

El Modelo de Factor Dual de Salud Mental en adolescentes: relevancia de los factores intrapersonales y contextuales de protección y riesgo

The Dual-Factor Model of Mental Health in Adolescents: Relevance of both intrapersonal and contextual protective and risk factors

Manuel González¹, Concepción Correa², Sofía Ruíz³ y Emma Barroso⁴

Universidad de La Laguna¹
Consejería de Educación del Gobierno de Canarias²
Aldeas Infantiles SOS Canarias³
Comunica, Centro de Logopedia⁴

Autor para correspondencia: Manuel González, mgonzaro@ull.edu.es.

RESUMEN

En esta investigación se aplicó el Modelo Bidimensional de Salud Mental a una muestra de 315 adolescentes. El modelo propone la conformación de cuatro grupos diferentes, a saber: Salud mental completa (bienestar alto vs. psicopatología baja); Vulnerable (bienestar bajo vs. psicopatología baja); Sintomático pero contento (bienestar alto vs. psicopatología alta) y Con problemas (bienestar bajo vs. psicopatología alta). Los grupos Con problemas y Sintomático obtuvieron las medias más elevadas en las variables de riesgo, tanto intrapersonales como contextuales, así como tendencia a la preocupación, inflexibilidad psicológica, perfeccionismo disfuncional y hostilidad percibida de ambos padres; por el contrario, el grupo de Salud mental completa alcanzó medias más elevadas en las variables de perfeccionismo funcional y cariño percibido de ambos padres. Por lo tanto, los grupos Vulnerable y Sintomático comparten factores de riesgo muy similares al grupo Con problemas, y podrían pasar desapercibidos en los servicios de salud mental. Los resultados se discuten atendiendo los estudios revisados, y se propone una investigación más acuciosa respecto a la salud integral de los adolescentes.

Palabras clave: Modelo Bidimensional de Salud Mental; Vulnerabilidad; Síntomas; Adolescentes; Variables contextuales.

ABSTRACT

The present study tested the Bidimensional Model of Mental Health in a sample of 315 adolescents, with 56.2% of females and a mean age of 15.15 (Dt = 1.52) from 12 to 17 years old. The model proposes the conformation of different groups, namely: 1) complete mental health (high well-being

¹ Departamento de Psicología Clínica, Psicobiología y Metodología, Facultad de Psicología y Logopedia, Campus de Guajara, Tenerife (España), correo electrónico: mgonzaro@ull.edu.es.

² Edificio Tres de Mayo, Av. Buenos Aires, 5, 38071 Santa Cruz de Tenerife (España), correo electrónico: conchy.correa@yahoo.es.

³ Calle San Antonio 26, San Cristóbal de La Laguna (España), correo electrónico: sofiarc10@gmail.com.

⁴ Camino Piedras Blancas 127, 38400 Puerto de la Cruz, Tenerife (España), correo electrónico electrónico: emma.barroso.2c@gmail.com.



vs. low psychopathology, 47.2%); 2) *vulnerable* (low well-being vs. low psychopathology, 17.3%); 3) *symptomatic but happy* (high well-being vs. high psychopathology, 21.6%) and 4) *with problems* (low well-being vs. high psychopathology, 29.9%). The troubled and symptomatic groups obtained the highest means in both intrapersonal risk variables, such as a tendency to worry, psychological inflexibility, and dysfunctional perfectionism, and contextual, referring to perceived hostility of both parents; on the contrary, the healthy group obtained higher means in functional perfectionism and perceived affection of both parents, which, however, were lower in the vulnerable group. Therefore, the vulnerable and symptomatic groups share similar risk factors to the problem group and risk getting overlooked in mental health services. The results are discussed in the context of the studies reviewed, and more profound research on comprehensive adolescent health is proposed.

Key words: Dual-Factor Model of Mental Health; Vulnerability; Symptoms; Adolescents; Contextual variables.

Recibido: 19/11/2021

Aceptado: 03/10/2022

La adolescencia es una etapa de transición caracterizada por cambios fisiológicos, cognitivos, sociales y emocionales que afectan el bienestar de los adolescentes (Lee *et al.*, 2014; Moore *et al.*, 2018). En esta etapa evolutiva los adolescentes desarrollan, por un lado, una serie de factores de protección y habilidades personales no solo para una mayor adaptación personal y social, sino también para convertirse en adultos saludables, y por otro, estrategias de afrontamiento ante los factores de riesgo asociados a una mayor vulnerabilidad de experiencias emocionales estresantes (Lee *et al.*, 2014, Moore *et al.*, 2018).

La evidencia sugiere que los factores de protección causales y de mantenimiento de la salud mental de los adolescentes pueden clasificarse en dos grupos, por una parte, los intrapersonales, como el autoconcepto, la autoestima, la autoeficacia, las características de personalidad, y por otra, los factores contextuales, como las relaciones con sus iguales, el estilo educativo de los padres, y las condiciones familiares y sociales (Moore *et al.*, 2018).

Entre los elementos de protección intrapersonales es posible citar el ajuste psicológico, la satisfacción con la vida y el afecto positivo, donde la salud mental positiva es un factor clave para mantener un buen estado de salud total (Antaramian *et al.*, 2010; Rezvan y D'Souza, 2017), y entre los factores de riesgo intrapersonales, los pensamientos repetitivos negativos, como la tendencia a la preocupación y la inflexibilidad psicológica, así como algunas características disposicionales, como el perfeccionismo y el afecto negativo (Limburg *et al.*, 2017).

Entre los factores contextuales se incluyen los estilos educativos de los padres (Pinquart, 2017), en los que la paternidad cálida y comprometida se relaciona con el desarrollo adecuado del comportamiento de los adolescentes, dado que la percepción de estos respecto a sus padres como cálidos o amigables tiene una influencia positiva en la salud mental en todas las culturas (Clayborne *et al.*, 2021). Sin embargo, un elemento de riesgo opuesto a la calidez es la hostilidad, referida como el control y la crítica (McLeod *et al.*, 2007). Así, un estilo educativo cálido es un componente de protección contra la depresión y la ansiedad; por el contrario, un estilo hostil es un factor de riesgo para las dos anteriores (Gorostiaga *et al.*, 2019; Clayborne *et al.*, 2021).

Entre los factores de riesgo intrapersonales de diversos trastornos emocionales se hallan la tendencia a la preocupación, la inflexibilidad psicológica y el perfeccionismo disfuncional, que se relacionan negativamente con el bienestar subjetivo, la satisfacción con la vida y el afecto positivo (García-Rubio *et al.*, 2020; McEvoy *et al.*, 2019; Songco *et al.*, 2020). Por el contrario, el perfeccionismo funcional es un factor protector que se relaciona con satisfacción con la vida y el afecto positivo (Stoeber *et al.*, 2020). La tendencia a la preocupación es definida por Vasey y Daleiden (1994) como “un proceso rumiativo de anticipación cognitiva, principalmente de pensamientos verbales relacionados con resultados de posibles amenazas y sus potenciales consecuencias” (p. 186). La inflexibilidad psicológica es a su vez la tendencia a fusionarse con pensamientos evaluativos y autodescriptivos, así como el intento de evitar experimentar sucesos internos indeseables, como pensamientos, emociones o sensaciones desagradables.

dables (García-Rubio *et al.*, 2020). En relación al perfeccionismo, existen dos tipos: el disfuncional y el funcional. El primero se describe como la búsqueda continua de estándares elevados, a pesar de las consecuencias negativas para el bienestar subjetivo y la creencia de que la autoestima se define principalmente por el logro de dichos modelos (Limburg *et al.*, 2017); el funcional, sin embargo, se caracteriza por establecer estándares realistas en lugar de metas inalcanzables, y subraya el logro del éxito en lugar de evitar el fracaso (Park y Jeong, 2015).

El bienestar subjetivo se define como “las evaluaciones cognitivas y afectivas [que hace] una persona de su vida” (Diener *et al.*, 2002, p. 63), y comprende tres componentes distintos conceptualizados jerárquicamente, a saber: la satisfacción con la vida, el afecto positivo y el afecto negativo infrecuente (Busseri, 2018). Los indicadores de bienestar subjetivo se han considerado como factores de protección contra los comportamientos problemáticos de los jóvenes (Jones *et al.*, 2013), pues se ha encontrado que niveles altos de salud mental positiva pueden reducir el riesgo de desarrollar depresión en la adolescencia y de experimentar trastornos psicológicos entre estudiantes universitarios (Jones *et al.*, 2013; Pennell *et al.*, 2015)).

Por lo tanto, la adolescencia representa una etapa evolutiva ideal para promover una salud mental positiva durante toda la vida, por lo que la investigación de los factores protectores y de riesgo son esenciales para un enfoque equilibrado e integral sobre el bienestar de los adolescentes, dado que el desarrollo humano abarca procesos de crecimiento positivos y negativos (Shonkoff y Phillips 2000).

El estudio del bienestar infantil se centró inicialmente en los indicadores negativos de psicopatología, en lugar de los indicadores positivos del bienestar. Ese énfasis del modelo de salud mental tradicional en la psicopatología ignora la importancia de los factores de bienestar y las medidas de la calidad de vida (Wang *et al.*, 2011). No obstante, se ha comenzado a investigar los indicadores de salud positivos al considerar que la salud es la base para el bienestar y el funcionamiento efectivo de una persona en su comunidad, de manera que en las agendas de políticas de salud en el mundo

se impulsa la mejora de las condiciones más positivas de la salud mental de los ciudadanos (Barry, 2009) al considerarse la salud mental positiva como un recurso importante para la recuperación de la enfermedad (Slade *et al.*, 2017). En este sentido, al incorporar los factores del funcionamiento social y psicológico efectivo en las definiciones de salud mental, la Organización Mundial de la Salud conceptúa la 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” (WHO, 2016, p. 1).

Como una alternativa a los modelos tradicionales ha surgido el Modelo Bidimensional en Salud Mental (MBSM) (Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008; *cf.* Wood y Johnson, 2016), que considera la ausencia de psicopatología y la figura de salud mental positiva como dos factores distintos, aunque relacionados negativamente, que proporciona una comprensión integral u holista de la misma (Furlong *et al.*, 2014). Así, el citado modelo propone que la ausencia de psicopatología puede representar una condición necesaria, pero no suficiente, dado que la falta de psicopatología no implica la presencia de bienestar subjetivo (Keyes, 2005); además, conceptúa la salud mental en términos de dos indicadores, uno negativo, referido a distintas dimensiones de la psicopatología como factores de riesgo, y otro positivo, que integra el bienestar subjetivo como factor de protección, señalando que existen diferencias significativas entre las personas que varían en tales dimensiones (Furlong *et al.*, 2014).

Con base en estos dos indicadores han surgido cuatro grupos con una condición específica de salud mental (Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008; Wang *et al.*, 2011), a saber: 1) Salud mental completa, que se refiere a un bienestar medio/alto y psicopatología baja; 2) Vulnerable, referido a un bajo bienestar y una baja psicopatología; 3) Sintomático pero contento, que implica un bienestar medio/alto y alta psicopatología, y 4) Con problemas, que alude a un bajo bienestar y una alta psicopatología (Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008; Suldo *et al.*, 2016).

Los estudios constatan que entre un 42%-67% de los adolescentes tienen salud mental comple-

ta, entre un 11%-36% es luchador o sintomático pero contento, entre un 5% - 13% vulnerable y un 8% - 44% problemático (Antaramian *et al.*, 2010; Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008).

Estas opciones de clasificación permiten abordar algunas limitaciones de los modelos tradicionales, tales como que las personas vulnerables suelen ser pasadas por alto en términos de salud mental, y, por lo tanto, tienden a tener menos ayuda de los servicios de salud mental (Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008). El grupo sintomático constata que la ausencia de psicopatología no es una condición suficiente para manifestar niveles más altos de salud mental.

En consecuencia, el presente estudio tuvo como objetivo contrastar el modelo bidimensional en una muestra de adolescentes a fin de conocer los factores de protección y de riesgo, tanto intrapersonales como contextuales, que distinguen a los adolescentes con diferentes patrones de síntomas psicopatológicos y de bienestar subjetivo.

Atendiendo a dichos objetivos, se plantean las siguientes hipótesis. Una primera, (H_1), es que se aislará una estructura de dos factores constituidos por psicopatología (ansiedad y depresión) y bienestar subjetivo (afecto positivo, satisfacción con la vida y afecto negativo infrecuente). La segunda (H_2), según los factores de riesgo intrapersonales, es que la preocupación-rasgo, la inflexibilidad psicológica y el perfeccionismo disfuncional se relacionarán positivamente con los síntomas psicopatológicos y negativamente con el bienestar subjetivo. (Una subhipótesis [H_{2a}], relacionada con los factores de protección, es que el perfeccionismo funcional se relacionará positivamente con el bienestar subjetivo y negativamente con la psicopatología). En cuanto a las variables contextuales, la tercera hipótesis (H_3) es que el cariño de los padres percibido por los adolescentes se relacionará positivamente con el bienestar subjetivo; por el contrario, la hostilidad lo hará con los síntomas psicopatológicos. La cuarta (H_4) es que no habrá diferencias estadísticamente significativas en cuanto a las variables sociodemográficas entre los grupos constituidos. Finalmente, la quinta hipótesis (H_5) es que se encontrarán diferencias estadísticamente significativas en los factores intrapersonales y contextuales evaluados, situándose esas diferencias en mayor medida entre los grupos Con pro-

blemas y Sintomático pero contentos, que en los grupos Vulnerable y de Salud Mental Completa.

Muestra

Adolescentes

En esta investigación participaron un total de 315 adolescentes (de los cuales 56.2% eran mujeres), en un rango de entre 12 y 17 años ($M = 15.15$; D.E. = 1.52 y moda = 16. 7.8% asistían a primer año de Educación Secundaria Obligatoria (E.S.O.), 6.5% a segundo, 20.1% a tercero, 30.1% a cuarto de E.S.O., 20.4% a primero de bachillerato y 15.2% a segundo. De ellos, 68.3% acudían a un centro público, 19.7% a centros concertados y 12.1% a centros privados.

Padres y madres

Los padres y madres de los alumnos fueron 131, de los que 80.9% eran mujeres y 19.1% hombres. En relación a la edad, la media de los padres fue de 47.5 (D.E. = 5.7 y rango de 35 a 58 años). La edad media de las madres fue de 46.4 (D.E. = 4.9 y rango de 34 a 62 años). En cuanto a los estudios, un 24.2% de los padres y un 26.4% de las madres tenían estudios primarios; 39.45% de los padres y 38.8% de las madres, estudios medios; 33.3% de los padres y 24.3% de las madres, de diplomatura, y 3.0% de los padres y 10.5% de las madres, de licenciatura. En relación a su situación laboral, un 48.4% de los padres estaba en paro y el mismo porcentaje en activo. En cuanto a las madres, 37.9% estaba en paro y 62.1% en activo.

Instrumentos

*Escala de Ansiedad y Depresión para Niños Revisada (RCADS-30) (Chorpita *et al.*, 2000).*

Es un cuestionario de 30 ítems que evalúa mediante autoinforme los síntomas de los trastornos de ansiedad y depresión incluidos en el DSM-IV (American Psychiatric Association, 1994). El adolescente debe contestar los ítems mediante una escala de frecuencia de 0 a 3 puntos, donde 0 es "Nunca", y 3, "Siempre". La versión original de la RCADS incluye las subescalas de trastorno de ansiedad de separación, la de fobia social, el trastorno de ansiedad generalizada, el de pánico, el obsesivo-compulsivo y el depresivo mayor. El coefi-

ciente de consistencia interna del total de la escala es de .89 (Sandín *et al.*, 2010), y en este trabajo obtuvo un coeficiente de confiabilidad α de Cronbach de .90.

Cuestionario PANASN (Positive and Negative Affect Schedule) (Watson *et al.*, 1988).

Es un cuestionario de autoinforme de veinte ítems: diez para medir el afecto positivo, y diez para el negativo. Se responde siguiendo una escala de tres opciones de respuesta: de 1 (“Nunca”) a 3 (“Muchas veces”). El coeficiente de consistencia interna oscila entre .72 y .75 (Sandín *et al.*, 1999, y en este trabajo, su coeficiente α fue de .79. Cabe señalar que el PANASN es una versión del Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) para niños y adolescentes.

Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS) (Diener *et al.*, 1985).

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 equivale a “Totalmente en desacuerdo”, y 5 a “Totalmente de acuerdo”. La consistencia interna de la versión española de la SWLS (Atienza *et al.*, 2000) es buena ($\alpha = .84$, y en esta investigación fue de .85.

Escala de Evaluación del Comportamiento Afectivo para Niños (BARS) (Conger, 1989).

Este instrumento evalúa el cariño y la hostilidad en las relaciones entre padres e hijos. La escala se emplea para adolescentes de entre 12 y 18 años. Se compone de doce ítems que se responden en un rango de frecuencia de tres puntos (de “Nunca” a “Casi siempre”) en relación a las muestras del tipo de afecto mostrado por el padre y la madre. Consta de dos subescalas: Cariño y Hostilidad. La consistencia oscila varía entre .82 y .94 (Conger, 1989). En este trabajo, el cariño y hostilidad del padre fueron de .85 y de .78, respectivamente, y el cariño y hostilidad de la madre, de .80 y .76, en cada caso.

Escala Multidimensional de Perfeccionismo de Frost (F-MPS) (Frost *et al.*, 1990).

Este instrumento consta de 35 ítems que se responden en una escala Likert de cinco opciones. En

esta investigación se emplean los factores del perfeccionismo funcional ($\alpha = .83$), constituido por los elementos Excesiva preocupación por los errores, Percepción de elevadas expectativas paternas, Percepción de una elevada actitud crítica paterna y Dudas sobre la calidad de las propias acciones, y los del perfeccionismo disfuncional ($\alpha = .89$), constituido por los criterios elevados y preferencia por el orden (González *et al.*, 2013). En el presente estudio, el perfeccionismo funcional obtuvo un coeficiente α de .85, y el disfuncional de .90.

Inventario de Preocupación del Estado de Pensilvania (PSWQ) (Meyer *et al.*, 1990).

Es un instrumento de 16 ítems que evalúa la preocupación-rasgo con ítems cuyas respuestas se determinan mediante escalas de intervalo que van de 1 (“Nada”) a 5 (“Mucho”). En este trabajo solo se incluyeron los once ítems en positivo propuestos por Sandín *et al.* (2009), cuya consistencia interna es de .92 y con una fiabilidad test-retest de .85. En el presente estudio, su consistencia interna fue de .90.

Cuestionario de Evitación y Fusión para Jóvenes (AFQ-Y8) (Greco *et al.*, 2008).

Este cuestionario consta de ocho ítems que evalúan la evitación experiencial y la fusión cognitiva mediante una escala Likert de siete opciones. Su coeficiente de consistencia interna oscila entre .75 y .83 (García-Rubio *et al.* 2020). En este trabajo, dicha consistencia alcanzó un valor de .79.

Procedimiento

Para la obtención de la muestra se eligieron al azar seis centros educativos de cinco municipios. Inicialmente, se estableció contacto con los directivos de los mismos, a quienes se solicitó su colaboración. Una vez obtenida, en el aula se entregaba a los alumnos un sobre que debían llevar a sus padres y que contenía información muy breve sobre la investigación y la solicitud de participación voluntaria de sus hijos, para la cual se les informaba que los presentes autores disponían de la autorización del Comité de Ética de la Investigación y el Bienestar Animal (CEIBA) de la Universidad de La Laguna. Además, se les indicaba que tenían un plazo predeterminado para devolver la solicitud de participación voluntaria. Los padres que desea-

ban que sus hijos colaborasen en la investigación debían firmar la autorización. Cuando se recogía el consentimiento informado de los padres y de los propios adolescentes, se procedió a la entrega de los instrumentos ya descritos, momento en el cual se les explicaba cómo debían responderlos, no sin antes subrayar su carácter voluntario y confidencial, y en el que también firmaban una carta de consentimiento informado. Dado que se asistió a las aulas en horario lectivo, los participantes llenaron los instrumentos en sus domicilios. Una vez cumplimentados, fueron recogidos para el posterior análisis de datos.

Análisis estadísticos

En primer lugar, se efectuó el estudio de la validez de constructo mediante un análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC). Otro tipo de análisis empleado fue el correlacional entre los factores de protección y de riesgo intrapersonales y los factores contextuales.

En cuanto a los análisis categóricos, se utilizó el referido a la estrategia de formación de los siguientes grupos-criterios (Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008): 1) Salud Mental Completa: personas con bienestar medio/alto (percentil > 60) y psicopatología baja (percentil < 30); 2) Vulnerable: personas con bajo bienestar (percentil < 30) y baja psicopatología (percentil 30); 3) Sintomático pero contento: personas con bienestar medio/alto (percentil > 60) y alta psicopatología (percentil > 60); y 4) Problemas: personas con bajo bienestar y alta psicopatología (percentiles < 30, y > 60). Una vez constituidos estos grupos, se llevó a cabo un

análisis multivariante de la varianza (MANOVA) con el método Bonferroni para determinar si los grupos diferían en sus factores intrapersonales y contextuales, así como pruebas de rango de Kruskal-Wallis para identificar los factores en que eran diferentes.

RESULTADOS

Se presentan a continuación los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio.

Se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio mediante la extracción de factores principales con rotación promax y saturación mayor o igual que .30 en los ítems, así como el valor propio mayor o igual a 1. El índice Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = .863, p < .001$) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2_{[36]} = 1069.85, p < .001$) confirman la adecuación de los datos para la realización del análisis factorial (Bartlett, 1950; Kaiser, 1974). Se realizó un análisis paralelo de Horn (1969) que sugería la retención de dos factores. Tal y como se observa en la Tabla 1, ambos factores explican 46.8% de la varianza. El primero aglutina los seis factores del RCADS y el afecto negativo (AN), por lo que se les ha denominado “psicopatología”, y el segundo satura los ítems de Afecto positivo (AP) y Satisfacción con la vida, a los que se ha designado como “bienestar subjetivo”, pues los síntomas depresivos saturan más alto en el primer componente. Los factores de psicopatología y bienestar subjetivos obtienen un coeficiente de correlación negativo ($r_{xy} = -.51$).

Tabla 1. Análisis factorial exploratorio sobre factores principales y rotación promax.

FACTOR	Psicopatología	Bienestar	h ²
Trastorno ansiedad generalizada	.82		.48
Fobia social	.68		.45
Trastorno obsesivo-compulsivo	.64		.56
Trastorno de pánico	.62		.57
Afecto negativo	.60		
Ansiedad por separación	.53		.61
Trastorno depresivo mayor	.49	-.48	.70
Afecto positivo		.72	.60
Satisfacción con la vida		.66	.49
Valor propio	2.92	1.30	
% Varianza explicada	32.4	14.4	
% Varianza acumulada	32.4	46.8	

Mediante el AFC se halló que una solución de un solo factor no representaba adecuadamente los datos observados, por lo que se probó con un modelo bidimensional, tal y como sugiere el AFE. Así, el ajuste del modelo resultante de esta solución de dos factores fue satisfactorio en la mayoría de los índices: SB χ^2 (26, N = 315) = 262.16, $p < .001$, CFI = .985, TLI = .977, SRMR = .033, RMSEA = .46(.008-.074). $\chi^2 = 29$, gl = 18, $\chi^2/gl = 1.61$.

En la Tabla 2 se muestran los coeficientes de correlación, que se han corregido al nivel de probabilidad observado mediante la corrección de Bonferroni ($\alpha = 0.05/45 = 0.00111$). En cuanto a los coeficientes de correlación, se obtuvo un coeficiente negativo entre psicopatología y bienestar subjetivo ($r_{xy} = -.59$, $p \leq .001$). Los factores de riesgo intrapersonales, como la tendencia a la preocupación, la inflexibilidad psicológica y el perfeccionismo disfuncional, se relacionan positivamente con psicopatología y negativamente con bienestar subjetivo. Un factor de protección in-

trapersonal, como el perfeccionismo funcional, muestra coeficientes de correlación positivas con el perfeccionismo disfuncional, la inflexibilidad psicológica, la psicopatología, la tendencia a la preocupación y el bienestar subjetivo. En cuanto a los factores contextuales protectores, el cariño de ambos padres se relaciona con bienestar subjetivo y negativamente con psicopatología. En relación a la hostilidad, la del padre se relaciona con psicopatología y la de la madre no es estadísticamente significativa con esta última. El cariño percibido del padre y de la madre correlacionan .53, y la hostilidad percibida de la madre y el padre muestran un coeficiente de .48. Asimismo, se observa un coeficiente de correlación negativo más elevado entre el cariño y la hostilidad percibidos del padre (-.46), que entre el cariño y la hostilidad percibidos de la madre (-.27). La consistencia interna de psicopatología es de .92 (40 ítems) y de bienestar es de .83 (15 ítems).

Tabla 2. Coeficientes de correlación entre contenidos cognitivos, cariño y hostilidad percibida de los padres con psicopatología y bienestar.

	PSWQ	AFQ	PERF	PERD	CAP	HOP	CAM	HOM	PSICO	BIEN
PSWQ		.61***	.38***	.49***	-.14*	.22**	-.06	.13*	.64***	-.37***
AFQ			.13*	.58***	-.27***	.33***	-.14*	.25***	.60***	-.55***
PERF				.34***	.08	-.03	.12*	-.04	.27***	.15**
PERD					-.33***	.37***	-.13*	.24***	.63***	-.45**
CAP						-.46***	.53***	-.20***	-.15*	.40***
HOP							-.27***	.48***	.28***	-.39***
CAM								.38***	.00	.22***
HOM									.11	-.22***
PSICO										-.59***

Nota: PSWQ = Preocupación rasgo; AFQ = Inflexibilidad psicológica; PERF = Perfeccionismo funcional; PERFD = Perfeccionismo disfuncional; CAP = Cariño percibido del padre; HOP = Hostilidad percibida del padre; CAM = Cariño percibido de la madre; HOM = Hostilidad percibida de la madre; PSICO = Psicopatología; BIEN = Bienestar Subjetivo; * $\leq .05$, ** $\leq .01$, *** $\leq .001$

Frecuencia y porcentajes entre los grupos constituidos

En cuanto a los cuatro grupos constituidos no se encontraron diferencias estadísticamente significativas en relación al sexo ($\chi^2 = 0.689$, gl = 3, $p < .876$), la edad ($F[3, 297] = 0.814$, $p \leq .487$), el nivel de estudios ($\chi^2 = 11.0$, gl = 3, $p < .750$) y el tipo de centro ($\chi^2 = 9.1$, gl = 6, $p < .166$) (Tabla 3).

En dicha tabla se observan esos porcentajes, donde el grupo de Salud Mental Completa lo conforma 31.2% de personas de la muestra, seguido del grupo Con problemas, con 29.9% y Sintomático, con 21.6%, y por último el grupo Vulnerable, con 17.3%.

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

Grupos	G1 (Salud Mental Completa)		G2 (Vulnerable)		G3 (Sintomático)		G4 (Con problemas)		F	η^2	Bonferroni
	31.2%		17.3%		21.6%		29.9%				
	M	D.E.	M	D.E.	M	D.E.	M	D.E.			
PSWQ	21.9	6.5	21.8	7.0	29.8	7.8	31.7	8.9	35.4***	.26	3.4 > 1.2
AFQ	17.8	6.2	19.7	8.3	23.6	6.4	30.5	8.5	49.5***	.33	3.4 > 1.2 4 > 3
PERF	39.4	8.6	32.7	8.7	43.9	9.7	39.6	9.4	14.8***	.13	1.3 > 2
											3.4 > 2; 3 > 4
PERD	38.8	9.2	41.0	11.3	49.3	12.9	59.9	14.9	48.9***	.34	3.4 > 1; 2
											4 > 3
CAP	13.5	1.8	11.2	3.3	13.2	2.3	10.9	2.8	19.6***	.18	1.3 > 2.4
HOP	10.3	2.4	10.7	2.8	10.3	2.4	12.7	3.1	13.4***	.13	4 > 1.2.3
CAM	13.6	1.8	12.8	2.7	13.9	1.6	12.1	2.4	11.3***	.10	1.3 > 4
HOM	10.9	2.4	11.5	2.8	11.2	2.7	12.4	2.8	4.7**	.05	4 > 1.3

Nota: PSWQ = preocupación rasgo; AFQ = Inflexibilidad psicológica; PERF = Perfeccionismo funcional; PERFD = Perfeccionismo disfuncional; CAP = Cariño percibido del padre; HOP = Hostilidad percibida del padre; CAM = Cariño percibido de la madre; HOM = Hostilidad percibida de la madre, * $\leq .05$, ** $\leq .01$, *** $\leq .001$; + = Los valores H de Kruskal-Wallis son estadísticamente significativos; (*) con una corrección de Bonferroni Holm; M = Media; DE = Desviación típica.

En cuanto a las diferencias en los factores intrapersonales, se observan diferencias estadísticamente significativas entre los cuatro grupos. Así, los grupos Sintomático y Con problemas obtienen medias más elevadas en los factores de riesgo, tales como la tendencia a la preocupación, la inflexibilidad psicológica y el perfeccionismo disfuncional. Respecto a los factores de protección, el perfeccionismo funcional es más elevado en los grupos de Salud Mental Completa, Sintomático y Con problemas, y más bajo en el grupo Vulnerable. Si se tienen en cuenta los factores contextuales, se aprecian diferencias estadísticamente significativas entre los cuatro grupos constituidos. En relación a los factores de protección, el cariño percibido de ambos padres es más elevado en los grupos de Salud Mental Completa y Sintomático; sin embargo, es más bajo en los grupos Vulnerable y Con problemas. A su vez, el factor de riesgo de la hostilidad percibida de ambos padres es más elevada en el grupo Con problemas, y más baja en los grupos de Salud Mental Competa y Sintomático, excepto en el grupo Vulnerable, donde la hostilidad de la madre es similar al grupo Con problemas.

DISCUSIÓN

El objetivo de este trabajo fue contrastar el Modelo Bidimensional de Salud Mental en una muestra de adolescentes, teniendo en cuenta los factores protectores y de riesgo tanto intrapersonales como contextuales. Los coeficientes de consistencia interna de cada uno de los constructos evaluados fueron adecuados, y oscilaron entre .76 y .92 (Atienza *et al.*, 2000; García-Rubio *et al.*, 2020; González *et al.*, 2013; Sandín *et al.*, 1999, 2009, 2010). Los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio retienen una estructura de dos factores: una de psicopatología, constituido por los factores del RCADS y el AN, y otro de bienestar subjetivo, constituido por el afecto positivo y la satisfacción con la vida (Busseri, 2018).

En relación a los cuatro grupos constituidos, 47.2% de los adolescentes se asociaron al grupo de Salud Mental Completa; 29.9% al grupo Con problemas; 21.6% al Sintomático pero contento, y 17.3% al Vulnerable, coincidiendo con los estudios de Suldo y Shaffer-Hudkins, (2008) y Antaramian *et al.* (2010).

Respecto a las hipótesis planteadas, los resultados confirman la primera (H1) al constatarse una relación negativa y estadísticamente significativa

entre los síntomas psicopatológicos y el bienestar subjetivo, en concordancia con el modelo propuesto (Furlong *et al.*, 2014; Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008; Wang *et al.*, 2011). La segunda (H_2) se confirma parcialmente, dado que la tendencia a la preocupación y la inflexibilidad psicológica se relacionan positivamente con la psicopatología y negativamente con el bienestar subjetivo (García-Rubio *et al.*, 2020; Limburg *et al.*, 2017; Park y Jeong, 2015). Sin embargo, el perfeccionismo funcional se relaciona positivamente con el bienestar subjetivo y la psicopatología. Estos resultados se explican teniendo en cuenta el modelo del proceso dual del perfeccionismo, que postula que el perfeccionismo funcional se relaciona con el refuerzo positivo y el disfuncional con el negativo (González *et al.*, 2013; Stoeber *et al.*, 2020), pues este último se refiere a las cogniciones y conductas dirigidas a la realización de metas elevadas para evitar o escapar de consecuencias negativas (refuerzo negativo), dado que algunas personas tienden a establecer estándares altos e irreales y son impulsados por el miedo al fracaso, lo que aumenta el afecto negativo (Stoeber *et al.*, 2020) y, como consecuencia, más síntomas psicopatológicos. Por el contrario, el perfeccionismo funcional se refiere a las cogniciones y conductas orientadas a la realización de metas realistas elevadas para obtener consecuencias positivas (refuerzo positivo), de manera que el logro de aquellas y las recompensas por alcanzar tales estándares incrementan el afecto positivo y, por consiguiente, el bienestar. Por lo anterior, se confirma la subhipótesis (H_{2a}), pues el perfeccionismo funcional se relaciona positivamente con el bienestar subjetivo y negativamente con la psicopatología (Limburg *et al.*, 2017; Park y Jeong, 2015; Songco *et al.*, 2020). También se encontró una relación positiva entre el perfeccionismo funcional, la inflexibilidad psicológica y la tendencia a la preocupación; esta última se explica según el modelo de evitación de la preocupación (Borkoveck *et al.*, 2004) dado que actúa como un refuerzo negativo al evitar la ansiedad asociada a la psicopatología. En la fusión cognitiva, los pensamientos evaluativos y autodescriptivos se aprecian como verdades literales que generan angustia por sí mismas, pero también se cree que fomentan la evitación experiencial, referi-

da a los intentos de evitación de experiencias privadas aversivas (García-Rubio *et al.*, 2020).

La tercera hipótesis (H_3) se cumple en 62.5% de los casos, pues el cariño percibido de ambos padres se relaciona con el bienestar subjetivos de los hijos. La hostilidad del padre se relaciona positivamente con la psicopatología, y negativamente con el bienestar subjetivo, mientras que la hostilidad percibida de la madre lo hace solo negativamente con el bienestar subjetivo (Gorostiaga *et al.*, 2019; Clayborne *et al.*, 2021). La cuarta (H_4) se confirma, pues no se encontraron diferencias entre los grupos en las variables sociodemográficas evaluadas, y la quinta hipótesis (H_5) se confirma también porque los grupos Con problemas y Sintomático alcanzaron puntuaciones medias más elevadas en la tendencia a la preocupación, la evitación experiencial y el perfeccionismo disfuncional, que tienen una media más baja en los grupos de Salud Mental Completa y Vulnerable. Por el contrario, el perfeccionismo funcional fue menor en el grupo Vulnerable y se incrementa en los grupos Con problemas y Sintomático, con un pico máximo en este último. El cariño percibido de los padres fue más elevado en los grupos Sintomático y de Salud Mental Completa, y más bajos en los grupos Vulnerable y Con problemas, que son los que a su vez perciben más antipatía. La hostilidad percibida de ambos padres fue más elevada en el grupo Con problemas, y más baja en el resto de los grupos, aunque con una tendencia a que el grupo Vulnerable puntúe más alto en cuanto a la hostilidad percibida de la madre.

Por lo tanto, los grupos Vulnerable y Con problemas comparten dos factores contextuales de riesgo relevantes, como el cariño bajo y la hostilidad alta percibida de ambos padres, que, conjuntamente con un menor nivel de perfeccionismo funcional —un factor protector intrapersonal—, contribuyen a que estos dos grupos estén en un mayor riesgo de sufrir problemas psicológicos, pues la calidez de los padres es un factor de protección en los adolescentes. Por el contrario, los padres controladores u hostiles establecen pautas de crianza de riesgo para los primeros (Gorostiaga *et al.*, 2019; Clayborne *et al.*, 2021). Tales resultados sugieren que los factores contextuales de protección, como el cariño percibido de am-

bos padres, se relacionan con un mayor bienestar en los adolescentes; por el contrario, un factor de riesgo como la hostilidad de ambos padres se relaciona con psicopatología (Antaramian *et al.*, 2010; Magalhães y Calheiros, 2017; Suldo y Shaffer-Hudkins, 2008). El grupo Sintomático, a pesar de experimentar niveles más altos en algunos factores de riesgo intrapersonales, tuvo un mayor bienestar que el grupo Vulnerable, lo que puede deberse a la sinergia de un factor protector intrapersonal, como el perfeccionismo funcional, y uno contextual, como el cariño de los padres, lo que es consistente con el modelo de covitalidad, que propone que los factores de protección intrapersonales y las fuentes de apoyo tienden a covariar y a combinarse para promover la salud mental (Furlong *et al.*, 2014; Jones *et al.*, 2013)

Estos resultados plantean la posibilidad de que haya factores de protección asociados al bienestar que sean distintos de los asociados a la psicopatología, por lo que se sugiere que tal vez sea posible mejorar el funcionamiento psicológico de

los adolescentes fomentando su bienestar, pues si solo se hubieran evaluado los síntomas de psicopatología, los adolescentes de los grupos de Salud Mental Completa y Vulnerable se habrían combinado, porque ambos obtuvieron niveles más bajos de síntomas que los otros dos grupos. Asimismo, los grupos Sintomático y Con problemas se hubieran asimismo combinado porque compartían niveles más altos de síntomas, lo que habría diluido las diferencias en los factores de protección intrapersonales y contextuales.

Este estudio sufre algunas limitaciones, como el hecho de ser transversal, de manera que imposibilita realizar relaciones de causalidad; por otro lado, no se evaluaron otros factores de protección y de riesgo, como las relaciones con los compañeros, el autoconcepto, la autoestima o la salud mental de los padres. Se necesita investigar más para conocer la concordancia entre el cariño y la hostilidad de los padres, con el cariño y la hostilidad percibidos de los padres por parte de los adolescentes.

Citación: González, M., Correa, C., Ruíz, S. y Barroso, E. (2023). El Modelo de Factor Dual de Salud Mental en adolescentes: relevancia de los factores intrapersonales y contextuales de protección y riesgo. *Psicología y Salud*, 33(2), 487-498. <https://doi.org/10.25009/pys.v33i2.2830>.

REFERENCIAS

- American Psychiatric Association (1994). *DSM-IV: Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4th ed.). APA.
- Antaramian, S.P., Huebner, E.S., Hills, K.J. y Valois, R.F. (2010). A dual-factor model of mental health: Toward a more comprehensive understanding of youth functioning. *American Journal of Orthopsychiatry*, 80(4), 462-472. <https://doi.org/10.1111/j.1939-0025.2010.01049.x>.
- Atienza, F.L., Balaguer, I. y Garcia-Merita, M.L. (2003). Satisfaction with life scale: Analysis of factorial invariance across sexes. *Personality and Individual Differences*, 35(6), 1255-1260. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(02\)00332-x](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(02)00332-x).
- Barry, M.M. (2009). Addressing the determinants of positive mental health: concepts, evidence and practice. *International Journal of Mental Health Promotion*, 11(3), 4-17. <https://doi.org/10.1080/14623730.2009.9721788>.
- Bartlett, M.S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 3, 77-85.
- Borkovec, T.D., Alcaine, O. y Behar, E. (2004). Avoidance theory of worry and generalized anxiety disorder. En R. G. Heimberg, C. L. Turk y D. S. Mennin (Eds.): *Generalized anxiety disorder: Advances in research and practice* (pp. 77-108). The Guilford Press.
- Busseri, M.A. (2018). Examining the structure of subjective well-being through meta-analysis of the associations among positive affect, negative affect, and life satisfaction. *Personality and Individual Differences*, 122, 68-71. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.10.003>.
- Chorpita, B.F., Yim, L., Moffitt, C.E., Umemoto, L.A., y Francis, S.E. (2000). Assessment of symptoms of DSM-IV anxiety and depression in children: A Revised Child Anxiety and Depression Scale. *Behaviour Research and Therapy*, 38(8), 835-855. [https://doi.org/10.1016/s0005-7967\(99\)00130-8](https://doi.org/10.1016/s0005-7967(99)00130-8).
- Clayborne, Z.M., Kingsbury, M., Sampasa-Kinyaga, H., Sikora, L., Lalande, K.M. y Colman, I. (2021). Parenting practices in childhood and depression, anxiety, and internalizing symptoms in adolescence: a systematic review. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 56(4), 619-638. <https://doi.org/10.1007/s00127-020-01956-z>.

- Conger, R.D. (1989). *Behavioral Affect Rating Scale (BARS), developed from diverse sources for the Iowa Youth & Family Project*. State Iowa University.
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R.J. y Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13.
- Diener, E., Lucas, R.E. y Oishi, S. (2002). Subjective well-being: the science of happiness and life satisfaction. En C. R. Snyder y S. J. Lopez (Eds.): *Handbook of positive psychology* (pp. 63-73). Oxford University Press.
- Frost, R.O., Marten, P., Lahart, C. y Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 14(5), 449-468. <https://doi.org/10.1007/BF01172967>.
- Furlong, M.J., You, S., Renshaw, T.L., Smith, D.C. y O'Malley, M.D. (2014). Preliminary development and validation of the Social and Emotional Health Survey for secondary students. *Social Indicators Research*, 117(3), 1011-1032. <https://doi.org/10.1007/s11205-013-0373-0>.
- García-Rubio, C., Lecuona, O., Donoso, L., Cantero G., M., Paniagua, D. y Rodríguez C., R. (2020). Spanish validation of the Short-Form of the Avoidance and Fusión Questionnaire (AFQ-Y8) with children and adolescents. *Psychological Assessment*, 32(4), e15-e27. <https://doi.org/10.1037/pas0000801>.
- González, M., Ibáñez, I., Rovella, A. López, M. y Padilla, L. (2013). Perfeccionismo e intolerancia a la incertidumbre: relaciones con variables psicopatológicas. *Psicología Conductual*, 21(1), 81-101.
- Gorostiaga, A., Aliri, J., Nekane, B. y Lameirinhas, J. (2019). Parenting styles and internalizing symptoms in adolescence: A systematic literature review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(17), 3192. <https://doi.org/10.3390/ijerph16173192>.
- Greco, L.A., Lambert, W. y Baer, R.A. (2008). Psychological inflexibility in childhood and adolescence: Development and evaluation of the Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth. *Psychological Assessment*, 20(2), 93-102. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.20.2.93>.
- Horn, J.L. (1969). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>.
- Jones, C.N., You, S. y Furlong, M.J. (2013). A preliminary examination of covitality as integrated well-being in college students. *Social Indicators Research*, 111(2), 511-526. <https://doi.org/10.1007/s11205-012-0017-9>.
- Kaiser, H.F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-36.
- Keyes, C.L.M. (2005). Mental illness and/or mental health? Investigating axioms of the complete state model of health. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73(3), 539-548. <https://doi.org/10.1037/0022-006x.73.3.539>.
- Lee, B.F.S., Heimer, H., Giedd, N., Lein, E.S., Šestan, N., Weinberger, D.R., y Casey, B.J. (2014). Adolescent mental health opportunity and obligation. *Science*, 346(6209), 547-549. <http://doi:10.1126/science.1260497>.
- Limburg, K., Watson, H.J., Hagger, M.S. y Egan, S.J. (2017). The relationship between perfectionism and psychopathology: A meta-analysis. *Journal of Clinical Psychology*, 73(10), 1301-1326. <https://doi.org/10.1002/jclp.22435>.
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2017.06.041>.
- McEvoy, P.M., Salmon, K., Matthew, P., Hyett, M.P., Jose, P.E. Gutenbrunner, C.H., Bryson, K., y Dewhirst, M. (2019). Repetitive negative thinking as a transdiagnostic predictor of depression and anxiety symptoms in adolescents. *Assessment*, 26(2), 324-335. <https://doi.org/10.1177/107319111769392>.
- McLeod, B., Weisz, J.R. y Wood, J.J. (2007). Examining the association between parenting and childhood depression: a meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 27(8), 986-1003. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2007.03.001>.
- 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. Doi: 10.1002/jclp.22435.
- Moore, G.F., Cox, R., Evans, R.E., Hallingberg, B., Hawkins, J., Littlecott, H.J., Long, S.J. y Murphy, S. (2018). School, peer and family relationships and adolescent substance use, subjective wellbeing and mental health symptoms in Wales: a cross sectional study. *Child Indicators Research*, 11, 1951-1965. <https://doi.org/10.1007/s12187-017-9524-1>.
- Park, H. y Jeong, D.Y. (2015). Psychological well-being, life satisfaction, and self-esteem among adaptive perfectionists, maladaptive perfectionists, and nonperfectionists. *Personality and Individual Differences*, 72, 165-170. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.08.031>.
- Pennell, C., Boman, P. y Mergler, A. (2015). Covitality constructs as predictors of psychological well-being and depression for secondary school students. *Contemporary School Psychology*, 19(4), 276-285. <https://doi.org/10.1007/s40688-015-0067-5>.
- Pinquart, M. (2017). Associations of parenting dimensions and styles with externalizing problems of children and adolescents: An updated meta-analysis. *Developmental Psychology*, 53(5), 873-932. <http://dx.doi.org/10.1037/dev0000295>.
- Rezvan, A. y D'Souza, L. (2017). Influence of parenting styles on mental health of adolescents. *European Online Journal of Natural and Social Sciences*, 6(4), 667-673.

- 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(1), 37-51.
- Sandín, B., Chorot, P., Valiente, R.M. y Chorpita, B.F. (2010). Development of a 30-item version of the revised child anxiety and depression scale. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 15(3), 165-178.
- 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(2), 107-122
- Shonkoff, J.P. y Phillips, D.A. (2000). *From neurons to neighborhoods: The science of early childhood development*. National Academy Press.
- Slade, M. (2017). Implementing shared decision making in routine mental health care. *World Psychiatry*, 16(2), 146-53. <https://doi.org/10.1002/wps.20412>.
- Songco, A., Hudson, J.L. y Fox, E.A (2020). Cognitive Model of Pathological Worry in Children and Adolescents: A systematic review. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 23(2), 229-249. <https://doi.org/10.1007/s10567-020-00311-7>.
- Stoeber, J., Daniel, J. Madigan, D.J. y Gonidis, L. (2020). Perfectionism is adaptive and maladaptive, but what's the combined effect? *Personality and Individual Differences*, 161, 109846. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.109846>.
- Suldo, S.M. y Shaffer-Hudkins, E. (2008). Looking beyond psychopathology: The dual-factor model of mental health in youth. *School Psychology Review*, 37(1), 52-68. <https://doi.org/10.1080/02796015.2008.12087908>.
- Vasey, M.W. y Daleiden, E.L. (1994). Worry in children. En D. Graham y F. Tallis (Eds.): *Worrying: Perspectives on theory, assessment and treatment* (pp. 185-207). Wiley.
- Wang, X., Zhang, D. y Wang, J. (2011). Dual-factor model of mental health: Surpass the traditional mental health model. *Psychology*, 2(8), 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(6), 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>.
- Wood, A.M. y Johnson, J. (Eds.) (2016). *The Wiley Handbook of Positive Clinical Psychology*. John Wiley & Sons.