntomas depresivos entre la población de desempleados chinos (Wang et al., 2014), se encontró que los efectos del estrés diario sobre la salud mental se amortiguaron mediante la autoeficacia percibida entre las culturas. Las comparaciones cuantitativas entre las naciones deben considerarse con cautela hasta que se haya establecido la invariancia de las construcciones (Sass, 2011). Sin embargo, es interesante que los niveles más bajos en las escalas de salud mental negativa y los más altos de la positiva se encontraran en la muestra china. Esto está en línea con anteriores investigaciones que indican niveles menores de aprobación de los síntomas depresivos somáticos en comparación con los países occidentales (Yen, Robins y Lin, 2000). El problema de la estigmatización cuando se admiten las limitaciones de la salud mental aún debe ser esbozado (Fung, Tsang, Corrigan, Lam y Cheng, 2007),

Un punto a tener en cuenta es que hay algunos debates sobre si y en qué casos los modelos de ecuaciones estructurales (SEM) son la mejor opción para detectar los efectos indirectos. El modelo SEM de hecho aumenta la precisión de las estimaciones de medición, pero lo hace a costa de reducir la potencia y aumentar los errores estándar (Ledgerwood y Shrout, 2011). Como el bajo error de la medición es esencial al realizarse los análisis de mediación (Aiken y West, 1991; Kenny y Judd, 2013), la fuerte confiabilidad de la medición es importante. Las fiabilidades de las escalas en este estudio son de buenas a excelentes. Es posible que la buena, aunque ligeramente inferior, consistencia interna de la clasificación BDSS haya ocurrido porque se miden los factores relacionados con el estrés en una amplia variedad de circunstancias de la vida. Teniendo en cuenta características de los datos, métodos y la cuestión del efecto amortiguador de un simple modelo de mediación con un orden fijo, se prefirió estos análisis de muestreo *bootstrapping* por Preacher y Hayes (2004). Sin embargo, las conclusiones respecto de la causalidad están limitadas por el carácter transversal de nuestro estudio y por la dependencia exclusiva de los cuestionarios de autoinforme. Para mostrar los cambios en el tiempo debidos a las variaciones del mediador se necesitan futuras investigaciones que por una parte incluyan una manipulación experimental del mediador y, por otra, recojan los datos en varias secuencias para dilucidar las consecuencias del estrés diario en el largo plazo.

Se necesita una muestra clínica para diferenciar mejor entre las personas sanas y las que sufren deterioros psicológicos. Maciejewski et al. (2000), por ejemplo, demostraron que el efecto de los eventos importantes de la vida sobre los síntomas depresivos era mediado por la autoeficacia sólo en las personas con depresión previa pero no en aquellas sin depresión previa. Además, se necesita más investigación para dilucidar el carácter psicofisiológico de los mecanismos de efecto amortiguador y las consecuencias del estrés en el largo plazo. Se supone que la autoeficacia también afecta la respuesta neuroendocrina y los síntomas de angustia un año después del estrés traumático (Bosmans, Hofland, De Jong y Van Loey, 2015; Nierop, Wirtz, Aliki, Zimmermann y Ehlert, 2008). Basado en los mecanismos de afrontamiento y los recursos psicológicos en general, se necesita un modelo de mediación completo que dé cuenta de los múltiples recursos internos y externos, y tenga en cuenta los dos lados de la salud mental para revelar completamente las vías del estrés diario en la salud mental.

El resultado más importante de nuestro estudio es que la autoeficacia general percibida es un mediador entre el efecto del estrés diario sobre la salud mental positiva y negativa, incluyendo los síntomas de la depresión, ansiedad y estrés. En conclusión, estos hallazgos sugieren que es esencial la prevención que apunta a los indicadores positivos de funcionamiento y afrontamiento para minimizar el estrés subjetivo (véase Priebe, Omer, Giacco y Slade, 2014). Como la autoeficacia se puede cambiar, constituye un objetivo valioso para los tratamientos. Estos hallazgos no sólo se demostraron en una población general de gran tamaño que incluía toda la gama de la serie continua de la salud mental, sino también en las muestras de estudiantes derivadas de culturas diferentes. Este es un punto importante, ya que el fortalecimiento de recursos psicológicos como la autoefica-

cia general debe promoverse con la suficiente antelación, para que el efecto del estrés sobre la salud se pueda reducir antes del desarrollo de trastornos psiquiátricos. A la luz de la evaluación de los problemas crónicos de la vida cotidiana, se extendió el trabajo previo que se centraba en el estrés traumático o agudo.

Financiación y agradecimientos

Este estudio fue financiado por la cátedra Alexander von Humboldt otorgada a Jürgen Margraf. Los autores quieren agradecer a Kristen Lavalley por su apoyo especial en el proceso de edición del manuscrito.

Referencias

- Aiken, L. S. y West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park, CA: Sage.
- Azizli, N., Atkinson, B. E., Baughman, H. M. y Giammarco, E. A. (2015). Relationships between general self-efficacy, planning for the future, and life satisfaction. *Personality and Individual Differences*, 82, 58-60. doi: 10.1016/j.paid.2015.03.006.
- Bandura, A. (1992). Self-efficacy mechanism in psychobiologic functioning. En R. Schwarzer (Ed.), *Self-efficacy: Thought control of action* (pp. 355-394). Washington: Hemisphere.
- Bandura, A., Caprara, G. V., Barbaranelli, C., Gerbino, M. y Pastorelli, C. (2003). Role of affective self-regulatory efficacy in diverse spheres of psychosocial functioning. *Child Development*, 74, 769-782. doi: 10.1111/1467-8624.00567.
- Baron, R. M. y Kenny, D. A. (1986). The Moderator Mediator Variable Distinction in Social Psychological-Research - Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182.
- Bisschop, M. I., Kriegsman, D. M., Beekman, A. T. y Deeg, D. J. (2004). Chronic diseases and depression: The modifying role of psychosocial resources. *Social Science y Medicine*, 59, 721-733. doi: 10.1016/j.socscimed.2003.11.038.
- Bond, M. H. (1991). *Beyond the Chinese face. Insights from psychology*. Hong Kong: Oxford University Press.
- Bosmans, M. W., Benight, C. C., Knaap, L. M., Winkel, F. W. y van der Velden, P. G. (2013). The Associations Between Coping Self-Efficacy and Posttraumatic Stress Symptoms 10 Years Postdisaster: Differences Between Men and Women. *Journal of Traumatic Stress*, 26, 184-191. doi: 10.1002/jts.21789.
- Bosmans, M. W., Hofland, H. W., De Jong, A. E. y Van Loey, N. E. (2015). Coping with burns: The role of coping self-efficacy in the recovery from traumatic stress following burn injuries. *Journal of Behavioral Medicine*, 38, 642-651. doi: 10.1007/s10865-015-9638-1.
- Bovier, P. A., Chamot, E. y Perneger, T. V. (2004). Perceived stress, internal resources, and social support as determinants of mental health among young adults. *Quality of Life Research*, 13, 161-170.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed.). Nueva York, NY: Academic Press.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G. y Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (3ª ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Cohen, S. y Edwards, J. R. (1988). Personality characteristics between stress and disorder. En R. W. J. Neufeld (Ed.), *Advances in the investigation of psychological stress* (pp. 235-283). Nueva York: Wiley.
- Crawford, J. R. y Henry, J. D. (2003). The Depression Anxiety Stress Scales (DASS): Normative data and latent structure in a large

- non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 42, 111-131. doi: 10.1348/014466503321903544.
- D'Angelo, B. y Wierzbicki, M. (2003). Relations of daily hassles with both anxious and depressed mood in students. *Psychological Records*, 92, 416-418.
- Deci, E. y Ryan, R. (2008). Hedonia, eudaimonia, and well-being: An introduction. *Journal of Happiness Studies*, 9, 1-11. doi: 10.2466/pr0.2003.92.2.416.
- Fung, K. M., Tsang, H. W., Corrigan, P. W., Lam, C. S. y Cheng, W. M. (2007). Measuring self-stigma of mental illness in China and its implications for recovery. *International Journal of Social Psychiatry*, 53, 408-418.
- Grau, R., Salanova, M. y Peiró, J. M. (2001). Moderator effects of self-efficacy on occupational stress. *Psychology in Spain*, 5, 63-74.
- Guerra, C., Cumsille, P. y Martínez, M. L. (2014). Post-traumatic stress symptoms in adolescents exposed to an earthquake: Association with self-efficacy, perceived magnitude, and fear. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 14, 202-207. doi: 10.1016/j.ijchp.2014.05.001.
- Häusser, J. A., Kattenstroth, M., van Dick, R. y Mojzisch, A. (2012). "We" are not stressed: Social Identity in group buffers neuroendocrine stress reactions. *Journal of Experimental Social Psychology*, 48, 973-977. doi: 10.1016/j.jesp.2012.02.020.
- Hayes, A. F. (2009). Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millenium. *Communication Monographs*, 76, 408-420. doi: 10.1080/03637750903310360.
- Hayes, A. F. (2012). PROCESS: A versatile computational tool for observed variable mediation, moderation, and conditional process modeling [White paper]. Recuperado el 9 de febrero de 2015, de <http://www.afhayes.com/public/process2012.pdf>.
- Hayes, A. F. y Preacher, K. J. (2014). Statistical mediation analysis with a multicategorical independent variable. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 67, 451-470. doi: 10.1111/bmsp.12028.
- Henry, J. D. y Crawford, J. R. (2005). The short-form version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21): Construct validity and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 44, 227-239. doi: 10.1348/014466505X29657.
- Holohan, C. K., Holohan, C. J. y Belk, S. S. (1984). Adjustment in Aging: The Roles of Life Stress, Hassles, and Self-Efficacy. *Health Psychology*, 3, 315-328.
- IBM Corporation (2012). *IBM SPSS Statistics for Windows, Version 21.0*. Armonk, NY: IBM Corp.
- Karademas, E. C. (2007). Positive and negative aspects of well-being: Common and specific predictors. *Personality and Individual Differences*, 43, 277-287. doi: 10.1016/j.paid.2006.11.031.
- Karademas, E. C. y Kalantzi-Azizi, A. (2004). The stress process, self-efficacy expectations, and psychological health. *Personality and Individual Differences*, 37, 1033-1043. doi: 10.1016/j.paid.2003.11.012.
- Kashdan, T. y Roberts, J. (2004). Social Anxiety's Impact on Affect, Curiosity, and Social Self-Efficacy During a High Self-Focus Social Threat Situation. *Cognitive Therapy and Research*, 28, 119-141.
- Kenny, D. A. y Judd, C. M. (2013). Power anomalies in testing mediation. *Psychological Science*, 25, 334-339. doi: 10.1177/0956797613502676.
- Keyes, C. L. (2007). Promoting and protecting mental health as flourishing - A complementary strategy for improving national mental health. *American Psychologist*, 62, 95-108. doi: 10.1037/0003-066X.62.2.95.
- Keyes, C. L., Shmotkin, D. y Ryff, C. D. (2002). Optimizing well-being: The empirical encounter of two traditions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82, 1007-1022. doi: 10.1037/0022-3514.82.6.1007.
- Kwasky, A. N. y Groh, C. J. (2014). Vitamin D, Depression and Coping Self-Efficacy in Young Women: Longitudinal Study. *Archives of Psychiatric Nursing*, 28, 362-367. doi: 10.1016/j.apnu.2014.08.010.
- Lai, J. C. L. (2009). Dispositional optimism buffers the impact of daily hassles on mental health in Chinese adolescents. *Personality and Individual Differences*, 47, 247-249. doi: 10.1016/j.paid.2009.03.007.
- Lazarus, R. y Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal and coping*. Nueva York, NY: Springer.
- Ledgerwood, A. y Shrout, P. E. (2011). The Trade-Off Between Accuracy and Precision in Latent Variable Models of Mediation Processes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 101, 1174-1188. doi: 10.1037/a0024776.
- Leiva-Bianchi, M., Baher, G. y Poblete, C. (2012). The Effects of Stress Coping Strategies in Post-Traumatic Stress Symptoms Among Earthquake Survivors. An Explanatory Model of Post-Traumatic Stress. *Terapia Psicológica*, 30, 51-59.
- Lukat J., Margraf J., Lutz R., van der Veld W. y Becker E. S. (2015). *Positive mental health scale (PMH): A short scale for assessing positive mental health*. Manuscript submitted.
- Luszczynska, A., Gutiérrez-Doña, B. y Schwarzer, R. (2005). General self-efficacy in various domains of human functioning: Evidence from five countries. *International Journal of Psychology*, 40, 80-89. doi: 10.1080/00207590444000041.
- Maciejewski, P. K., Prigerson, H. G. y Mazure, C. M. (2000). Self-efficacy as a mediator between stressful life events and depressive symptoms - Differences based on history of prior depression. *British Journal of Psychiatry*, 176, 373-378. doi: 10.1192/bjp.176.4.373.
- MacKinnon, D. P., Fairchild, A. J. y Fritz, M. S. (2007). Mediation analysis. *Annual Review of Psychology*, 58, 593-614. doi: 10.1146/annurev.psych.58.110405.085542.
- MacKinnon, D. P., Lockwood, C. M., Hoffman, J. M., West, S. G. y Sheets, V. (2002). A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects. *Psychological Methods*, 7, 83. doi: 10.1037/1082-989X.7.1.83.
- Maercker, A., Brewin, C. R., Bryant, R. A., Cloitre, M., van Ommeren, M., Jones, L. M., Humayan, A., Kagee, A., Llosa, A. E., Rousseau, C., Somasundaram, D. J., Souza, R., Suzuki, Y., Weissbecker, I., Wessely, S. C., First, M. B. y Reed, G. M. (2013). Diagnosis and classification of disorders specifically associated with stress: Proposals for ICD-11. *World Psychiatry*, 12, 198-206. doi: 10.1002/wps.20057.
- Maercker, A., Zhang, X. C., Gao, Z., Kochetkov, Y., Lu, S., Sang, Z., Yang, S., Schneider, S. y Margraf, J. (2015). Personal value orientations as mediated predictors of mental health: A three-culture study of Chinese, Russian, and German university students. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 15, 8-17. doi:10.1016/j.ijchp.2014.06.001
- Montepetit, M. A. y Bergman, C.S (2007). Dimensions of control: Mediational analyses of the stress-health relationship. *Personality and Individual Differences*, 43, 2237-2248. doi: 10.1016/j.paid.2007.07.003.
- Newnham, E. A., Pearson, R. M., Stein, A. y Betancourt, T. S. (2014). Youth mental health after civil war: The importance of daily stressors. *The British Journal of Psychiatry*, 206, 116-121. doi: 10.1192/bjp.bp.114.146324.
- Ng, F., Trauer, T., Dodd, S., Callaly, T., Campbell, S. y Berk, M. (2007). The validity of the 21-item version of the Depression Anxiety Stress Scales as a routine clinical outcome measure. *Acta Neuropsychiatrica*, 19, 304-310. doi: 10.1111/j.1601-5215.2007.00217.x.
- Nierop, A., Wirtz, P. H., Aliki, B., Zimmermann, R. y Ehler, U. (2008). Stress-buffering effects of psychosocial resources on physiological and psychological stress response in pregnant women. *Biological Psychology*, 78, 261-268. doi: 10.1016/j.biopsycho.2008.03.012.
- Parrish, B. P., Cohen, L. H. y Laurenceau, J. P. (2011). Prospective relationship between negative affective reactivity to daily

- stress and depressive symptoms. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 30, 270-296. doi: 10.1521/jscp.2011.30.3.270.
- Preacher, K. J. y Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior Research Methods Instruments y Computers*, 36, 717-731. doi: 10.3758/BF03206553.
- Preacher, K. J. y Kelley, K. (2011). Effect Size Measures for Mediation Models: Quantitative Strategies for Communicating Indirect Effects. *Psychological Methods*, 16, 93-115. doi: 10.1037/a0022658.
- Priebe, S., Omer, S., Giacco, D. y Slade, M. (2014). Resource-oriented therapeutic models in psychiatry: Conceptual review. *The British Journal of Psychiatry*, 204, 256-261. doi: 10.1192/bjp.bp.113.135038.
- Sandín, B., Sánchez-Arribas, C., Chorot, P. y Valiente, R. M. (2015). Anxiety sensitivity, catastrophic misinterpretations and panic self-efficacy in the prediction of panic disorder severity: Towards a tripartite cognitive model of panic disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 67, 30-40. doi: 10.1016/j.brat.2015.01.005.
- Sass, D. A. (2011). Testing measurement invariance and comparing latent factor means within a confirmatory factor analysis framework. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29, 347-363. doi: 10.1177/0734282911406661.
- Scholten S., Lavalley K., Velten J., Zhang X. C. y Margraf, J. (2014). *The brief daily stressor screening: An introduction and evaluation*. Unpublished manuscript.
- Scholz, U., Doña, B. G., Sud, S. y Schwarzer, R. (2002). Is general self-efficacy a universal construct? Psychometric findings from 25 countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 18, 242.
- Schwarzer, R., Bassler, J., Kwiatek, P., Schroder, K. y Zhang, J. X. (1997). The assessment of optimistic self-beliefs: Comparison of the German, Spanish, and Chinese versions of the General Self-Efficacy Scale. *Applied Psychology*, 46, 69-88.
- Schwarzer, R. y Jerusalem, M. (1995). Generalized Self-Efficacy scale. En J. Weinman, S. Wright y M. Johnston (Eds.), *Measures in health psychology: A user's portfolio. Causal and control beliefs* (pp. 35-37). Windsor, UK: NFER-NELSON.
- Sobel, M. E. (1986). Some new results on indirect effects and their standard errors in covariance structure models. En N. Tuma (Ed.), *Sociological Methodology* (pp. 159-186). Washington, DC: American Psychology Association.
- Suldo, S. M. y Shaffer, E. J. (2008). Looking beyond psychopathology: The dual-factor model of mental health in youth. *School Psychology Review*, 37, 52-68.
- Wang, X., Zhang, D. y Wang, J. (2011). Dual-factor model of mental health: Surpass the traditional mental health model. *Psychology*, 2, 767-772. doi: 10.4236/psych.2011.28117.
- Wang, Y., Yao, L., Liu, L., Yang, X., Wu, H., Wang, J. y Wang, L. (2014). The mediating role of self-efficacy in the relationship between Big five personality and depressive symptoms among Chinese unemployed population: A cross-sectional study. *BMC Psychiatry*, 14, 61. doi: 10.1186/1471-244X-14-61.
- Weich, S., Brugha, T., King, M., McManus, S., Bebbington, P., Jenkins, R., Cooper, C. McBride, O. y Stewart-Brown, S. (2011). Mental well-being and mental illness: Findings from the Adult Psychiatric Morbidity Survey for England 2007. *The British Journal of Psychiatry*, 199, 23-28. doi: 10.1192/bjp.bp.111.091496.
- Wheaton, B. (1985). Models for the stress-buffering functions of coping resources. *Journal of Health and Social Behavior*, 26, 352-364.
- World Health Organization, WHO (2001). *Strengthening mental health promotion*. World Health Organization: Ginebra.
- Yen, S., Robins, C. J. y Lin, N. (2000). A cross-cultural comparison of depressive symptom manifestation: China and the United States. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 68, 993.