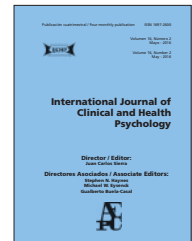




International Journal of Clinical and Health Psychology

www.elsevier.es/ijchp



Psychometric properties of Spanish version of the Mini-Mental Adjustment to Cancer Scale

Caterina Calderon^{a,*}, Urbano Lorenzo-Seva^b, Pere Joan Ferrando^b,
David Gómez-Sánchez^c, Estrella Ferreira^a, Laura Ciria-Suarez^a,
Marta Oporto-Alonso^d, Marina Fernández-Andujar^d Paula Jiménez-Fonseca^c

^a *Departamento de Psicología Clínica y Psicobiología, Facultad de Psicología, Universidad de Barcelona, España*

^b *Departamento de Psicología, Facultad de Psicología, Universidad Rovira i Virgili, España*

^c *Departamento de Medicina Oncológica, Hospital Universitario Central de Asturias; y Universidad del País Vasco, España*

^d *Departamento de Psicología, Universidad Abat Oliba, España*

Recibido 13 de abril de 2020; aceptado 16 de junio de 2020

PALABRAS CLAVE

Ajuste mental;
Oncología;
Fiabilidad;
Validez;
Estudio instrumental.

Propiedades psicométricas de la versión española de la escala Mini-Mental Adjustment to Cancer (Mini-MAC)

Resumen

Antecedentes/Objetivo: El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la versión española de la *Mini-Mental Adjustment to Cancer Scale* (Mini-MAC) en pacientes con cáncer resecaado, no metastásico. *Método:* Estudio multicéntrico, prospectivo y observacional con 914 pacientes reclutados en 15 hospitales de España. Se llevaron a cabo análisis factorial exploratorio y confirmatorio, así como análisis de la validez y fiabilidad de las puntuaciones de la escala. *Resultados:* Los resultados de los análisis factoriales sugieren que la estructura más apropiada para la versión española del Mini-MAC es la de cuatro factores. Tres subescalas derivadas de esta estructura tienen propiedades psicométricas similares a la escala original: Desesperanza, Preocupación ansiosa y Evitación cognitiva. Las subescalas Espíritu de lucha y Fatalismo se combinaron en la escala Actitud positiva. Las puntuaciones en las cuatro escalas mostraron una fiabilidad aceptable para su utilización en la evaluación individual, así como estabilidad a lo largo del tiempo en evaluaciones test-retest a los seis meses. Se obtuvieron evidencias de validez en forma de relaciones significativas con las escalas de ansiedad y depresión del BSI, y de bienestar espiritual del FACIT. *Conclusiones:* La versión española de la Mini-MAC proporciona puntuaciones fiables y válidas para evaluar las estrategias de afrontamiento en pacientes con cáncer y los resultados añaden evidencia a favor de la validez transcultural del instrumento.

© 2021 Asociación Española de Psicología Conductual. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

* *Correspondencia:* Departamento de Psicología Clínica y Psicobiología, Facultad de Psicología, Universidad de Barcelona, Passeig de la Vall d'Hebron 171, 08035 Barcelona, España.

Dirección de correo electrónico: ccalderon@ub.edu (C. Calderon)

KEYWORDS

Mental adjustment;
Oncology;
Reliability;
Validity;
Instrumental study.

Abstract

Background/Objective: The aim of the study was to examine the factor structure and psychometric properties of the Spanish version of the Mini-Mental Adjustment to Cancer Scale (Mini-MAC) in a large sample of patients with non-metastatic, resected cancer. **Methods:** Prospective, observational, multicenter study for which 914 patients were recruited from 15 Spanish hospitals. Exploratory and confirmatory factor analyses, validity and reliability analyses were conducted. **Results:** Factor-analytic results indicated a 4-factor structure of the Spanish version of the Mini-MAC. Three subscales have psychometric properties similar to those of Helplessness, Anxious Preoccupation, and Cognitive avoidance of the original the Mini-MAC. The Fighting spirit and the Fatalism subscales were combined on the Positive attitude scale. The four factor-derived scale scores exhibited acceptable accuracy for individual measurement purposes, as well as stability over time in test-retest assessments at 6 months. Validity assessments found meaningful relations between the derived scale scores, and Brief Symptom Inventory depression and anxiety scores and Functional Assessment of Chronic Illness Therapy spiritual well-being scores. **Conclusions:** The Spanish version of the Mini-MAC provides reliable and valid measures for patients with non-metastatic, resected cancer, and results corroborate the instrument's cross-cultural validity.

© 2021 Asociación Española de Psicología Conductual. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

El ajuste mental al cáncer es la respuesta cognitiva y conductual que lleva a cabo un individuo ante esta enfermedad (Ghanem et al., 2020). Se trata de una respuesta adaptativa a los múltiples cambios que aparecen durante su diagnóstico y tratamiento (Kang et al., 2008; Wang, Tu et al., 2013). El afrontamiento es un concepto atractivo para los clínicos e investigadores ya que ofrece un medio para ajustarse y recuperar la sensación de control en el proceso de la enfermedad y aumentar la calidad de vida de los pacientes (Zucca et al., 2012).

La *Mini-Mental Adjustment to Cancer* (Mini-MAC; Watson et al., 1994) es una de las escalas más utilizadas para evaluar las estrategias de afrontamiento en pacientes con cáncer. El Mini-MAC consta de 29 preguntas, presenta unas propiedades psicométricas comparables a la escala original MAC de 40 preguntas (coeficiente α 0,63-0,89) e incluye las mismas cinco escalas: Espíritu de lucha (FS, por sus siglas en inglés; e.g., "Intento luchar contra la enfermedad"), Desesperanza (HH, por sus siglas en inglés; e.g., "No puedo controlar esta situación"), Preocupación ansiosa (AP, por sus siglas en inglés; e.g., "Estoy preocupado"), Fatalismo (FA, por sus siglas en inglés; e.g., "Valoro lo que tengo") y Evitación cognitiva (CA, por sus siglas en inglés; e.g., "Intento no pensar en mi enfermedad").

La Mini-MAC ha sido traducido a numerosas lenguas y se ha estudiado su estructura factorial. Sin embargo, similar a su predecesora, la escala MAC, los resultados sobre su estructura factorial son inconsistentes. En la versión china se encontraron tres factores, FS + FA (actitud positiva), HH + AP (emoción negativa) y CA (Ho et al., 2003). En la versión noruega (Bredal, 2010) y coreana (Kang et al., 2008) se encontraron cuatro factores: HH, AP y CA originales y la combinación de FS + FA (actitud positiva). El resto de estudios han confirmado la estructura original de cinco factores (Anagnostopoulos et al., 2006; Fong y Ho, 2014; Grassi et al., 2005; Patoo et al., 2015; Vaillo et al., 2018; Wang, Kelly et al.,

2013). Aparte de la estructura original, Anagnostopoulos et al. (2006) han identificado también una estructura de dos factores de segundo orden que denominaron afrontamiento adaptativo (FS + FA + CA) y afrontamiento desadaptativo (HH + AP). Desde una perspectiva práctica, esta simplificación es beneficiosa para los clínicos, porque facilita la interpretación y aplicación clínica de los resultados.

La inconsistencia en la estructura factorial del MAC se ha atribuido a varios motivos como la diversidad de características médicas de la muestra (tipo de tumor, estadio, tratamiento), variables del paciente (edad, nivel socioeconómico, características del afrontamiento), cuestiones metodológicas (la utilización del análisis factorial exploratorio en la mayoría de los estudios) (Bredal, 2010; Grassi et al., 2005; Kang et al., 2008; Wang, Kelly et al., 2013), el diseño de los estudios, el insuficiente tamaño de las muestras que van de 115 a 573 participantes (Bredal, 2010; Grassi et al., 2005; Wang, Kelly et al., 2013) y, finalmente, a características culturales como la actitud hacia la propia enfermedad (Bredal, 2010; Grassi et al., 2005; Kang et al., 2008; Wang, Kelly et al., 2013). Todos estos factores han contribuido a la fuerte variabilidad y discrepancia en la estructura factorial de la Mini-MAC en los diversos estudios (Anagnostopoulos et al., 2006; Kang et al., 2008).

Por otra parte, la Mini-MAC ha mostrado aceptables evidencias de validez con respecto a factores psicosociales (e.g., ansiedad, depresión, calidad de vida), HH y AP correlacionan positivamente con ansiedad y depresión, FS correlaciona negativamente y FA no correlaciona con estos síntomas (Grassi et al., 2005; Kang et al., 2008). Hay autores que encuentran correlaciones positivas de CA con ansiedad y depresión (Bredal, 2010; Wang, Kelly et al., 2013; Watson et al., 1994) mientras que otros no las encuentran (Ho et al., 2003; Kang et al., 2008; Patoo et al., 2015). FA y FS han sido consideradas en sociedades asiáticas como estilos de

Tabla 1 Características sociodemográficas y clínicas basales de la muestra (N = 914).

Características	n (%)
Sexo: mujer	550 (60,20)
Estado marital: casado/ en pareja	697 (76,30)
Nivel de estudios: primarios	488 (53,40)
Situación laboral: activo	367 (40,20)
Localización tumor	
Colon	404 (44,20)
Mama	310 (33,90)
Estómago	40 (4,40)
Otros	160 (17,50)
Estadio	
I	175 (19,10)
II	321 (35,10)
III	391 (42,80)
Desconocido	27 (3)
Quimio y radioterapia	303 (33,10)

afrontamiento positivos relacionados con la espiritualidad (Ho et al., 2003; Kang et al., 2008).

En respuesta a estas limitaciones, este estudio presenta una muestra amplia y prospectiva de pacientes con un cáncer resecado, utilizando tanto análisis factorial exploratorio como confirmatorio para evaluar la estructura factorial de la versión española de la Mini-MAC. De este modo, el objetivo del presente estudio instrumental (Carretero-Dios y Pérez, 2007) fue proporcionar una solución factorial parsimoniosa para la Mini-MAC a partir de la cual se pudieran derivar puntuaciones con una adecuada consistencia interna, confiabilidad test-retest y relaciones de validez con síntomas psicológicos.

Método

Participantes

Un total de 914 pacientes completaron los cuestionarios al inicio del estudio y 550 respondieron nuevamente los cuestionarios a los seis meses. La mayor parte de la muestra eran mujeres (60,20%); la edad media fue de 59,40 años ($DT = 12,20$, rango 24-84 años). Asimismo, la mayoría estaban casados (76,30%), el 53,40% tenían menos de 12 años de escolarización y el 40,20% estaba trabajando. El cáncer más común fue el colorrectal ($n = 404$), seguido del cáncer de mama ($n = 310$), estómago ($n = 40$) y otros ($n = 160$). Por estadios, la mitad eran neoplasias estadio I-II (54,20%) y el 74,20% presentaban un excelente estado funcional, *Eastern Cooperative Oncology Group* (ECOG) de 0. Si bien todos recibieron quimioterapia adyuvante, el 33,10% recibió también radioterapia. Las características sociodemográficas y clínicas basales de la muestra se pueden ver en la Tabla 1.

Procedimiento

Los pacientes proceden del estudio NEOcoping en el que participaron 15 hospitales españoles y 28 oncólogos, entre

junio de 2015 y febrero de 2019. Se trata de un estudio multicéntrico, prospectivo y observacional promovido por el Grupo de Cuidados Continuos de la Sociedad Española de Oncología Médica (SEOM). Los criterios de inclusión fueron: (1) tener más de 18 años, (2) haber sido diagnosticado de un tumor sólido resecado y no avanzado, y (3) ser candidato a tratamiento adyuvante. Los criterios de exclusión fueron: (1) tener enfermedad metastásica, (2) haber recibido tratamiento antineoplásico preoperatorio con radio y/o quimioterapia, o solo con hormonoterapia o radioterapia adyuvante sin quimioterapia. De los 1.016 pacientes examinados, 102 fueron excluidos (23 no cumplieron criterios de inclusión, 28 cumplieron algún criterio de exclusión y faltaban datos en 51 casos). El estudio cuenta con la aprobación de los comités de ética de investigación de todos los centros y la clasificación como estudio observacional no postautorización (no EPA) por la Agencia Española de Medicamentos y Productos Sanitarios (AEMPS). A todos los participantes se les explicó el estudio, se les invitó a participar y firmaron el consentimiento informado antes de cumplimentar los cuestionarios y de recoger los datos clínicos. Los pacientes completaron los cuestionarios en su domicilio y los devolvieron en la siguiente visita para iniciar el tratamiento adyuvante.

Instrumentos

La Mini-MAC de 29 preguntas (Watson et al., 1994), versión en español (Vaillo et al., 2018), es un cuestionario que analiza cinco estrategias de afrontamiento específicas para el cáncer: (1) espíritu de lucha (FS, por sus siglas en inglés; la enfermedad se vive como un desafío y el paciente tiene cierto grado de control sobre la situación; 4 ítems), (2) desesperanza (HH, por sus siglas en inglés; el paciente percibe una pérdida irreparable y teme a la muerte; 8 ítems), (3) preocupación ansiosa (AP, por sus siglas en inglés; el paciente tiene miedo y duda si existe alguna posibilidad de ejercer cierto control sobre su situación; 8 ítems), (4) evitación cognitiva (CA, por sus siglas en inglés; la amenaza y la necesidad de control personal se minimizan; 4 ítems) y (5) fatalismo (FA, por sus siglas en inglés; el paciente cree que su enfermedad no puede ser controlada y la acepta pasivamente; 5 ítems). Los ítems se contestan en una escala de Likert de 4 puntos. Cuanto más alta sea su puntuación en la subescala implicará mayor uso de esa estrategia de afrontamiento. Se utilizó la versión española de la escala. La fiabilidad estimada de la escala original (coeficiente alfa) va desde 0,62 a 0,88 (Bredal, 2010). La fiabilidad de la versión española oscila entre 0,60 y 0,90 (Vaillo et al., 2018).

La ansiedad y depresión se midió mediante el Inventario Breve de Síntomas (BSI; Derogatis, 2001). El BSI incluye 12 cuestiones y analiza si los pacientes se sienten tensos, preocupados, deprimidos o irritables y se les pregunta en relación con aspectos afectivos de la ansiedad (6 ítems) y la depresión (6 ítems). Cada ítem tiene una calificación de 0 a 4. Se utilizaron datos normativos específicos por sexo para transformar la puntuación directa en puntuación T. La puntuación más alta indica mayor ansiedad y/o depresión. Los coeficientes alfa oscilan entre 0,83 y 0,89 (Calderón et al., 2020).

El bienestar espiritual fue evaluado con la versión española de la *Functional Assessment of Chronic Illness Therapy-Spiritual Well-Being Scale* (FACIT-Sp; Jiménez-Fonseca

et al., 2018; Peterman et al., 2002). Consta de 12 preguntas calificadas en una escala de cinco puntos y contiene dos subescalas: Significado/paz y Fe. Cuanta más alta es la puntuación, mayor es el bienestar espiritual de la persona. La fiabilidad estimada de la escala (alfa) va de 0,85 a 0,86 en la versión española (Jiménez-Fonseca et al., 2018).

Análisis estadístico

Los análisis se realizaron en cinco etapas. Primero, se obtuvieron estadísticos descriptivos de los ítems y de la muestra. En segundo lugar, las soluciones del análisis factorial exploratorio entre 1 y 5 factores se aplicaron a la mitad de la muestra dividida aleatoriamente para determinar la dimensionalidad más apropiada del Mini-MAC. Siempre que la etapa 2 produjera una estructura clara y reproducible, se realizó un CFA en la otra mitad de la muestra en la etapa 3. En la cuarta etapa, se evaluó la idoneidad y precisión de las puntuaciones derivadas de la solución FA elegida para la evaluación individual utilizando un enfoque multifacético que también incluyó una evaluación de la estabilidad temporal. Finalmente, la evidencia de validez basada en las relaciones con otras variables se obtuvo en la etapa 5 de dos maneras. Los coeficientes de validez empírica se obtuvieron primero con correlaciones producto-momento entre las puntuaciones de las subescalas de la Mini-MAC y las puntuaciones de ansiedad, depresión y bienestar espiritual. En segundo lugar, la evidencia teórica se determinó ajustando un modelo estructural en el que el análisis factorial confirmatorio de la etapa 2 se extendió para incluir las puntuaciones externas.

Resultados

Análisis factorial exploratorio

Los resultados de la etapa 1 revelan que la distribución de algunos ítems está muy sesgada en ambas direcciones. Las puntuaciones de los ítems son ordinales-categorías, y la muestra es grande. Por lo tanto, se consideró que el modelo de análisis factorial de ítems no lineal basado en un enfoque de variables subyacentes (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2013, 2018) sería el adecuado para analizar los datos. Para ajustar el análisis factorial no lineal se siguió el procedimiento descrito por Ferrando y Lorenzo-Seva (2014) para lo que se analizó la matriz de correlaciones policóricas. El método de estimación fue de mínimos cuadrados robustos no ponderados y los estadísticos de ajuste se basaron en la corrección del estadístico chi cuadrado corregido por la media y la variancia. Este modelo general se utilizó en todos los análisis estructurales realizados en el estudio (análisis factorial exploratorio, análisis factorial confirmatorio y validez extendida) y resultó factible en todos los casos. El índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = 0,89 y la prueba de Bartlett ($\chi^2 = 10390,50$, $df = 406$, $p < 0,001$) indican que la consistencia entre los ítems era suficiente para proceder al análisis factorial.

Las diversas soluciones de análisis factorial exploratorio se ajustaron a los datos utilizando el software FACTOR (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2017). Brevemente, la secuencia de

Tabla 2 Patrón de matriz rotada obtenida del análisis factorial exploratorio.

Item	AP	HH	PA	CA
5. Rabia	0,72	-0,06	-0,05	0,15
6. Completamente perdido	0,67	0,21	-0,12	-0,02
7. Sentimiento devastador	0,76	0,10	-0,04	-0,01
9. Preocuparse por empeorar	0,75	-0,02	0,18	-0,07
13. Aprehensivo/a	0,86	-0,01	0,06	-0,09
16. Fin del mundo	0,45	0,30	-0,27	0,03
22. El cáncer me altera	0,81	0,02	-0,04	0,01
25. Me cuesta creer	0,69	-0,09	0,14	0,16
28. Muy nervioso/a	0,83	-0,09	-0,06	0,07
29. Asustado/a	0,91	-0,04	0,07	-0,11
4. Por vencido	0,17	0,31	-0,29	-0,04
12. No manejar la situación	0,23	0,65	0,15	-0,19
14. Desesperanza	-0,13	0,83	0,14	0,03
15. Nada puede ayudarme	-0,03	0,84	0,10	-0,02
20. Sin esperanza	0,01	0,72	-0,13	0,12
21. No puedo afrontar	0,06	0,83	0,01	0,03
1. La vida día a día	-0,03	0,01	0,45	-0,10
2. Reto	0,16	0,00	0,64	0,02
8. Valorar lo que se tiene	0,04	-0,04	0,54	-0,06
10. Luchar	0,18	-0,02	0,65	0,16
18. Optimismo	-0,42	0,03	0,48	0,03
19. Buena vida	-0,19	0,16	0,38	0,22
23. Vencer la enfermedad	0,09	-0,04	0,89	-0,15
24. La vida es valiosa	-0,05	0,16	0,59	0,16
3. En manos de Dios	-0,07	0,20	0,14	0,27
11. Distracción	0,15	-0,11	0,33	0,47
17. No pensar	-0,14	0,15	0,07	0,57
26. Intentar no pensar	0,22	-0,06	-0,05	0,72
27. Apartar de mi mente	-0,04	-0,10	-0,11	0,95

Nota: AP: Preocupación ansiosa; HH: Desesperanza; PA: Actitud positiva; CA: Evitación cognitiva. Valores iguales o mayores de 0,30 en negrita.

soluciones dio como resultado que las soluciones de uno o dos factores claramente tenían un ajuste inaceptable, mientras que la solución de cinco factores produjo sobre-factorización y dio lugar a factores divididos cuando se rotó. Las soluciones de tres y cuatro factores fueron aceptables en términos puramente de bondad de ajuste. Sin embargo, los resultados del Criterio de Información Bayesiano (BIC) de Schwartz apuntaban a la solución de cuatro factores como la mejor en términos de parsimonia-bondad de ajuste. Asimismo, esta solución rotada fue la más interpretable en términos sustantivos y la que más se relacionó con los análisis anteriores. Los resultados de bondad de ajuste para la solución de cuatro factores (con intervalos de confianza al 0,95) fueron: (a) raíz residuo medio cuadrático estandarizado (SRMS): 0,037 (0,037; 0,038); (b) RMSEA: 0,023 (0,011; 0,031), y (c) índice de ajuste comparativo (CFI): 0,993 (0,992; 0,994). La medida (a) indica ajuste absoluto, la medida (b) indica ajuste relativo y (c) es una medida de ajuste comparativo con respecto al modelo nulo de independencia. En todos los casos, el ajuste es excelente (Schermelleh-Engel et al., 2003). El análisis factorial se

rotó oblicuamente utilizando el criterio de *robust promin* (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2019). La Tabla 2 muestra la matriz de patrón obtenida.

Análisis factorial confirmatorio

La solución de análisis factorial exploratorio de cuatro factores rotados se acercó mucho a una estructura simple (el índice de simplicidad de Bentler era de 0,99) y solo se detectaron tres ítems factorialmente complejos. Por lo tanto, una solución de análisis factorial confirmatorio basado en la estructura previa del exploratorio se ajustó a la submuestra restante con buenos resultados. En consecuencia, para beneficiarse al máximo de toda la información disponible y obtener mayor potencia y estabilidad, el modelo del análisis factorial confirmatorio de cuatro factores se ajustó después en la muestra completa. El patrón para la solución fue definido por: AP (ítems 5, 6, 7, 9, 13, 16, 18, 22, 25, 28 y 29), HH (ítems 4, 12, 14, 15, 16, 20 y 21), PA (ítems 1, 2, 8, 10, 11, 18, 19, 23 y 24), CA (ítems 11, 17, 26 y 27), y el modelo se ajustó utilizando Mplus versión 5.1 (Muthén y Muthén, 2007). Los resultados de bondad de ajuste fueron RMSEA = 0,065 (0,062; 0,065) y CFI = 0,93, lo cual es aceptable, teniendo en cuenta la complejidad del modelo. La figura 1 presenta las estimaciones del modelo en métrica estandarizada junto a la matriz de correlación entre factores. La solución fue notablemente robusta y replicable. Los índices de replicabilidad H (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2017) fueron 0,94 (F1-AP), 0,91 (F2-HH), 0,88 (F3-PA) y 0,90 (F4-CA).

Precisión de las puntuaciones

La idoneidad y precisión de las puntuaciones de la Mini-MAC para la evaluación individual (el uso principal para el que se destina la prueba) se examinaron de dos maneras. Primero, se verificó la fiabilidad (marginal) de las puntuaciones factoriales estimadas directamente derivadas de la solución en cuatro factores. Segundo, el coeficiente omega de McDonald se utilizó para examinar la fiabilidad de las puntuaciones directas de las escalas obtenidas por suma simple de los ítems. Los resultados se resumen de la siguiente manera: la fiabilidad marginal de las puntuaciones factoriales fueron: 0,94 (F1-AP), 0,95 (F2-HH), 0,94 (F3-PA) y 0,94 (F4-CA). Para los cuatro factores, las estimaciones fueron altamente precisas para la evaluación individual. En contraste, la fiabilidad de las puntuaciones directas, aunque resulta aceptable (factores 1 y 2, en particular), claramente es inferior a la estimación basada en puntuaciones factoriales. Por lo tanto, si el Mini-MAC se va a utilizar para una evaluación clínica precisa, las estimaciones basadas en puntuaciones factoriales son superiores a las puntuaciones directas.

Las medidas test-retest obtenidas al principio y a los seis meses estaban disponibles para 550 pacientes. La Tabla 3 ilustra las estimaciones test-retest (coeficientes de estabilidad) para las puntuaciones de la escala, que varían de 0,64 a 0,89. Dado el intervalo de retest, estos resultados son aceptables y consistentes con las estimaciones de consistencia interna (coeficiente omega).

Tabla 3 Correlación y fiabilidad test-retest de las puntuaciones de la escala Mini-MAC.

Factor	AP	HH	PA	CA
AP	<i>0,61**</i>			
HH	0,41**	<i>0,40**</i>		
PA	-0,09*	-0,08*	<i>0,46**</i>	
CA	0,35**	0,22**	0,42**	<i>0,46**</i>

Nota: Los coeficientes de fiabilidad test-retest se muestran en cursiva en la diagonal ($N = 550$). AP: Preocupación ansiosa; HH: Desesperanza; PA: Actitud positiva; CA: Evitación cognitiva. * $p < 0,05$; ** $p < 0,001$.

Tabla 4 Evidencias de validez.

Factor	F1AP	F2HH	F3PA	F4CA
BSI, Depresión	0,57**	0,22**	-0,23**	-0,12**
BSI, Ansiedad	0,61**	0,15**	-0,14**	0,18*
FACIT, Significado/Paz	-0,31**	-0,27**	0,43**	n.s.
FACIT, Fe	n.s.	n.s.	0,31**	0,31**

(a) Estimaciones de validez basadas en el modelo teórico

Factor	F1AP	F2HH	F3PA	F4CA
BSI, Depresión	0,63**	0,27**	-0,25**	-0,18**
BSI, Ansiedad	0,66**	0,19**	-0,15**	0,24**
FACIT, Significado/Paz	-0,37**	-0,32**	0,48**	n.s.
FACIT, Fe	-0,10**	n.s.	0,38**	0,27**

(b) Modelo basado en los pesos de regresión estandarizados

Factor	F1AP	F2HH	F3PA	F4CA
BSI, Depresión	0,67**	n.s.	-0,18**	n.s.
BSI, Ansiedad	0,76**	0,19**	n.s.	n.s.
FACIT, Significado/Paz	-0,26**	n.s.	0,45**	n.s.
FACIT, Fe	-0,18**	n.s.	0,25**	0,25**

Nota: AP: Preocupación ansiosa; HH: Desesperanza; PA: Actitud positiva; CA: Evitación cognitiva; BSI, Inventario de síntomas breve; FACIT, *Functional Assessment of Chronic Illness Therapy-Spiritual Well-Being*. * $p < 0,05$; ** $p < 0,001$.

Evidencias de validez

El panel superior de la Tabla 4 muestra los coeficientes de validez empírica descritos anteriormente. En esta Tabla se presentan los resultados del modelo estructural extendido basado en la solución del análisis factorial confirmatorio de cuatro factores. Los resultados de bondad de ajuste son aceptables: RMSEA = 0,064 (0,061; 0,066) y CFI = 0,91. La Tabla en el centro contiene los coeficientes de validez estructural basados en el modelo, interpretados como estimaciones desatenuadas en las que las puntuaciones de la Mini-MAC se corrigen por el error de medición. La parte inferior de la tabla muestra los coeficientes de regresión estandarizados (i.e., los pesos beta) de las variables externas sobre los factores. El patrón de relaciones de validez es

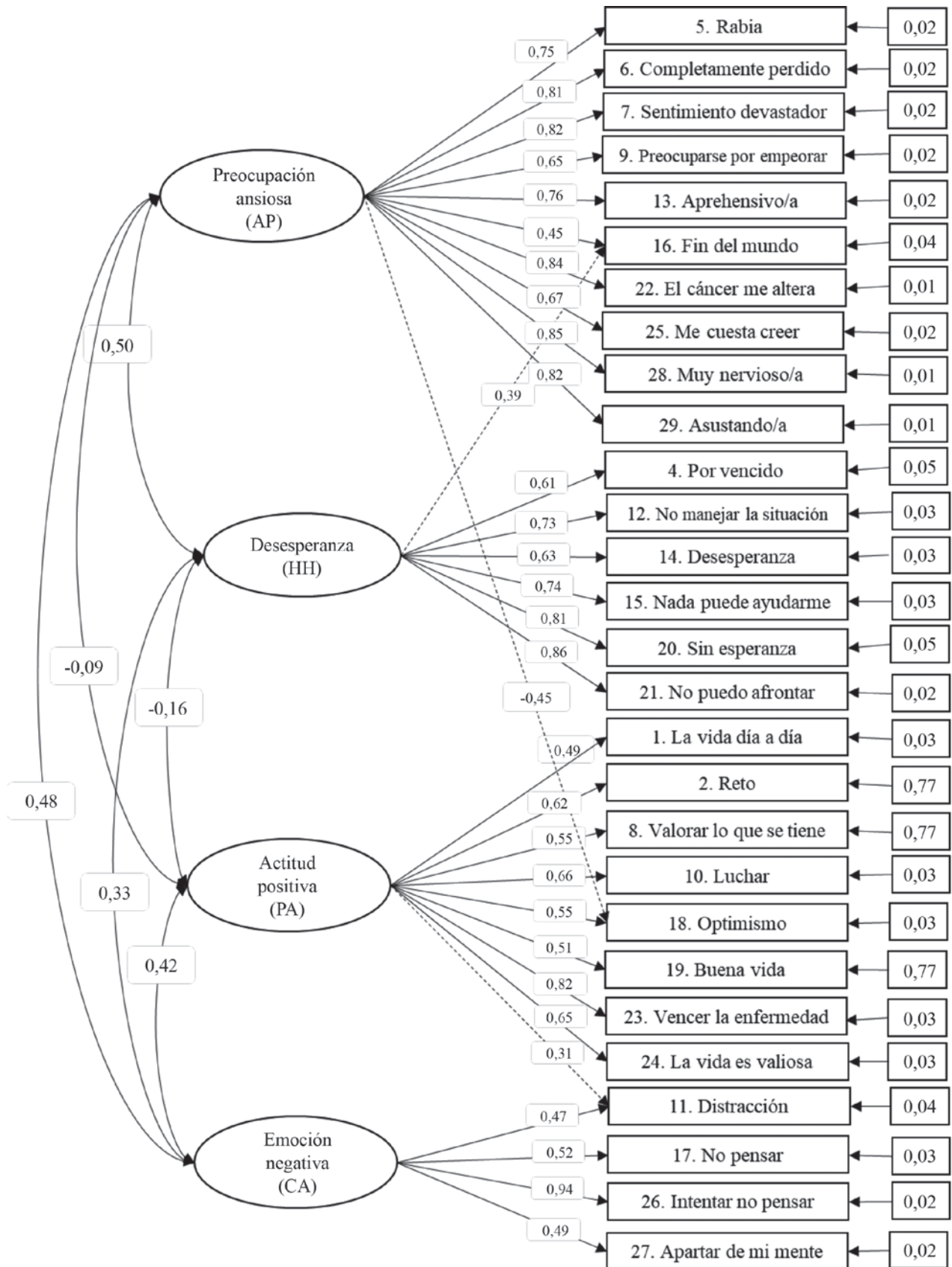


Figura 1 Solución estandarizada para el modelo de cuatro factores (27 ítems) de la versión española del *Mini-Mental Adjustment Scale* (Mini-MAC).

Nota: La línea discontinua indica que estos ítems tiene cargas factoriales en más de un factor.

similar en ambos enfoques, empírico y basado en el modelo, aunque las estimaciones teóricas tienden lógicamente a ser más altas, dada la corrección por error de medición, acentuando los resultados diferenciales y facilitando la interpretación del perfil de validez. Además, los coeficientes de regresión estandarizados (beta) sugieren que la AP contribuye significativamente a predecir la ansiedad y la depresión (0,19; 0,45), mientras que la PA predeciría el significado/paz (-0,18; 0,45). En cuanto a la evidencia restante, los factores del Mini-MAC correlacionaron significativamente con todas las escalas psicológicas (particularmente AP) mostrando fuertes correlaciones positivas con las subescalas de depresión y ansiedad (0,63; 0,66) y correlaciones moderadas y positivas con significado/paz y fe (0,38; 0,48).

Discusión

Este estudio analiza la estructura factorial y las propiedades psicométricas de la versión española de la Mini-MAC. Se encontró una estructura factorial de cuatro factores similar a la de la muestra noruega (Bredal, 2010) y coreana (Kang et al., 2008): AP, HH, CA y FS + FA (PA), esta última también hallada en la muestra china (Ho et al., 2003). Las tres primeras dimensiones son similares a la escala original, con buenas propiedades psicométricas, mientras que PA contiene los ítems de FA y FS de la escala original. La estructura obtenida fue fuerte, replicable y simple. Los factores mostraron buenas propiedades psicométricas, buena fiabilidad test-retest y las correlaciones obtenidas después del periodo de seis meses son similares a otros estudios (Fong y Ho, 2014; Kang et al., 2008). Sin embargo, las puntuaciones factoriales estimadas, que utilizan toda la información de los resultados de FA son sustancialmente más fiables que las puntuaciones directas y, por lo tanto, se recomiendan cuando se busca una evaluación clínica individual precisa.

En cuanto a la interpretación, el primer factor, la preocupación ansiosa (10 ítems), recoge un estilo de afrontamiento caracterizado por una respuesta de ansiedad, miedo e incertidumbre hacia el futuro cuando el paciente se enfrenta al diagnóstico de un cáncer. El segundo factor, la desesperanza (7 ítems), revela que el diagnóstico de cáncer se percibe como una pérdida y los pacientes adoptan una actitud pesimista hacia la enfermedad. El tercer factor obtenido, la actitud positiva, es la combinación de espíritu de lucha y fatalismo (9 ítems), que implica la aceptación del diagnóstico y la búsqueda de información sobre la enfermedad. El último factor, la evitación cognitiva (4 ítems), refleja la tendencia a evitar la confrontación directa de cada uno de los aspectos relacionados con la enfermedad.

A pesar de la simplicidad de la solución factorial, se encontró que tres ítems (11, 16 y 18) tenían cargas cruzadas no despreciables en múltiples factores. De acuerdo con lo encontrado en investigaciones anteriores (Bredal, 2010; Ho et al., 2003; Kang et al., 2008). El ítem 11 (“Me distraigo cuando me aparecen pensamientos sobre mi enfermedad”) puede interpretarse como una estrategia para evitar afrontar la situación (HH) y, en las primeras etapas de la enfermedad, puede ser una buena estrategia para no verse sobrepasado por la situación (PA). En relación al ítem 16

(“Pienso que es el fin del mundo”) y el ítem 18 (“Soy muy optimista”) hay autores que sugieren que dependen de cómo los participantes interpreten sus esfuerzos para gestionar las demandas de la situación estresante que están viviendo (Zucca et al., 2012). En nuestro modelo tetrafactorial, el ítem 3 (“Me pongo en manos de Dios”) del factor FA fue eliminado porque no contribuyó significativamente a la estructura factorial, en línea con otros estudios que sugieren eliminarlo del cuestionario (Vaillo et al., 2018; Zucca et al., 2012).

En este estudio, las puntuaciones derivadas del factor AP y HH obtuvieron altas estimaciones de fiabilidad y evidencias de validez sólidas, sobre todo con ansiedad y depresión. Resultados similares fueron hallados en estudios previos y apoyan la idea de que estos factores son un buen indicador de un afrontamiento desadaptativo (Anagnostopoulos et al., 2006) o ajuste negativo (Bredal, 2010; Fong y Ho, 2014). Esto sugiere que la AP sería un buen predictor de ansiedad y depresión, es decir, la preocupación descontrolada, el miedo al tratamiento, a los cambios en la imagen corporal, a las consultas y pruebas médicas, pueden generar en el paciente angustia emocional y sentimientos de aflicción a causa de estas pérdidas y cambios. En pacientes que utilizan esta estrategia de afrontamiento de forma habitual sería recomendable animarlos a compartir sus temores, angustias e involucrarlos en actividades placenteras.

En nuestro estudio, AP y HH se asociaron débilmente con PA, como lo hallado por otras investigaciones (Bredal, 2010; Kang et al., 2008). Esto podría tener una explicación, si consideramos que las estrategias siguen un patrón temporal y no aparecen de forma conjunta. AP y HH pueden reflejar la representación cognitiva y emocional del cáncer, AP reflejaría la percepción emocional (sentirse desanimado, ansioso, preocupado, temeroso, etc.), mientras que HH mostraría la parte más cognitiva (creencias sobre la pérdida de control de la situación, sentirse a la deriva, sentir que no puede afrontar la situación, etc.) (Anagnostopoulos et al., 2006). Ambas escalas podrían ayudar a la persona a reevaluar la situación, su vida, a evitar pensamientos intrusivos (CA) y a buscar una explicación más allá de su experiencia que le permita adoptar una actitud más activa ante la enfermedad (PA). De tal modo que AP y HH corresponderían a la representación emocional y mental de la enfermedad y precederían a las otras estrategias de afrontamiento.

La actitud positiva, PA, factor nuevo, mostró un coeficiente de fiabilidad aceptable similar al hallado en la muestra china (Ho et al., 2003) y coreana (Kang et al., 2008). Además, reveló moderadas correlaciones positivas con CA, significado/paz y fe, y correlaciones débiles y negativas con AP, ansiedad y depresión. Estos resultados indicarían que la actitud positiva es una estrategia de predisposición del paciente a afrontar la enfermedad y/o aceptar la realidad o el destino, esto último podría diferir en función de la cultura y creencias religiosas (Bredal, 2010; Kang et al., 2008), pero en nuestro estudio los pacientes lo considerarían una actitud positiva hacia la enfermedad. En concreto, una actitud positiva sería un predictor de bienestar espiritual del paciente, reflejando no sólo la aceptación de su situación, sino también una forma activa y positiva de afrontamiento (Finck et al., 2018; Fong y Ho, 2014; Kang et al., 2008; Kuba

et al., 2019). Su implicación positiva con la espiritualidad (Alarcón et al., 2020; Bellver-Pérez et al., 2019; Jiménez-Fonseca et al., 2018) podría sugerir que la actitud positiva permite a los pacientes sobrellevar la situación, darle un significado y les ayudaría a reducir sus niveles de malestar psicológico.

Asimismo, la dimensión CA estuvo asociada moderada y positivamente con AP, HH y PA, y débilmente con la ansiedad y depresión. Estos resultados, que van en la línea de los hallados en el estudio original (Watson et al., 1994) podrían hacer pensar que CA es un indicador de pobre ajuste mental en pacientes españoles con cáncer. Sin embargo, como sugieren otros autores, CA no tiene por qué ser necesariamente perjudicial (Bredal, 2010; Calderón et al., 2018; Fong y Ho, 2014). Los ítems de CA describen una actitud activa por parte del paciente para evitar pensar en la enfermedad y sus implicaciones (García-García et al., 2019; Ghanem et al., 2020), y esta estrategia puede ayudarles a tener una mayor regulación afectiva y favorecer el uso de estrategias de afrontamiento más focalizadas en el problema. En este sentido, en nuestra muestra, CA estuvo asociada positivamente a la esperanza (fe) a diferencia de HH y AP, por lo que el uso de CA podría tener una función positiva en nuestros pacientes, ayudándoles a tolerar, minimizar o aceptar la situación que les genera mucha ansiedad. Esto explicaría que CA fuese una estrategia más efectiva que la de mantenerse en un estado vigilante, como la escala AP (Ho et al., 2003) y sería una estrategia más adaptativa a largo plazo, permitiendo al paciente escapar de la angustia que le produce la situación de padecer un cáncer (Anagnostopoulos et al., 2006; Tu et al., 2020).

Este estudio tiene varias limitaciones. Primero, a pesar del mayor tamaño de muestra en comparación con otros estudios, incluyó individuos con cáncer localizado resecado con intención curativa; por lo tanto, nuestros resultados no pueden generalizarse a pacientes con cáncer avanzado o irreseccable. También valdría la pena investigar las diferencias en el estilo de afrontamiento según la localización del tumor. En segundo lugar, este estudio se basa en medidas de autoinforme, que conllevan sesgos inherentes. Finalmente, al tratarse de un estudio observacional en dos momentos temporales no se puede determinar la variación temporal. En futuros estudios, sería pertinente la exploración de la naturaleza dinámica del patrón de las estrategias de afrontamiento, así como el análisis del valor predictivo de las dimensiones Mini-MAC con resultados psicosociales.

En conclusión, la versión española de la Mini-MAC (véase Apéndice 1) tiene una estructura clara y robusta, genera puntuaciones que son lo suficientemente fiables como para proporcionar evaluaciones precisas en pacientes con un cáncer resecado y no metastásico, y se correlaciona con variables externas relevantes. Asimismo, los resultados en esta población corroboran investigaciones anteriores sobre la validez transcultural de la escala.

Apéndice 1. *Mini-Mental Adjustment to Cancer Scale (Mini-MAC)*

A continuación, se presentan varias afirmaciones que describen reacciones que pueden tener personas con cáncer. Indique hasta qué punto estas se aplican a usted en este

momento. Por favor, si la afirmación definitivamente no se aplica a mí, entonces marque 1.

-
1. Vivo mi vida día a día
 2. Me tomo mi enfermedad como un reto
 3. Me he puesto en manos de Dios
 4. Me he dado por vencido
 5. Siento mucha rabia por lo que me ha sucedido
 6. Me siento completamente perdido cuando intento pensar qué puedo hacer
 7. Es un sentimiento devastador
 8. Valoro lo que tengo
 9. Me preocupa que la enfermedad vuelva a aparecer o empeorar
 10. Intento luchar contra la enfermedad
 11. Intento distraerme cuando me vienen a la cabeza pensamientos sobre mi enfermedad
 12. No puedo manejar esta situación
 13. Me siento aprehensivo (preocupado/a)
 14. No tengo muchas esperanzas puestas en el futuro
 15. Siento que no hay nada que yo pueda hacer para ayudarme a mí mismo/a
 16. Creo que esto es el fin del mundo
 17. No pensar en mi enfermedad me ayuda a hacerle frente
 18. Me siento muy optimista
 19. He tenido una buena vida, lo que viva a partir de ahora es un regalo
 20. Siento que no hay esperanza en mi vida
 21. No puedo afrontar la situación
 22. Pensar en mi enfermedad me altera
 23. Estoy decidido/a a vencer esta enfermedad
 24. Desde que me han diagnosticado cáncer, me doy cuenta de lo valiosa que es la vida y estoy sacándole el máximo partido
 25. Me cuesta creer que esto me haya sucedido a mí
 26. Me esfuerzo mucho en no pensar en mi enfermedad
 27. Deliberadamente me quito de la cabeza cualquier pensamiento sobre mi enfermedad
 28. Me encuentro muy nervioso/a por mi enfermedad
 29. Estoy un poco asustado/a
-

Los ítems se contestan en una escala Likert de 4 puntos, de 1 (*Definitivamente no se aplica a mí*) a 4 (*Definitivamente se aplica a mí*).

Referencias

- Alarcón, R., Cerezo, M. V., Hevilla, S. y Blanca, M. J. (2020). Psychometric properties of the Connor-Davidson Resilience Scale in women with breast cancer. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 20, 81-89. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2019.11.001>
- Anagnostopoulos, F., Kolokotroni, P., Spanea, E. y Chrysochoou, M. (2006). The Mini-Mental Adjustment to Cancer (Mini-MAC) scale: Construct validation with a Greek sample of breast cancer patients. *Psycho-Oncology*, 15, 79-89. <http://doi.org/10.1002/pon.924>
- Bellver-Pérez, A., Peris-Juan, C. y Santaballa-Beltrán, A. (2019). Effectiveness of therapy group in women with localized breast cancer. *International Journal of Clinical and Health Psycho-*

- logy, 19, 107-114. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2019.02.001>
- Bredal, I. S. (2010). The Norwegian version of the Mini-Mental Adjustment to Cancer Scale: Factor structure and psychometric properties. *Psycho-Oncology*, 19, 216-221. <https://doi.org/10.1002/pon.1564>
- Calderon, C., Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández, R., Oporto-Alonso, M. y Jiménez-Fonseca, P. (2020). Factor structure and measurement invariance of the Brief Symptom Inventory (BSI-18) in cancer patients. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 20, 71-80. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2019.12.001>
- Calderón, C., Jimenez-Fonseca, P., Jara, C., Hernández, R., de Castro, E. M., Varma, S., Ghanem, I. y Carmona-Bayonas, A. (2018). Comparison of Coping, Psychological Distress, and Level of Functioning in Patients With Gastric and Colorectal Cancer Before Adjuvant Chemotherapy. *Journal of Pain and Symptom Management*, 56, 399-405. <https://doi.org/10.1016/j.jpainsymman.2018.05.010>
- Carretero-Dios, H., y Pérez, C. (2007). Standards for the development and review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882.
- Derogatis, L. R. (2001). *BSI 18, Brief Symptom Inventory 18: Administration, scoring and procedures manual*. NCS Pearson, Inc.
- Ferrando, P. J. y Lorenzo-Seva, U. (2013). *Unrestricted item factor analysis and some relations with Item Response Theory*. Technical Report. Department of Psychology, Universitat Rovira i Virgili, Tarragona.
- Ferrando, P. J. y Lorenzo-Seva, U. (2014). Exploratory Item Factor Analysis: Some additional considerations. *Anales De Psicología / Annals of Psychology*, 30, 1170-1175. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199991>
- Ferrando, P. J. y Lorenzo-Seva, U. (2017). Assessing the Quality and Appropriateness of Factor Solutions and Factor Score Estimates in Exploratory Item Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78, 762-780. <http://doi.org/10.1177/0013164417719308>
- Ferrando, P. J. y Lorenzo-Seva, U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78, 762-780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
- Finck, C., Barradas, S., Zenger, M. y Hinz, A. (2018). Quality of life in breast cancer patients: Associations with optimism and social support. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 18, 27-34. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2017.11.002>
- Fong, T. C. T. y Ho, R. T. H. (2014). Re-examining the factor structure and psychometric properties of the Mini-Mental Adjustment to Cancer Scale in a sample of 364 Chinese cancer patients. *Supportive Care in Cancer*, 23, 353-358. <http://doi.org/10.1007/s00520-014-2367-0>
- García-García, T., Carmona-Bayonas, A., Jimenez-Fonseca, P., Jara, C., Beato, C., Castelo, B., Mangas, M., Martínez de Castro, Ramchandani, Gómez, D. y Calderon, C. (2019). Biopsychosocial and clinical characteristics in patients with resected breast and colon cancer at the beginning and end of adjuvant treatment. *BMC Cancer*, 19, 1143. <https://doi.org/10.1186/s12885-019-6358-x>
- Ghanem, I., Castelo, B., Jimenez-Fonseca, P., Carmona-Bayonas, A., Higuera, O., Beato, C., García, T., Hernández, R. y Calderon, C. (2020). Coping strategies and depressive symptoms in cancer patients. *Clinical and Translational Oncology*, 22, 330-336. <https://doi.org/10.1007/s12094-019-02123-w>
- Grassi, L., Buda, P., Cavana, L., Annunziata, M. A., Torta, R. y Varetto, A. (2005). Styles of coping with cancer: The Italian version of the Mini-Mental Adjustment to Cancer (Mini-MAC) scale. *Psycho-Oncology: Journal of the Psychological, Social and Behavioral Dimensions of Cancer*, 14, 115-124. <https://doi.org/10.1002/pon.826>
- Ho, S. M. Y., Kam Fung, W., Chan, C. L. W., Watson, M. y Tsui, Y. K. Y. (2003). Psychometric properties of the Chinese version of the Mini-Mental Adjustment to Cancer (MINI-MAC) scale. *Psycho-Oncology: Journal of the Psychological, Social and Behavioral Dimensions of Cancer*, 12, 547-556. <https://doi.org/10.1002/pon.672>
- Jimenez-Fonseca, P., Lorenzo-Seva, U., Ferrando, P. J., Carmona-Bayonas, A., Beato, C., García, T., Muñoz, M.M., Ramchandani, A., Ghanem, I., Rodríguez-Capote, A., Jara, C. y Calderon, C. (2018). The mediating role of spirituality (meaning, peace, faith) between psychological distress and mental adjustment in cancer patients. *Supportive Care in Cancer*, 26, 1411-1418. <http://doi.org/10.1007/s00520-017-3969-0>
- Kang, J. I., Chung, H. C., Kim, S. J., Choi, H. J., Ahn, J. B., Jeung, H. y Namkoong, K. (2008). Standardization of the Korean version of Mini-Mental Adjustment to Cancer (K-Mini-MAC) scale: Factor structure, reliability and validity. *Psycho-Oncology*, 17, 592-597. <https://doi.org/10.1002/pon.1277>
- Kuba, K., Weißflog, G., Götze, H., García-Torres, F., Mehnert, A. y Esser, P. (2019). The relationship between acceptance, fatigue, and subjective cognitive impairment in hematologic cancer survivors. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 19, 97-106. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2018.12.001>
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P. J. (2019). Robust Promin: a method for diagonally weighted factor rotation. *LIBERABIT. Revista Peruana de Psicología*, 25, 99-106. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n1.08>
- Muthén, L. K. y Muthén, B.O. (2007). *Mplus user's guide*. Fifth Edition. Muthén and Muthén.
- Patoo, M., Allahyari, A. A., Moradi, A. R. y Payandeh, M. (2015). Iranian version of the mini-mental adjustment to cancer scale: Factor structure and psychometric properties. *Journal of Psychosocial Oncology*, 33, 675-685. <https://doi.org/10.1080/07347332.2015.1082169>
- Peterman, A. H., Fitchett, G., Brady, M. J., Hernandez, L. y Cella, D. (2002). Measuring spiritual well-being in people with cancer: the functional assessment of chronic illness therapy—Spiritual Well-being Scale (FACIT-Sp). *Annals of Behavioral Medicine*, 24, 49-58. https://doi.org/10.1207/S15324796ABM2401_06
- Schermelell-Engel, K., Moosbrugger, H. y Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8, 23-74.
- Tu, P. C., Yeh, D. C. y Hsieh, H. C. (2020). Positive psychological changes after breast cancer diagnosis and treatment: The role of trait resilience and coping styles. *Journal of Psychosocial Oncology*, 38, 156-170. <https://doi.org/10.1080/07347332.2019.1649337>
- Vaillo, Y. A., Pérez, S. M., López, P. M. y Retes, R. R. (2018). Mini-Mental Adjustment to Cancer Scale: Construct validation in Spanish breast cancer patients. *Journal of Psychosomatic Research*, 114, 38-44. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2018.09.004>
- Wang, J., Kelly, B. C., Liu, T., Zhang, G. y Hao, W. (2013). Factorial structure of the Brief Symptom Inventory (BSI)-18 among Chinese drug users. *Drug and Alcohol Dependence*, 133, 368-375. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2013.06.017>

- Wang, W., Tu, P., Liu, T., Yeh, D. y Hsu, W. (2013). Mental adjustment at different phases in breast cancer trajectory: Re-examination of factor structure of the Mini-MAC and its correlation with distress. *Psycho-Oncology*, 22, 768-774. <https://doi.org/10.1002/pon.3065>
- Watson, M., Law, M. G., Santos, M. dos, Greer, S., Baruch, J. y Bliss, J. (1994). The Mini-MAC: Further development of the mental adjustment to cancer scale. *Journal of Psychosocial Oncology*, 12, 33-46. http://doi.org/10.1300/J077V12N03_03
- Zucca, A., Lambert, S. D., Boyes, A. W. y Pallant, J. F. (2012). Rasch analysis of the Mini-Mental Adjustment to Cancer Scale (mini-MAC) among a heterogeneous sample of long-term cancer survivors: A cross-sectional study. *Health and Quality of Life Outcomes*, 10, 55. <https://doi.org/10.1186/1477-7525-10-55>