

INTERACCIONES

Journal of family, clinical and health psychology

// ISSN 2411-5940

e-ISSN 2413-4465

www.revistainteracciones.com



ARTÍCULO ORIGINAL

The Bidimensional Model of Mental Health: an empirical approach in a general population sample

El Modelo Bidimensional de Salud Mental: una aproximación empírica en una muestra de la población general

Manuel González ^{1*}, Mario González ¹, Lastenia Hernández ¹, Laureano Lorenzo ²

¹ Departamento de Psicología Clínica, Psicobiología y Metodología, Facultad de Psicología y Logopedia, Universidad de La Laguna, Tenerife, España.

² Hospital Universitario de Canarias, Canarias, España.

* Correspondencia: mgonzaro@ull.edu.es.

Recibido: 25 de junio de 2022 | Revisado: 18 de enero de 2023 | Aceptado: 17 de marzo de 2023 | Publicado Online: 23 de marzo de 2023.

CITARLO COMO:

González, M., González, M., Hernández, L., Lorenzo, L. (2023). The Bidimensional Model of Mental Health: an empirical approach in a general population sample. *Interacciones*, 9, e259. <http://dx.doi.org/10.24016/2023.v9.259>

ABSTRACT

Background: Comprehensive mental health research is proposed as an important resource for individual well-being, as opposed to indicators of psychopathology. **Objectives:** We present an approach to the Bidimensional Model of Mental Health (BDSM) that considers psychological distress and subjective well-being as two separate but related dimensions. **Methods:** In a sample of 290 adults from the community, with 55.2% women and a mean age of 28.6 (Dt = 12.0). **Results:** The continuous results confirm a two-dimensional structure of psychopathology (PS) and subjective well-being (BS). The proposed model proposes classification into four groups according to the above result, namely, complete mental health (high BS, low PS, 62.2%), vulnerable (low BS, low PS, 11.4%), symptomatic but content (high BS, high PS, 11.4%) and troubled (low BS, high PS, 15%). The categorical results indicate that the problem and symptomatic groups obtained higher mean scores in trait worry, experiential and behavioral avoidance, and in turn, the symptomatic group scored higher in resistance to distress and in the more adaptive cognitive emotional regulation strategies; on the contrary, the vulnerable group obtained lower means in the latter. The results of the vulnerable and symptomatic groups confirm the coexistence of well-being and psychopathology. **Conclusions:** The promotion of subjective well-being is proposed when considering health in a more comprehensive way, because of its potential to generate profound and lasting benefits for individuals and the community in general.

Keywords: Bidimensional Model of Mental Health, well-being, symptomatic, problems.

RESUMEN

Introducción: La regulación de las emociones implica modular las experiencias de las emociones para facilitar el logro de los objetivos, por el contrario, las dificultades en las mismas son un patrón de experiencias emocionales que interfieren con el comportamiento dirigido a un objetivo. **Objetivos:** Presentamos una aproximación al Modelo Bidimensional de Salud Mental (BDSM) que consideran la angustia psicológica y el bienestar subjetivo como dos dimensiones separadas pero relacionadas. **Método:** En una muestra es de 290 personas adultas de la comunidad, con un 55,2% mujeres

y una media de edad de 28,6 ($Dt = 12.0$). **Resultados:** Los resultados confirman una estructura bidimensional de psicopatología (PS) y bienestar subjetivo (BS), negativamente relacionados. El modelo propone la clasificación en cuatro grupos atendiendo al resultado anterior, a saber, salud mental completa (BS alto, PS baja, 62,2%), vulnerable (BS bajo, PS baja, 11,4%), sintomático pero contento (BS alto, PS alta, 11,4%) y con problemas (BS bajo, PS alta, 15%). Los resultados señalan que los grupos con problemas y sintomáticos obtienen puntuaciones medias más elevadas en la preocupación rasgo, la evitación experiencial y conductual, y a su vez, el grupo sintomático puntúa más elevado en resistencia al malestar y en las estrategias de regulación emocional cognitivas más adaptativas. El grupo vulnerable obtiene medias más bajas en estas últimas. Los resultados de los grupos vulnerables y sintomáticos confirman la coexistencia del bienestar y la psicopatología. **Conclusiones:** Los resultados se discuten atendiendo a los estudios revisados, y dada la relevancia de las estrategias de regulación emocional en la satisfacción con la vida y la resistencia al malestar, se proponen tratamientos transdiagnósticos de la regulación de las emociones.

Palabras clave: Modelo Bidimensional de Salud Mental, vulnerable, sintomático, problemas.

INTRODUCCIÓN

En los últimos años se observa un interés creciente en el bienestar, tanto en la sociedad en general, como en la atención de salud mental, que se refleja por un lado, en la definición de la salud como “un estado de completo bienestar físico, mental y social y no simplemente la ausencia de enfermedad o discapacidad” (Organización Mundial de la Salud, OMS, 2005, p. 1), y por otro, en la definición de salud mental como “un estado de bienestar en el que la persona es consciente de sus propias capacidades, puede afrontar las tensiones normales de la vida, puede trabajar de forma productiva y fructífera, y es capaz de hacer una contribución a su comunidad” (OMS, 2005, p. 1). Se considera que la salud es la base para el bienestar y el funcionamiento efectivo de una persona en su comunidad, de manera que, promovidos por los objetivos de la OMS, en las agendas de políticas de salud en el mundo se ha impulsado mejorar las condiciones más positivas de la salud mental de los ciudadanos (Barry, 2009), en el que la salud mental positiva se propone como un recurso importante para la recuperación de una enfermedad mental y las terapias se han diseñado específicamente para mejorar la salud mental positiva (Slade, 2017).

La salud mental se ha considerado como dos polos opuestos de un continuo (Greenspoon y Saklofske, 2001; Wang et al., 2011), donde la investigación sobre la misma está restringida a la evaluación y el tratamiento de los trastornos mentales (Doll, 2008; Keyes, 2007; Seligman, 2008), y se utiliza el indicador de psicopatología para el diagnóstico psicológico, que define si hay o no un trastorno mental, considerando así la salud mental como la ausencia de enfermedad (Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008). Este indicador negativo obvia el enfoque en las dimensiones constructivas del funcionamiento individual que supone un cambio crítico en el paradigma tradicional (Magalhaes y Calheiros, 2017). Sin embargo, los criterios actuales sobre la salud mental han cambiado el enfoque de una conceptualización negativa de la salud mental a definiciones que abarcan aspectos positivos e incluyen el nivel de funcionamiento y florecimiento de las personas (Schinke et al., 2017).

Como una alternativa al modelo tradicional surge el Modelo Bidimensional de Salud Mental (MBSM) (Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008; Wood y Tarrier, 2010) (para una revisión véase p. ej., Iasiello et al., 2020) que consideran la angustia psicológica y el bienestar subjetivo como dos dimensiones separadas pero relacionadas, al considerar que la ausencia de psicopatología y la presencia de salud mental positiva no son polos opuestos, sino que forman dos factores de salud mental distintos, que propor-

cionan una comprensión integral de la salud mental (Furlong et al., 2014). Así, la salud mental se entiende como un estado completo y holista mediante la integración de una dimensión de ajuste negativa referido a la psicopatología, y otra positiva, referido al bienestar subjetivo (Wang et al., 2011).

En base a estos dos indicadores han surgido cuatro grupos con condición específica de salud mental: 1) Salud mental completa, se refiere a bienestar medio / alto y psicopatología baja; 2) Vulnerable, posee un bajo bienestar y baja psicopatología; 3) Sintomático pero contento, bienestar medio / alto y alta psicopatología; y 4) Problemas, bajo bienestar y alta psicopatología (Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008; Suldo et al., 2016).

Los tipos de análisis propuestos por el modelo bidimensional se han realizado básicamente con adolescentes, pero existen investigaciones en adultos. Así, en una muestra de estudiantes se encontró que un 62,2% tenían salud mental completa, el 11,4% vulnerable, un 11,4% sintomático pero contento y un 15% con problemas (Roth et al., 2017; Suldo et al., 2016). En otro estudio con muestras de adultos tanto de la comunidad como ambulatorias se encontraron relaciones negativas entre psicopatología y bienestar subjetivo (Fonte et al., 2020; Franken et al., 2018), y encontraron que un 48% eran vulnerables y/o tenían una salud mental moderada, mientras que un 51,8% tenían salud mental completa (Fonte et al., 2020). En un estudio con muestras de pacientes hospitalizados y ambulatorios adultos con ideación suicida encontraron, en primer lugar, que el 6% de los pacientes ambulatorios y el 10% de los hospitalizados informaron de niveles moderados a altos de salud mental positiva, y en segundo lugar, los intentos de suicidio de por vida fueron menos probables en pacientes hospitalizados que sufrían de ideación suicida en presencia de salud mental positiva (Teismann et al., 2018).

Estas opciones de clasificación permiten abordar algunas limitaciones del modelo unidimensional, pues las personas vulnerables suelen ser pasadas por alto en términos de salud (Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008), además, el grupo sintomático pero contento constata que la ausencia de psicopatología no es una condición suficiente para mostrar niveles más altos de salud mental (Suldo et al., 2016).

Desde una perspectiva de análisis continuo los factores de riesgo cognitivos, emocionales y conductuales que se han relacionado con psicopatología y con bienestar subjetivo, entre otros, son la preocupación rasgo y la evitación experiencial (Segerstrom et al., 2015). Una estrategia conductual relacionada positivamente con psicopatología es la evitación conductual, que se refiere a la evitación manifiesta y situacional de molestias y quejas físicas

(Gámez et al., 2011). Otro constructo relacionado con el bienestar es la resistencia al malestar (distress endurance), que es la disposición a participar en un comportamiento que sea consistente con los valores de uno (Gámez et al., 2014).

Las estrategias de regulación emocional cognitivas desempeñan un papel importante en la relación entre los factores estresantes y el bienestar, donde las más adaptativas (p. ej., centrarse en la planificación, la reorientación positiva, el reenfoque positivo y la puesta en perspectiva) se relacionan positivamente con bienestar subjetivo, por el contrario, las menos adaptativas (p. ej., la autoinculpación, el catastrofismo y el culpar a los demás) se relacionan con psicopatología (Balzarotti et al., 2016).

Este estudio transversal tiene como objetivo contrastar el modelo bidimensional de salud mental en una muestra de personas adultas.

Atendiendo a nuestro objetivo, se plantean las siguientes hipótesis. Una primera (H1) es que se aislará una estructura de dos factores constituidos por psicopatología y bienestar subjetivo relacionados negativamente. Una segunda hipótesis (H2), es que las variables de resistencia al malestar y las estrategias de regulación emocional cognitivas más adaptativas se relacionan positivamente con el bienestar subjetivo y negativamente con psicopatología. Por otro lado, la preocupación rasgo, la evitación experiencial, las estrategias de regulación emocionales cognitivas menos adaptativas y la evitación conductual se relacionan negativamente con el bienestar subjetivo y positivamente con los síntomas psicopatológicos. Una tercera hipótesis (H3) es que no habrá diferencias estadísticamente significativas entre los grupos en relación a las variables sociodemográficas evaluadas, y finalmente, una cuarta hipótesis (H4), es que teniendo en cuenta los cuatro grupos creados, se encontraran diferencias estadísticamente significativas entre los cuatro grupos en las variables cognitivas, conductuales y emocionales evaluadas, situándose esas diferencias en mayor medida entre los grupos con problemas, sintomático y vulnerable frente al grupo de salud.

MÉTODO

Participantes

La muestra se seleccionó mediante un total de cinco alumnos que realizaban el trabajo de fin de grado y fueron entrenados en la administración de cuestionarios, mediante procedimientos de role playing, en el que un alumno hacía de entrevistador y otro de entrevistado. Se les solicitó que seleccionaran de su entorno cercano a un grupo de entre 8 y 10 adultos mayores de 18 años, mediante el efecto de bola nieve, que suele emplearse para recoger información de poblaciones difíciles de muestrear (Thomson, 2002), es decir, de la comunidad. De manera que la muestra quedó constituida por 290 personas adultas con una media de edad de 28,57 años ($Dt = 12,02$), que va desde los 18 hasta los 68 años y una moda de 21. Un 55,2% son mujeres. En lo que se refiere al nivel de estudios, un 4,5% tienen estudios primarios, el 47,9% estudios medios, un 18,6% son diplomadas y un 29,0% licenciadas. Con respecto al estado civil, el 61,7% están solteras, un 32,1% están casadas/parejas, el 6,2% se encuentran divorciadas o separadas.

Instrumentos

Los instrumentos de este estudio evalúan los procesos cognitivos y síntomas más relacionados con el afecto negativo (AN), tales como la ansiedad, la depresión, la preocupación rasgo, la evitación experiencial y conductual y las emociones cognitivas menos adaptativas. Por otro lado, evalúa otros constructos que por lo general se relacionan positivamente con el afecto positivo (AP), tales como la satisfacción con la vida y la resistencia al malestar, así como con las emociones cognitivas más adaptativas.

La Escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS, Positive and Negative Affect Schedule; Watson et al., 1988). Evalúa dos dimensiones, el afecto positivo y el afecto negativo. Se emplea una escala tipo Likert desde 1 a 5 puntos (1= "totalmente en desacuerdo", 5= "totalmente de acuerdo"). Su consistencia interna oscila entre .87 y .89 para el afecto positivo y .84 y .89 para el afecto negativo. En este estudio se empleó la versión en español (Sandín et al., 1999).

Las Escalas de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS21, Depression, Anxiety, Stress Scales; Lovibond y Lovibond, 1995). Es una escala que mide los síntomas actuales de depresión, ansiedad y estrés. Se emplean solo los 14 ítems que avalúan ansiedad y depresión. La consistencia interna de la escala es de .95. En este estudio se empleó la versión en español (Bados et al., 2005).

El Inventario de Preocupación del Estado de Pensilvania (PSWQ, Penn State Worry Questionnaire, Meyer et al., 1990). Es un inventario de 16 ítems que evalúa la preocupación rasgo; cuyas respuestas se evalúan mediante escalas de intervalo, que van de 1 (nada) a 5 (mucho). De los 16 ítems del cuestionario, cinco están redactados negativamente y pueden considerarse como un artefacto estadístico más que un constructo significativo, por lo que algunos autores no consideran incluir dichos ítems (Korte et al., 2016). En este trabajo solo se incluyeron los 11 ítems en positivo propuestos por Sandín, cuya consistencia interna es .92 y fiabilidad test retest es de .85). En este estudio se empleó la versión en español (Sandín et al., 2009).

El Cuestionario Multidimensional de Evitación Experiencial (MEAQ, Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire, de Gámez et al. (2011) es un cuestionario de 62 ítems que evalúa de forma multidimensional la evitación experiencial. Para esta investigación se emplearon los 11 ítems que evalúan la resistencia al malestar, referido a comportamiento efectivo frente al malestar. Y los 11 ítems que evalúan evitación conductual, referido a evitación manifiesta y situacional de molestias y quejas físicas. Se responde según una escala tipo Likert de seis alternativas de respuestas que van de 1 = Muy en Desacuerdo a 6= Muy de acuerdo. Los coeficientes de consistencia interna de los dos factores oscilan entre .82 a .85 (Gámez et al., 2011).

El Cuestionario de Regulación Emocional Cognitiva (CERQ, Cognitive Emotion Regulation Questionnaire, de Garnefski y Kraaij, 2006). Es un cuestionario de 18 ítems y evalúa nueve estrategias de regulación emocional cognitivas. Para esta investigación empleamos los factores generales de estrategias adaptativas, como la aceptación, la reorientación positiva, centrarse en la planificación, el reenfoque positivo y la puesta en perspectiva, así como las menos adaptativas como la autoinculpación, el catastrofismo y el culpar a los demás. Los coeficientes α oscilan

entre .68 a .81 (Garnefski y Kraaij, 2006).

La Escala de Satisfacción con la vida (SWLS, Satisfaction With Life Scale, de Diener et al., 1985). La SWLS evalúa el juicio global que hacen las personas sobre la satisfacción con su vida. Es una escala de cinco ítems con alternativas de respuesta que oscilan entre 1 y 5, donde 1 = "totalmente en desacuerdo", y 5 = "totalmente de acuerdo". La consistencia interna de la versión española es buena ($\alpha = .84$). En este estudio se empleó la versión en español (Atienza et al., 2003).

El cuestionario de Aceptación y Acción-II (AAQ-II, Acceptance and Action Questionnaire-II, Bond et al., 2011). Es una medida general de la evitación experiencial. Consta de 10 ítems que se contestan en una escala tipo Likert de siete puntos, donde 1 = nunca verdad y 7 = siempre verdad. Su coeficiente de consistencia interna oscila entre .75 y .93. En este estudio se empleó la versión en español (Ruiz et al., 2013).

Procedimiento

La muestra fue captada por un total de 15 alumnos que realizaban el trabajo de fin de grado, fueron entrenados en la administración de cuestionarios, mediante procedimientos de *role playing*. Se les solicitó que seleccionaran de su entorno cercano a un grupo de entre 8 y 10 adultos mayores de 18 años, mediante el efecto de bola nieve (Thomson, 2002).

Análisis estadísticos de los datos

El tipo de análisis tiene como objetivo contrastar las hipótesis planteadas. Se realiza sobre la matriz de correlaciones policóricas y ML (maximum likelihood), un análisis factorial exploratorio (AFE) mediante la extracción de factores principales con rotación promax para identificar los factores relevantes de psicopatología y bienestar, así como un análisis factorial confirmatorio (AFC) para verificar la estructura factorial del AFE.

Atendiendo a los objetivos de determinar la validez convergente y discriminante, se realizan los coeficientes de correlación r de Pearson entre las dimensiones evaluadas por los cuestionarios ya señalados, que trata de establecer las relaciones de las variables cognitivas, conductuales y emocionales, tales como la preocupación rasgo, la resistencia al malestar, la evitación conductual y experiencial, y las estrategias de regulación emocional más y menos adaptativas con psicopatología y bienestar subjetivo. Otro tipo de estrategia fue la formación de los segui-

entes grupos criterios, según la variable de psicopatología y el bienestar subjetivo (Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008; Suldo et al., 2016). Los grupos son: 1) Salud mental completa, que hace referencia a las personas con bienestar medio / alto (percentil > 60) y psicopatología baja (percentil < 30); 2) El grupo vulnerable que hace referencia a personas con bajo bienestar (percentil < 30) y baja psicopatología (percentil 30); 3) el grupo sintomático pero contento, que especifica el bienestar medio / alto (percentil > 60) y alta psicopatología (percentil > 60); y 4) el grupo con problemas, en referencia a las personas con bajo bienestar y alta psicopatología (percentil < 30, y > 60). Una vez constituido estos grupos de realiza un MANOVA para determinar si diferían entre los factores antes mencionados.

Aspectos éticos

Las personas recibían en un sobre las instrucciones para responder a cada cuestionario, un teléfono de contacto, la firma del consentimiento informado y dando mucho énfasis en el anonimato y la protección de los datos. Los sobres debían ser entregados a los alumnos al día siguiente y debidamente cerrados y sellados. Esta investigación ha sido aprobada por el Comité de Ética del Vicerrectorado de Investigación de la Universidad de la Laguna.

RESULTADOS

Se realiza un análisis factorial exploratorio mediante la extracción de factores principales con rotación promax y saturación mayor o igual que .30, teniendo en cuenta la matriz de correlaciones tetracóricas y el ML. El Índice Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = .94$) y el de Barlett = 14368.83, df , 741, $p \leq .001$, que es mayor de .60, señalando la adecuación de la muestra (Kaiser, 1974). La prueba de Esfericidad de Barlett alcanzó significación estadística $\chi^2 = 3935.87$, $gl = 664$, $p < .001$, señalando la existencia de relaciones entre al menos algunos de los ítems, y que se consideraron apropiados para la realización de un AFE. Se realizó el Scree Tests de Catell (1966) y el Análisis Paralelo de Horn (1969) que sugerían la retención de dos factores, tal y como se observa en la Tabla 1, que explican un 63.6% de la varianza. El primero aglutina los factores de afecto negativo, ansiedad y depresión, que constituye un factor de psicopatología, en el segundo saturan el afecto positivo, la satisfacción con la vida y en sentido negativo la depresión, que constituyen el factor de

Tabla 1. Análisis factorial exploratorio sobre factores principales (N=290).

	Psicopatología	Bienestar subjetivo	h^2
Depresión	0,95	-0,47	0,07
Ansiedad	0,85		0,28
Afecto negativo	0,64		0,57
Afecto positivo		0,88	0,18
Satisfacción con la vida		0,49	0,71
Valor Propio	2,55	1,24	
Varianza explicada	45,0%	18,7%	
Varianza acumulada	45,0%	63,6%	

bienestar subjetivo. El factor de depresión se mantiene en el factor de psicopatología debido a la mayor saturación.

Mediante el análisis factorial confirmatorio (AFC), una solución unidimensional no representaba adecuadamente los datos observados ($\chi^2(4) = 79.5$; $p < .001$, CFI = .888, TLI = .761, SRMR = .100, RMSEA = .213 (IC 90%, .170-.258), por lo que probamos con un modelo bidimensional. El ajuste del modelo resultante de esta solución de dos factores correlacionados fue satisfactorio en la mayoría de los índices ($\chi^2(4) = 47.5$; $p < .001$, CFI = .965, TLI = .912, SRMR = .038, RMSEA = .113 (IC 90%, .101-.169). El coeficiente de correlación entre los dos factores es de -.49.

Coeficientes de correlación (r de Pearson) entre variables empleadas en el estudio con psicopatológicas y bienestar subjetivo. En la Tabla 2 se observan los coeficientes de consistencia interna de cada uno de los cuestionarios, que oscilan entre .94 para preocupación rasgo y .70 para evitación experiencial, así como las puntuaciones medias y desviación típica de cada una de las dimensiones evaluadas en la muestra total. Los síntomas de psicopatología y bienestar subjetivos se relacionan negativamente entre sí. La tendencia a la preocupación, la evitación experien-

cial y conductual, y las estrategias de regulación emocionales cognitivas menos adaptativas se relacionan positivamente con psicopatología y negativamente con el bienestar subjetivo, lo contrario sucede para la resistencia al malestar y estrategias de regulación emocionales cognitivas más adaptativas.

Frecuencia y porcentajes (%) entre los grupos constituidos

Tal y como se ha mencionado, hemos creado cuatro grupos y deseamos conocer el porcentaje de personas en cada uno de ellos. Así, en la Tabla 3 se observa que el grupo de salud completa lo conforman un 47,2% de las personas de la muestra, seguido de los grupos sintomático pero contento (24,5%) y problemas (16,3%) y, por último, el grupo vulnerable con un 12,1%. En relación con las variables sociodemográficas, no se encontraron diferencias entre los grupos en cuanto al género ($\chi^2 = 0.56$, $gl = 3$, $p < .905$); la edad $F(3, 285) = 2.00$, $p \leq .114$, el nivel de estudios ($\chi^2 = 11.18$, $gl = 3$, $p < .263$) y el estado civil ($\chi^2 = 7.62$, $gl = 3$, $p < .259$).

En cuanto a los análisis descriptivos se puede observar en la Tabla 3, los grupos con problemas y sintomáticos son los que obtienen puntuaciones medias más elevadas en la preocupación

Tabla 2. Coeficientes de consistencia interna y de correlación de las variables

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1) Preocupación rasgo	1	.64***	-.08*	-0,05	.52***	.34***	.56***	-.46***
(2) Evitación experiencial		1	-.17***	-.11***	.51***	.39***	.63***	-.57***
(3) Resistencia al malestar			1	.31***	-0,05	-.12**	-.20***	.27***
(4) Estrategias de regulación emocional cognitivas adaptativas				1	.20***	0,02	-.14***	.30***
(5) estrategias de regulación emocional cognitivas menos adaptativas					1	.29***	.51***	-.35***
(6) Evitación conductual						1	.36***	-.17***
(7) Síntomas psicopatológicos							1	-.61***
(8) Bienestar								1
Coeficiente de consistencia de alfa	.94 (11)	.70 (10)	.89 (11)	.83 (10)	.76 (8)	.91(11)	.93 (24)	.88 (15)
Media (desviación típica)	30.2 (9.4)	21.3 (9.2)	51.2(9.3)	34.7 (7.6)	21.2 (6.2)	38.1(12.2)	38.6 (22.0)	50.2 (10.4)

* $p \leq .05$. ** $p \leq .01$. *** $p \leq .001$

Table 3. Manova de un factor entre los grupos de salud (método Bonferroni).

	G1 (Salud)		G2 (Vulnerable)		G3 (Sintomático)		G4 (Problemas)		F	η^2	Tes Pos-Hoc
	M	DT	M	DT	M	DT	M	DT			
Preocupación rasgo	26,1	8,7	29,2	8,7	31	8,2	37,2	9,5	20.5***	0,21	4,3>1,2; 2>1
Evitación experiencial	15,3	5,9	20	8,8	21	7,6	24,5	8,7	18.43***	0,28	3,4>1; 4>3; 2>1
Estrategias de regulación emocional cognitivas menos adaptativas	18,4	5,3	20,4	6,3	22,3	5,3	24,4	5,6	15.9***	0,23	3,4>1; 4>2
Estrategias de regulación emocional cognitivas adaptativas	36,2	7,1	33,7	8,4	36,7	6,3	32,6	7,4	4.1**	0,11	1,3 >4
Evitación conductual	34,2	11,8	37,5	11	38,9	12,4	42,1	11,1	9.5***	0,13	4>1
Resistencia al malestar	53,5	7,5	51,9	9,1	54	7,9	49,6	10,5	3.4*	0,11	1,3 >4

* $p \leq .05$. ** $p \leq .01$. *** $p \leq .001$

rasgo, la evitación experiencial y estrategias de regulación emocional cognitivas menos adaptativas. Los grupos sintomáticos y de salud obtienen medias más elevadas en las estrategias de regulación emocional cognitivas adaptativas y resistencia al malestar. El grupo vulnerable, frente al de salud, obtiene medias más elevadas en preocupación rasgo y evitación experiencial. El grupo con problemas obtiene puntuaciones medias más elevada en evitación conductual que el grupo de salud. Los coeficientes eta (η^2) son grandes para la evitación experiencial, las estrategias cognitivas menos adaptativas y la preocupación rasgo, y pequeños para la evitación conductual, la resistencia al malestar y las estrategias cognitivas más adaptativas.

DISCUSIÓN

En este trabajo nos propusimos contrastar el Modelo Bidimensional de Salud Mental (MBSM). Los coeficientes de consistencia interna de cada uno de los factores evaluados en el estudio son coincidentes con los trabajos revisados (Atienza et al. 2000; Bados et al. 2005; Gámez et al. 2011; Garnefski y Kraaij. 2006; Lovibond y Lovibond. 1995; Meyer et al. 1990; Ruiz et al. 2013; Sandín et al. 1999; Sandín et al. 2009; Watson et al., 1988).

En cuanto a las hipótesis planteadas, los resultados confirman parcialmente nuestra primera hipótesis (H1), dado que el AN satura en el factor de psicopatología y no en bienestar subjetivo, tal y como propone el modelo tripartito del bienestar subjetivo (Diener et al., 1985). Este último, muestra una relación negativa y estadísticamente ($r_{xy} = -.49$) significativa entre los síntomas psicopatológicos y bienestar subjetivo, en la línea de los estudios revisados (Fonte et al. 2020; Franken et al. 2018; Furlong et al. 2014; Magalhaes y Calheiros. 2017; Wang et al. 2011; Wood y Tarrier. 2010). Se constata la segunda hipótesis (H2), pues no se encontraron diferencias estadísticamente significativas en variables sociodemográficas entre los grupos.

En cuanto a la tercera hipótesis (H3), se confirma, dado que la resistencia al malestar y las estrategias de regulación emocionales cognitivas más adaptativas se relacionan positivamente con el bienestar subjetivo (Gámez et al., 2014) y negativamente con psicopatología (Gámez et al., 2011). Por otro lado, se constata que la preocupación rasgo, la evitación experiencial, las estrategias de regulación emocionales cognitivas menos adaptativas y la evitación conductual se relacionan negativamente con el bienestar subjetivo y positivamente con los síntomas psicopatológicos (Balzarotti et al., 2016; Segerstrom, et al. 2015). Se confirma la cuarta hipótesis (H4), dado que los grupos con problemas y sintomáticos obtienen medias más elevadas en la preocupación rasgo, la evitación experiencial, así como en las estrategias de regulación emocionales cognitivas menos adaptativas.

En relación a los grupos, los porcentajes en cada grupo son muy similares a los estudios revisados, pues un 12.1% de las personas son vulnerables, un 47,1% de personas con salud, un 24,5% son sintomático y 16,3% tienen problemas, que se sitúa entre los rangos de 5% y 19% de vulnerables, 43% y 67% con salud, 11% y 36% sintomático y 8 a 44% con problemas en estudios revisados (Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008). El grupo vulnerable obtiene puntuaciones medias más elevadas que el grupo de salud en preocupación rasgo y la evitación experiencial, con-

virtiéndose estos dos constructos los que diferencian a los cuatro grupos. Así mismo los grupos sintomáticos y salud obtienen puntuaciones medias más elevadas que el grupo vulnerable en resistencia al malestar y estrategias de regulación adaptativas (Teismann, et al., 2018).

La distinción entre el modelo tradicional y el bidimensional consiste en que el segundo aporta la formación de cuatro grupos a lo largo de un continuo. Estos cuatro grupos se confirman en los resultados descritos, coincidiendo con estudios previos, así como porcentajes muy similares (Magalhaes y Calheiros, 2017; Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008; Suldo et al., 2016), que señalan que no se puede ceñir la investigación a los extremos de psicopatología y bienestar psicológico debido a que se excluiría de forma errónea a parte de la población, como en este caso, el grupo vulnerable y el sintomático pero contento.

Aunque exista una correlación inversa entre bienestar subjetivo y psicopatología, las intervenciones que son eficaces en el aumento de la salud mental positiva no necesariamente son eficaces en el alivio de la psicopatología, y viceversa. Atendiendo a este último resultado, es deseable realizar evaluaciones sistemáticas de la psicopatología y de la salud mental positiva en los sistemas de atención de salud mental con la finalidad de realizar intervenciones cognitivas conductuales más integrales u holistas de la salud. Con el objetivo de reducir la sintomatología de las personas vulnerables y sintomáticas pero contentos e incrementar la salud mental, la terapia de aceptación y compromiso (ACT) es una intervención preventiva para los factores cognitivos señalados en este trabajo, como la evitación experiencial, la tendencia a la preocupación, la evitación conductual y las estrategias de regulación emocional cognitivas menos adaptativas (Trompetter et al., 2017). Por lo que proponemos que si se invierte más tiempo de investigación y recursos en el estudio y la promoción del bienestar (no de la prevención de la salud mental), tiene el potencial de generar beneficios profundos y duraderos para las personas, las comunidades y la sociedad en general.

Este es un estudio transversal, de manera que otra forma de evaluar el modelo bidimensional es mediante el estudio de las relaciones entre el bienestar y la psicopatología en estudios longitudinales, dado que las personas con bajo bienestar psicológico tienen siete veces más probabilidades de estar deprimidas diez años más tarde (Mood y Joseph, 2010). Estos estudios longitudinales vinculan la investigación de los estados subumbrales o subclínicos, referidos a cuando una persona experimenta síntomas que no alcanzan los umbrales diagnósticos estandarizados del Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales. Los umbrales de diagnóstico que actualmente no tienen en cuenta los síntomas subumbrales pueden dar lugar a considerables casos de falsos negativos. Así, en un estudio con 5.692 pacientes de servicios de salud mental para adultos se determinó que sólo el 61,2% tenía un diagnóstico según el DSM-IV (APA, 1994); sin embargo, un porcentaje alto de los servicios de salud mental se prestaba a los pacientes que sufrían problemas emocionales por debajo del umbral (Druss et al., 2007).

Se concluye que los grupos con problemas y sintomáticos obtienen puntuaciones medias más elevadas en las variables cognitivas, emocionales y conductuales evaluadas, pero el grupo

sintomático emplea más estrategias de regulación cognitivas más adaptativas y resistencia al malestar. Estas dos últimas estrategias son factores de protección para su bienestar. Sin embargo, el grupo vulnerable no emplea las estrategias antes señaladas y además obtiene puntuaciones medias similares al grupo con problemas en evitación experiencial, por lo que este grupo mantiene un factor de riesgo elevado para el desarrollo de problemas psicológicos. Estos resultados corroboran que la ausencia de psicopatología no es una condición suficiente para niveles más elevados de salud (Suldo et al., 2016) y, por lo tanto, se confirma la propuesta del modelo bidimensional, dado que estas personas necesitan atención en los servicios de salud mental (Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008).

ORCID

Manuel González: <https://orcid.org/0000-0002-4428-0361>

CONTRIBUCIÓN DE LOS AUTORES

Manuel González: Recolección de datos, Escritura- Revisión y edición.

Lastenia Hernández recolección de datos, Escritura- Revisión y edición.

Mario González: Recolección de datos, Análisis formal, Escritura- Borrador original.

Laureano Lorenzo: Recolección de datos, Análisis formal, Escritura- Borrador original.

FUENTE DE FINANCIAMIENTO

Este estudio no contó con una fuente de financiamiento.

CONFLICTO DE INTERESES

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

AGRADECIMIENTOS

No aplica.

PROCESO DE REVISIÓN

Este estudio ha sido revisado por tres revisores externos en modalidad de doble ciego. El editor encargado fue [David Villarreal-Zegarra](#). El proceso de revisión se encuentra como material suplementario 1.

DECLARACIÓN DE DISPONIBILIDAD DE DATOS

Los autores adjuntan la base de datos como material suplementario 2.

DESCARGO DE RESPONSABILIDAD

El autor es responsable de todas las afirmaciones realizadas en este artículo.

REFERENCIAS

- Atienza, F. L., Balaguer, I., y García-Merita, M. L. (2003). Satisfaction with life scale: Analysis of factorial invariance across sexes. *Personality and Individual Differences*, 35, 1255–1260.
- Bados, A., Solanas, A. y Andrés, R. (2005). Psychometric properties of the Spanish version of Depression, Anxiety and Stress Scales (DASS). *Psicothema*, 17, 679–683.
- Balzarotti, S., Biassoni, F., Villani, D., Prunas, A., y Velotti, P. (2016). Individual Differences in Cognitive Emotion Regulation: Implications for Subjective and Psychological Well-Being. *Journal of Happiness Studies*, 17, 125–143. <https://doi.org/10.1007/s10902-014-9587-3>.
- Barry, M. M. (2009). Addressing the determinants of positive mental health: concepts, evidence and practice. *International Journal of Mental Health Promotion*, 11, 4–17.

- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., y Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, 42, 676–688. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.03.007>
- Cattell, R. B. (1966). The Scree Plot Test for the Number of Factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 140–161. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr0102_10
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., y Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71–75.
- Doll, B. (2008). The Dual-Factor Model of Mental Health in Youth. *School Psychology Review*, 37, 69–73.
- Druss, B. G., Wang, P. S., Sampson, N. A., Olfson, M., Pincus, H. A., Wells, K. B., y Kessler, R. C. (2007). Understanding mental health treatment in persons without mental diagnoses: results from the national comorbidity survey replication. *Archives of General Psychiatry*, 64(10), 1196–1203.
- Fonte, C., Silva, I., Vilhena, E., y Corey, L. M. Keyes, C. L. M. (2020). The Portuguese Adaptation of the Mental Health Continuum-Short Form for Adult Population. *Community Mental Health Journal*, 56, 368–375. <https://doi.org/10.1007/s10597-019-00484-8>
- Franken, K., Lamers, S. M., ten Klooster, P. M., Bohlmeijer, E. T. and Westerhof, G. J. (2018). Validation of the mental health continuum-short form and the dual continua model of well-being and psychopathology in an adult mental health setting. *Journal of Clinical Psychology*, 74, 2187–2202. <https://doi.org/10.1002/jclp.22659>
- Furlong, M. J., You, J., Renshaw, T. L., Smith, D. C., O'Malley, M. D. (2014). Preliminary development and validation of the Social and Emotional Health Survey for Secondary School Students. *Social Indicators Research*, 117, 1011–1032.
- Gámez, W., Chmielewski, M., Kotov, R., Ruggero, C., y Watson, D. (2011). Development of a measure of experiential avoidance: The Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire. *Psychological assessment*, 23, 692–713. doi:10.1037/a0023242
- Gámez, W., Chmielewski, M., Kotov, R., Ruggero, C., Suzuki, N., y Watson, D. (2014). The brief experiential avoidance questionnaire: development and initial validation. *Psychological assessment*, 26, 35–45. <https://doi.org/10.1037/a0034473>
- Garnefski, N., y Kraaij, V. (2006). Cognitive emotion regulation questionnaire—development of a short 18-item version (CERQ-short). *Personality and individual differences*, 41(6), 1045–1053. <https://doi.org/10.1016/2006.04.010>
- Greenspoon, P. J., y Saklofske, D. H. (2001). Toward an integration of subjective well-being and psychopathology. *Social Indicators Research*, 54, 81–108. <https://doi.org/10.1023/a:1007219227883>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika* 30, 179–185.
- Iasiello, M., van Agteren, J., y Muir-Cochrane, E. (2020). Mental Health and/or Mental Illness: A Scoping Review of the Evidence and Implications of the Dual-Continua Model of Mental Health. *DOAJ*, 1, 1–45. <https://doi.org/10.21307/eb-2020-001>
- Keyes, C. L. M. (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
- Korte, K. J., Allan, N. P., Schmidt, N. B. (2016). Factor-mixture modeling of the PSWQ: evidence for distinct classes of worry. *Journal Anxiety Disorders*, 37, 40–47. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2015.11.001>
- Lovibond, P. F., y Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour research and therapy*, 33(3), 335–343. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-u](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-u)
- Magalhães, E., y Calheiros, M. M. (2017). A dual-factor model of mental health and social support: Evidence with adolescents in residential care. *Children and Youth Services Review*, 79, 442–449.
- Meyer, T., Miller, M., Metzger, R. y Borkovec, T. (1990). Development and validation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, 28(6), 487–495.
- Mood, A. M., y Joseph, S. (2010). The absence of positive psychological (eudemonic) well-being as a risk factor for depression: A ten-year cohort study. *Journal of Affective Disorders*, 122, 213–217. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2009.06.032>
- Roth, R. A., Suldo, S. M., y Ferron, J. M. (2017). Improving middle school students' subjective well-being: Efficacy of a multicomponent positive psychology intervention targeting small groups of youth. *School Psychology Review*, 46, 21–

41. <https://doi.org/10.17105/spr46-1.21-41>
- Ruiz, F. J., Herrera, A., Luciano, L., y Cangas, A. (2013). Measuring experiential avoidance and psychological inflexibility: The Spanish version of the Acceptance and Action Questionnaire – II. *Psicothema*, 25, 123-129.
- Sandín, B., Chorot, P., Lostao, L., Joiner, T. E., Santed, M. A., y Valiente, R. M. (1999). Escalas PANAS de afecto positivo y negativo: validación factorial y convergencia transcultural. *Psicothema*, 11, 37-51.
- Sandín, B., Chorot, P., Valiente, R. M., y Lostao, L. (2009). Validación española del cuestionario de preocupación PSWQ: estructura factorial y propiedades psicométricas. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 14, 107-122.
- Schinke, R. J., Stambulov, N. B., Si, G., Moore, Z. (2017). International society of sport psychology position stand: Athletes' mental health, performance, and development. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 16, 1-18, <https://doi.org/10.1080/1612197X.2017.1295557>
- Segerstrom, S. C., Eisenlohr-Moul, T. A., Daniel R. Evans, D. R., y Ram, N. (2015). Repetitive thought dimensions, psychological well-being, and perceived growth in older adults: a multilevel, prospective study. *Anxiety, Stress and Coping*, 28, 287-302.
- Seligman, M. E. (2008). Positive health. *Applied psychology*, 57, 3-18.
- Slade, M. (2017). Implementing shared decision making in routine mental health care. *World Psychiatry*, 16, 146-53.
- Suldo, S. M., y Shaffer-Hudkins, E. (2008). Looking beyond psychopathology: The dual-factor model of mental health in youth. *School Psychology Review*, 37, 52-68.
- Suldo, S. M., Thalji-Raitano, A., Kiefer, S. M., y Ferron, J. M. (2016). Conceptualizing high school students' mental health through a Dual-Factor Model. *School Psychology Review*, 45, 434-457. <https://doi.org/10.17105/SPR45-4.434-457>
- Teismann, T., Brailovskaia, J., Siegmann, P., Nyhuis, P., Wolter, M. and Willutzki, U. (2018). Dual factor model of mental health: Co-occurrence of positive mental health and suicide ideation in inpatients and outpatients. *Psychiatry Research*, 260, 343-345.
- Thomson, S. K. (2002). Sampling. Nueva York: John Wiley y Sons.
- Trompetter, H. R., Lamers, S. M. A., Westerhof, G. J., Fledderus, M., y Bohlmeijer, E. T. (2017). Both positive mental health and psychopathology should be monitored in psychotherapy: Confirmation for the dual-factor model in Acceptance and Commitment Therapy. *Behaviour Research and Therapy*, 91, 58-63.
- Wang, X., Zhang, D., y Wang, J. (2011). Dual-factor model of mental health: Surpass the traditional mental health model. *Psychology*, 2, 767-772. <https://doi.org/10.4236/psych.2011.28117>
- Watson, D., Clark, L.A. y Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1063-1070.
- Wood, A. M., y Tarrier, N. (2010). Positive Clinical Psychology: A new vision and strategy for integrated research and practice. *Clinical Psychology Review*, 30, 819-829.
- World Health Organization (2005). Promoting Mental Health: Concepts, emerging evidence, practice. Geneva: WHO.