



Validación del Inventario Breve de Síntomas (BSI-18) en mujeres mexicanas diagnosticadas con cáncer de mama

Melina Miaja Ávila^{1*}; José Moral de la Rubia²

Resumen. El distrés es una experiencia emocional desagradable que puede afectar al afrontamiento y curso de una enfermedad oncológica. El Inventario Breve de Síntomas (BSI-18) es usado frecuentemente en pacientes oncológicos para medir distrés. No obstante, su estructura factorial no está bien establecida, y sus propiedades métricas no han sido estudiadas con muestras mexicanas. La presente investigación tiene como objetivos estudiar la distribución, discriminabilidad y homogeneidad de los ítems del BSI-18, estimar la consistencia interna del BSI-18, determinar su estructura factorial y calcular la validez convergente, discriminante y consistencia interna de sus factores. Se recolectó una muestra intencional de 203 mujeres con cáncer de mama en tratamiento oncológico. Todas ellas eran adultas tratadas en la ciudad de Monterrey, México. Todos los ítems del BSI-18 resultaron discriminativos y consistentes. Sus distribuciones mostraron mayor concentración en valores bajos. La consistencia interna de la escala fue alta (α de Cronbach=0,888). El modelo de un factor general de distrés con tres factores jerarquizados (depresión, síntomas simpáticos de ansiedad y síntomas vasovagales de ansiedad) mostró las mejores propiedades de bondad de ajuste. También sus factores tuvieron las mejores propiedades de validez convergente y consistencia interna. Además, este modelo permitió superar los problemas de validez discriminante entre los factores. Se concluye que, en la población estudiada de mujeres diagnosticadas con cáncer, se pueden retener todos los ítems del BSI-18, y la escala resultó consistente y válida desde un modelo jerarquizado de tres factores.

Palabras clave: Distrés; psicometría; cáncer de mamá; mujer; México.

[en] Validation of the Brief Inventory of Symptoms (BSI-18) among Mexican women diagnosed with breast cancer

Abstract. Distress is an unpleasant emotional experience that can affect the coping and course of an oncological disease. The Brief Inventory of Symptoms (BSI-18) is frequently used in cancer patients to measure distress. However, its factorial structure is not well established, and its metric properties have not been studied with Mexican samples. The present research aims to study the distribution, discriminability and homogeneity of BSI-18 items, estimate the internal consistency of the BSI-18, determine its factorial structure, and calculate the convergent, discriminant validity and internal consistency of its factors. An intentional sample of 203 women with breast cancer on oncological treatment was collected. All of them were adults treated in the city of Monterrey, Mexico. All BSI-18 items were discriminative and consistent. Their distributions showed higher concentration in low values. The internal consistency of the scale was high (Cronbach's $\alpha = .888$). The model of a general

¹ Tecnológico de Monterrey, Centro de Cáncer de Mama e Instituto de Bienestar Integral. Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León. Monterrey. México.

E-mail: miajaam@live.com.mx

² Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León. Monterrey. México.

E-mail: jose_moral@hotmail.com

* Dirección de correspondencia: Melina Miaja Ávila. Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León. C/Dr. Carlos Canseco 110. Col. Mitras Centro. Monterrey, NL, México. E-mail: miajaam@live.com.mx

distress factor with three hierarchical factors (depression, sympathetic anxiety symptoms and vasovagal anxiety symptoms) showed the best goodness-of-fit properties. Also, its factors had the best properties of convergent validity and internal consistency. In addition, this model allowed to overcome the problems of discriminant validity between the factors. We concluded that, in the studied population of women diagnosed with cancer, all items of the BSI-18 can be retained, and scale was consistent and valid from a hierarchical model of three factors.

Keywords: Distress; psychometrics; breast cancer; woman; Mexico.

Sumario. 1. Introducción 2. Método 3. Análisis de datos 4. Resultados 5. Discusión 6. Agradecimientos 7. Referencias bibliográficas.

Cómo citar: Miaja Ávila M, Moral de la Rubia J. Validación del Inventario Breve de Síntomas (BSI-18) en mujeres mexicanas diagnosticadas con cáncer de mama. *Psicooncología* 2017;14:307-324. Doi: 10.5209/PSIC.57088.

1. Introducción

Distrés se refiere a una experiencia emocional desagradable y multifactorial, de naturaleza psicológica (cognitiva, conductual y emocional), social y/o espiritual que puede interferir en la capacidad de afrontar de forma efectiva el cáncer⁽¹⁾. Las respuestas de distrés pueden extenderse a lo largo de un continuo, abarcando desde reacciones normales y frecuentes, como preocupaciones, tristeza y miedo, hasta reacciones más graves que pueden generar deterioro o disfuncionalidad en la vida diaria del individuo, como depresión y ansiedad clínicas⁽¹⁾.

La prevalencia del distrés en pacientes oncológicos varía entre 25 y 43%⁽²⁻⁴⁾, y esta oscilación depende del tipo de cáncer, siendo los diagnósticos con peor pronóstico los que se asocian a mayor distrés, como el cáncer de páncreas, pulmón, cabeza y cuello, enfermedad de Hodgkin y cáncer cerebral^(2,4). Los pacientes con cáncer de mama, colon, próstata, melanoma y ginecológicos han mostrado niveles más bajos de distrés⁽²⁾. En mujeres españolas con cáncer de mama, Andreu et al.,⁽³⁾ informaron de una prevalencia de 25% al momento del diagnóstico, y una disminución de un 17% en los momentos posteriores del proceso de la enfermedad.

Algunas razones por las que la detección del distrés en pacientes oncológicos ha fallado se debe en gran medida a como los pacientes con distrés describen los síntomas y como los clínicos entrevistan a los pacientes. A su vez, influye la búsqueda exclusiva de sintomatología depresiva, el uso de instrumentos de medición con dudosa confiabilidad y validez y la desmotivación en la realización del cribado debido a la falta de atención psicológica y/o sin seguimiento⁽⁵⁾.

El Inventario Breve de Síntomas (BSI-18) es uno de los instrumentos más utilizados en adultos diagnosticados con cáncer para detectar personas con distrés o malestar emocional que requieren atención psicológica^(2-4,6-11). El BSI-18⁽¹²⁾ se desarrolló a partir de uno más amplio de 53 ítems⁽¹³⁾ y del *Symptom Checklist- 90-Revised* (SCL-90-R)⁽¹⁴⁾. Derogatis⁽¹²⁾ estudió, en una muestra de población general, la estructura factorial del BSI-18 por análisis de componentes principales y rotación varimax, obteniendo por el criterio de Kaiser cuatro factores. Conteniendo los primeros dos factores los ítems que corresponden a las dimensiones de somatización y depresión. Los últimos dos factores corresponden

a pánico y ansiedad general; no obstante, Derogatis⁽¹²⁾ optó por agruparlos en un solo factor denominado ansiedad por su alta correlación y sentido teórico. Los tres factores presentaron valores de consistencia interna altos.

Los estudios con el BSI-18 con distintas poblaciones arrojan diversas estructuras factoriales, habiéndose planteado modelos de cuatro, tres y un factor. Cabe señalar que los métodos reconocidos como más exactos para determinar el número de factores, como son el análisis paralelo de Horn, el análisis de datos de comparación de Ruscio y Roche, el análisis de coordenadas óptimas de Raiche, Roipel, y Blais y el promedio mínimo de las correlaciones al cuadrado de Velicer⁽¹⁵⁾, han sido empleados en pocas investigaciones. Prelow et al.⁽¹⁶⁾ y Asner et al.⁽¹⁷⁾, usando el análisis paralelo de Horn y el criterio de Cattell, informaron de un factor en muestras latinas. Salvo el estudio de Prelow et al.⁽¹⁶⁾, en los estudios exploratorios se han usado métodos de extracción no adecuados al objetivo del análisis (componentes principales) o a la naturaleza ordinal de los ítems (máxima verosimilitud), cuando los métodos de mínimos cuadrados no ponderados y ejes principales son los recomendados para el objetivo de explorar la estructura factorial subyacente a las relaciones lineales entre variables ordinales⁽¹⁸⁾. Se ha criticado el hecho de no considerar las correlaciones muy altas entre los factores que indican unidimensionalidad, y en ninguno de los estudios se ha estimado la validez convergente de los factores (una varianza media explicada de los ítems por el factor mayor que la varianza no explicada), ni la discriminante (una varianza compartida entre dos factores menor que dos tercios, y menor que la varianza media explicada de los ítems por su correspondiente factor). Cabe señalar que la validez de contenido de la escala y la criterial han sido establecidas⁽¹⁹⁾.

Considerando las debilidades y carencias de las investigaciones publicadas hasta la fecha, el objetivo del presente estudio, realizado en una muestra de mujeres mexicanas con cáncer de mama, fue describir la distribución y establecer la discriminabilidad y consistencia interna de los ítems del BSI-18, estimar la consistencia interna de la escala, explorar su estructura factorial, contrastar el modelo original de tres factores, el de un factor y el derivado del análisis exploratorio, asimismo, calcular la validez convergente, discriminante y consistencia de los factores. Se espera que los 18 ítems sean discriminativos y consistentes, una consistencia interna alta en la escala^(10,12,20), unidimensionalidad por las correlaciones altas, y falta de validez discriminante entre los factores^(16,21) o la posibilidad de definir un modelo jerarquizado con un factor general de estrés para superar los problemas de validez discriminante entre los factores⁽²⁰⁾.

2. Método

2.1. Participantes

La muestra quedó conformada por 203 mujeres diagnosticadas con cáncer de mama. Los criterios de inclusión fueron: ser mujer con diagnóstico de cáncer de mama, estar recibiendo tratamiento oncológico en el Hospital San José (hospital privado) y estar afiliadas al Seguro Popular (seguro federal de cobertura a personas de bajos recursos que el Hospital San José acepta sólo para pacientes con cáncer de mama). Como criterios de exclusión se fijaron: déficit cognitivo que impidiese comprender las instrucciones, fatiga excesiva que dificultase la atención y comprensión de las preguntas (tabla 1).

Tabla 1. Descripción de las variables sociodemográficas

VARIABLES	Valores	f	%
Estado civil	Casada	125	61,6
	Soltera	22	10,8
	Separada/divorciada	20	9,9
	Unión libre	25	12,3
	Viuda	11	5,4
	Total	203	100,0
Escolaridad	Ninguna	1	0,5
	Primaria	44	21,7
	Secundaria	54	26,6
	Media superior	46	22,7
	Profesional	57	28,1
	Posgrado	1	0,5
	Total	203	100
Situación laboral	Estudiante	1	0,5
	Trabajadora activa	40	19,7
	Jubilada	5	2,5
	Incapacidad médica	11	5,4
	Desempleada	16	7,9
	Tareas domésticas	130	64
	Total	203	100
Ingreso familiar mensual en el último año	Menos de 3,000 pesos	59	29,1
	De 3,000 a 5,999	76	37,4
	De 6,000 a 11,999	39	19,2
	De 12,000 a 23,999	19	9,4
	De 24,000 a 47,999	6	3
	Desconozco/no quiero compartir la información	4	2
Total	203	100	

f= frecuencia absoluta simple % = porcentaje. Fuente: elaborada por los autores.

2.2. Instrumento

Se aplicaron unas preguntas cerradas sobre datos sociodemográficos y el BSI-18. Este último es un inventario de autoinforme que mide la frecuencia con la que los participantes han experimentado síntomas de somatización, depresión y ansiedad en los últimos siete días. Está conformado por 18 ítems directos con cinco opciones de respuesta (0 = “nada” a 4 = “mucho”), presenta consistencia interna alta ($\alpha = 0,89$), y tiene tres factores con seis indicadores cada uno: Somatización (ítems 1, 4, 7, 10, 13 y 16) con consistencia interna aceptable ($\alpha = 0,74$), Depresión (ítems 2, 5, 8, 11, 14 y 17) con consistencia interna alta ($\alpha = 0,84$) y Ansiedad (ítems 3, 6, 9, 12, 15 y 18) con consistencia interna aceptable ($\alpha = 0,79$). La puntuación total o Índice de Severidad Global (GSI, por sus siglas en inglés: *Global Severity Index*) se obtiene a partir de la suma de los 18 ítems y su rango varía de 0 a 72, y la de las subescalas de 0 a 24⁽¹²⁾. Una puntuación en el GSI de 13 o mayor identifica casos positivos de distrés en mujeres⁽⁴⁾.

2.3. Procedimiento

El estudio fue aprobado por las Comisiones de Ética y de Investigación de la Escuela de Medicina del Tecnológico de Monterrey y de la Fundación Santos y de la Garza Evia I.B.P. (Hospital San José).

Se utilizó un muestreo no probabilístico de tipo intencional. Para la administración del instrumento de medición se les pidió a las pacientes firmar la carta de consentimiento informado, donde se garantizaba la confidencialidad de los datos, de acuerdo a las normas de investigación de la *American Psychology Association*⁽²²⁾. Las participantes que aceptaron formar parte del estudio respondieron por escrito al instrumento en presencia de las entrevistadoras, en los cuartos de infusión, salas de espera o diversos lugares autorizados. La muestra se recolectó de agosto a mayo 2017.

3. Análisis de datos

La distribución de los ítems se describió por los porcentajes de los valores, mediana y coeficiente de asimetría percentílico de Kelley. La discriminabilidad se estableció por la diferencia significativa entre los grupos de puntuaciones altas y bajas en la escala (establecidos por el cuartil superior e inferior). Esta diferencia se contrastó por la prueba U de Mann-Whitney. La consistencia interna se estableció con dos criterios: una correlación (calculada por el coeficiente de Pearson) con el resto de la escala (excluido el ítem en la suma) mayor o igual que 0,30 ($r_{i,i-1} \geq 0,30$), y disminución del valor del coeficiente alfa de Cronbach de la escala al ser estimado sin el ítem ($\alpha_{i-1} < \alpha_i$). La consistencia interna de la escala y los factores se calcularon por el coeficiente alfa de Cronbach. Se interpretó que un valor de $\alpha \geq 0,70$ refleja una consistencia interna aceptable, $\geq 0,80$ alta y $\geq 0,90$ muy alta⁽²³⁾.

El número de factores se determinó por la convergencia del análisis paralelo de Horn (mediana y percentil 95 como punto de intersección), análisis de datos de comparación, análisis de coordenadas óptimas, promedio mínimo de las correlaciones al cuadrado y factor de aceleración. Los factores se extrajeron por el método de mínimos cuadrados no ponderados. La matriz factorial se rotó por el método promax.

Se contrastaron los modelos por análisis factorial confirmatorio, usando el método mínimos cuadrados no ponderados. Los errores estándar de los parámetros y su significación (con un intervalo de confianza del 95%) se estimaron por el método de percentiles corregidos de sesgo con la extracción de 2000 muestras. Se consideraron ocho índices de ajuste: chi-cuadrada relativa o cociente entre el estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad (χ^2/gl), índice de bondad de ajuste (GFI, por sus siglas en inglés: *Goodness of Fit Index*) de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida (AGFI, por sus siglas en inglés: *Adjusted Goodness of Fit Index*), índice normado de ajuste (NFI, por sus siglas en inglés: *Normed Fit Index*) de Bentler y Bonett, índice comparativo de ajuste (CFI, por sus siglas en inglés: *Comparative Fit Index*) de Bentler, índice relativo de ajuste (RFI, por sus siglas en inglés: *Relative Fit Index*) por el coeficiente rho de Bollen, error de aproximación cuadrático medio (RMSEA, por sus siglas en inglés: *Root Mean Square Error of Approximation*) y residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR, por sus siglas

en inglés: *Standardized Root Mean Square Residual*). Se estipularon como valores de buen ajuste: $\chi^2/\text{gl} \leq 2$, GFI, NFI, CFI y RFI $\geq 0,95$, AGFI $\geq 0,90$, RMSEA $\leq 0,05$ y SRMR $\leq 0,07$; como valores de ajuste adecuado: $\chi^2/\text{gl} \leq 3$, GFI, CFI y RFI $\geq 0,90$, AGFI $\geq 0,85$, RMSEA $< 0,08$ y SRMR $< 0,10$. La parsimonia del modelo se estimó desde la razón de parsimonia (RP) de James-Mulaik-Brett. Se habla de parsimonia alta con valores en el índice mayores o iguales que 0,75, media con valores menores que 0,75 y mayores o iguales que 0,50, baja con valores menores que 0,50 y mayores o iguales que 0,25, y muy baja con valores menores que 0,25. Al valorar la relación entre parsimonia y ajuste, se usaron tres índices parsimoniosos: índice de bondad de ajuste de parsimonia (PGFI, por sus siglas en inglés: *Parsimony Goodness of Fit Index*), índice de ajuste de parsimonia normalizado (PNFI, por sus siglas en inglés: *Parsimony Normed Fit Index*) e índice de ajuste comparativo de parsimonia (PCFI, por sus siglas en inglés: *Parsimony Comparative Fit Index*). Se consideró que valores mayores o iguales que 0,70 en PGFI y 0,80 en PNFI y PCFI reflejan una buena relación entre ajuste y parsimonia, y valores mayores o iguales que 0,50 en PGFI y 0,60 en PNFI y PCFI reflejan una relación entre ajuste y parsimonia adecuada. La bondad de ajuste entre dos modelos se comparó por el cociente entre la diferencia de sus estadísticos chi-cuadrado y la diferencia de sus grados de libertad ($\Delta\chi^2/\Delta\text{gl}$) y las diferencias en los índices GFI, NFI y CFI (ΔGFI , ΔNFI y ΔCFI , respectivamente). Un cociente $\Delta\chi^2/\Delta\text{gl} \leq 3$ y diferencias en los índices menores o iguales que ,01 reflejan equivalencia en bondad de ajuste⁽²⁴⁾. Para establecer validez convergente de los factores, se requirió una varianza media extraída (VME) mayor que 0,50 y un coeficiente de confiabilidad compuesta (por el coeficiente omega de McDonald) mayor o igual que 0,70. Para establecer la validez discriminante entre dos factores se requirió que el cuadrado de la correlación entre los mismos fuese menor que dos tercios y mayor que la VME de cada uno de ellos. Los cálculos fueron hechos con el programa SPSS versión 21 y AMOS versión 16.

4. Resultados

4.1. Descripción de la muestra

El 25,6% (52 de 203) de las mujeres entrevistadas tenían 40 años o menos, 36,5% (74) entre 41 y 50 años, 25,6% (52) entre 51 y 60 años y 12,3% (25) tenían más de 61 años. La media de edad fue de 48,23 años con desviación estándar de 9,87. La mayoría de las mujeres encuestadas dijeron estar casadas 61,6% (125 de 203) y dedicarse a tareas domésticas 64% (130 de 203). La media y la mediana de escolaridad correspondió a estudios de media superior, 22,7% (46 de 203), y de ingresos económicos familiares al mes correspondió al intervalo de 3.000 a 5.999 pesos mexicanos (véase Tabla 1).

4.2. Distribución, discriminabilidad y consistencia interna de los ítems y de la escala

Por el coeficiente de asimetría percentilíco de Kelley los ítems presentaron asimetría positiva o sesgo hacia los valores más bajos. La mediana fue 0 (nada) en 14 ítems y 1 (poco) en cuatro (ítems 6, 8, 13 y 16). El porcentaje de la primera categoría de opción

(nunca = 0) varió de 35% (ítem 8) a 92,6% (ítem 17) con una media de 64,5%. Sólo en el ítem 17 el coeficiente de asimetría percentilíco quedó indeterminado por su asimetría extrema. No obstante, en todos los ítems el rango fue 4, presentando casos en las cinco categorías ordenadas de respuesta (véase Tabla 2).

Tabla 2. Distribución, discriminabilidad y consistencia interna de los ítems.

Ítems	Porcentaje					A	Discr. Consist.		
	N	P	R	B	M		Z_U	$r_{i,i-1}$	α_{i-1}
1 Sensación de desmayo o mareos	62,1	25,6	6,9	3,4	2,0	1	-6,052***	,422	,885
2 No sentir interés por las cosas	61,6	15,8	11,3	5,9	5,4	1	-7,954***	,628	,878
3 Nerviosismo o temblor	53,7	23,6	12,3	4,9	5,4	1	-7,441***	,531	,882
4 Dolores en el corazón o en el pecho	63,5	20,2	10,8	3,0	2,5	1	-5,294***	,384	,887
5 Sentirse solo	68,5	9,4	10,3	4,4	7,4	1	-7,582***	,628	,878
6 Sentirse tenso o alterado	44,8	25,6	15,3	7,9	6,4	,3	-8,344***	,669	,876
7 Náuseas o malestar en el estómago	52,7	22,2	9,9	9,4	5,9	1	-5,604***	,357	,889
8 Sentimientos de tristeza	35,0	29,1	19,2	6,9	9,9	,4	-8,722***	,690	,876
9 Sustos repentinos y sin razón	77,3	13,8	4,4	2,0	2,5	1	-6,135***	,593	,881
10 Falta de aire	70,0	17,7	7,4	3,4	1,5	1	-6,581***	,562	,881
11 Sentir que usted no vale nada	80,3	8,4	4,4	2,0	4,9	1	-6,283***	,602	,880
12 Ataques de terror o pánico	89,2	4,9	2,0	2,5	1,5	1	-5,074***	,526	,883
13 Adormecimiento u hormigueo en ciertas partes del cuerpo	47,8	28,6	11,8	6,4	5,4	,3	-6,587***	,518	,882
14 Sentirse sin esperanza en el futuro	79,3	11,3	4,4	0,5	4,4	1	-6,138***	,570	,881
15 Sentirse tan inquieto que no puede permanecer sentado	70,4	14,8	7,9	2,0	4,9	1	-4,928***	,403	,886
16 Sentirse débil en partes del cuerpo	48,8	27,1	13,3	7,4	3,4	,3	-7,462***	,470	,884
17 Pensamientos de poner fin a su vida	92,6	3,9	1,5	0,5	1,5	1	-3,532***	,349	,887
18 Sentirse con miedo	63,1	17,2	10,3	4,4	4,9	1	-6,617***	,512	,883

Categorías ordenadas de respuesta a los ítems: N = nada (0), P = poco (1), R = regular (2), B = bastante (3), M = mucho (4). A = coeficiente de asimetría percentilíco de Kelley, Z_U = valor estandarizado del estadístico U, *** $p < 0,001$ en el contraste bilateral de igualdad de tendencia central por la prueba U de Mann-Whitney, $r_{i,i-1}$ = correlación del ítem con el resto de la escala por el coeficiente de Pearson y α_{i-1} = coeficiente de consistencia interna de Cronbach de la escala eliminado el ítem. Fuente: elaborada por los autores.

Por la prueba U de Mann-Whitney, los 18 ítems fueron discriminativos al diferenciar al grupo de puntuaciones altas y bajas en la escala o suma simple de

ítems. El grupo de puntuaciones altas corresponde a valores en BSI-18 ≥ 16 (cuartil superior), y el grupo de puntuaciones bajas corresponde a valores en BSI-18 ≤ 4 (cuartil inferior) (véase Tabla 2).

La correlación corregida del ítem con el resto de la escala o índice de homogeneidad ($r_{i,i-1}$) varió de 0,349 (ítem 17) a 0,690 (ítem 8) con una media de 0,523, y el valor del consistencia interna no descendió al eliminar el ítem en ningún caso ($\alpha_{i-1} < \alpha_i$), por lo que los 18 ítems fueron consistentes (véase Tabla 2). La consistencia interna de la escala fue alta ($\alpha_i = 0,888$).

4.3. Exploración de factores

4.3.1. Determinación del número de factores

Cuatro autovalores fueron mayores que uno. El número de factores fue tres por el análisis paralelo de Horn y el de coordenadas óptimas, usando como punto de corte la media o la mediana; dos por estos mismos métodos, usando como punto de corte el percentil 95; y uno por el de datos de comparación de Ruscio y Roche, la media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado (criterio de Velicer) y el factor de aceleración.

4.3.2. Extracción de tres, dos y un factor

Al extraer tres factores, se explicó el 43,2% de la varianza total. Al rotar la matriz factorial, se configuró un primer factor con los seis indicadores de depresión (ítems 2, 5, 8, 11, 14 y 17) y su consistencia interna fue alta ($\alpha = 0,839$). El segundo factor quedó definido por seis indicadores (ítems 3, 4, 6, 9, 12 y 18) con consistencia aceptable ($\alpha = 0,784$); por el contenido de los mismos (nerviosismo, temblor, tensión, sobresaltos, ataques de pánico, miedo y dolores en el pecho) se denominó síntomas simpáticos de ansiedad. El tercer factor quedó conformado por seis indicadores (ítems 1, 7, 10, 13, 15 y 16) con consistencia interna aceptable ($\alpha = 0,722$) y por su contenido (desmayo, náuseas, falta de aire, debilidad, adormecimiento e inquietud) se denominó síntomas vasovagales de ansiedad (por activación de nervio parasimpático vago). Las correlaciones entre los tres factores fueron altas de 0,638 a 0,502 (véase Tabla 3).

Al extraer dos factores, se explicó el 37,8% de la varianza total. Al rotar la matriz factorial, se configuró un primer factor con 10 indicadores (ítems 2, 5, 6, 8, 9, 11, 12, 14, 17 y 18) y consistencia interna alta ($\alpha = 0,873$ que pasa a 0,875 con la eliminación del ítem 17); por el contenido de sus ítems se denominó síntomas cognitivo-emocionales de distrés. El segundo factor quedó definido por ocho indicadores (ítems 1, 3, 4, 7, 10, 13, 15 y 16) con consistencia aceptable ($\alpha = 0,753$); por el contenido de los mismos se denominó síntomas fisiológicos de distrés. La correlación entre los dos factores fue alta ($r = ,647$), con una varianza compartida de 41,8% (véase Tabla 3).

Al extraer un único factor se explicó el 32,1% de la varianza total. Las cargas factoriales variaron de 0,365 a 0,731 con un media de 0,555. La consistencia interna de los 18 ítems fue alta ($\alpha = 0,888$ que sube a 0,889 con la eliminación del ítem 17). El ítem 17 presentó un valor de homogeneidad mayor que ,30 ($r_c = 0,345$) y una comunalidad inicial mayor que 20 ($c = 0,276$) (véase Tabla 3).

Tabla 3. Matrices de configuración de dos y tres factores y factorial de un factor.

Ítems	3 factores			2 factores		1 factor
	F1	F2	F3	F1	F2	
1. Sensación de desmayo o mareos			,596		,648	,423
2. No sentir interés por las cosas	,504			,493		,665
3. Nerviosismo o temblor		,464		,301	,314	,556
4. Dolores en el corazón o en el pecho		,454			,351	,403
5. Sentirse solo	,771			,906		,686
6. Sentirse tenso o alterado		,455		,417	,361	,708
7. Nauseas o malestar en el estómago			,507		,580	,365
8. Sentimientos de tristeza	,579			,693		,738
9. Sustos repentinos y sin razón		,551		,500		,641
10. Falta de aire			,586		,707	,578
11. Sentir que usted no vale nada	,909			,751		,655
12. Ataques de terror o pánico		,826		,366		,556
13. Adormecimiento u hormigueo en ciertas partes del cuerpo			,307		,370	,541
14. Sentirse sin esperanza en el futuro	,574			,809		,620
15. Sentirse tan inquieto que no puede permanecer sentado			,329		,422	,437
16. Sentirse débil en partes del cuerpo			,696		,573	,481
17. Pensamientos de poner fin a su vida	,505			,362		,373
18. Sentirse con miedo		,660		,585		,560

Método de extracción: Mínimos cuadrados no ponderados. Método de rotación: Normalización Promax con Kaiser. Fuente: elaborada por los autores.

4.4. Contraste de modelos para el BSI-18

Se especificaron cinco modelos: de un factor (1F), dos factores derivados del análisis factorial exploratorio correlacionados (2F_AFE), tres factores correlacionados (modelo original: 3F_Orig., y modelo revisado desde el análisis factorial exploratorio: 3F_Rev.) y tres factores jerarquizados (desde su configuración en el análisis factorial exploratorio) a un factor general de distrés (1FG_3FJ).

La solución del modelo de un factor (1F) fue admisible, y todos sus parámetros fueron significativos. Aunque la confiabilidad compuesta de los 18 ítems fue mayor que 0,70 ($\omega = 0,731$), la varianza media extraída fue menor que 0,50 (VME = 0,320), por lo que el factor único no satisfizo el criterio de validez convergente. La bondad de ajuste del modelo fue buena por cuatro índices (χ^2/gl , GFI, AGFI y CFI) y adecuada por cuatro (NFI, RFI, RMSEA y SRMR). Su parsimonia fue alta (PR = 0,882). Los tres índices parsimoniosos mostraron buena relación entre ajuste y parsimonia (PGFI > 0,70 y PNFI y PCFI > 0,80) (véanse Figura 1 y Tabla 4).

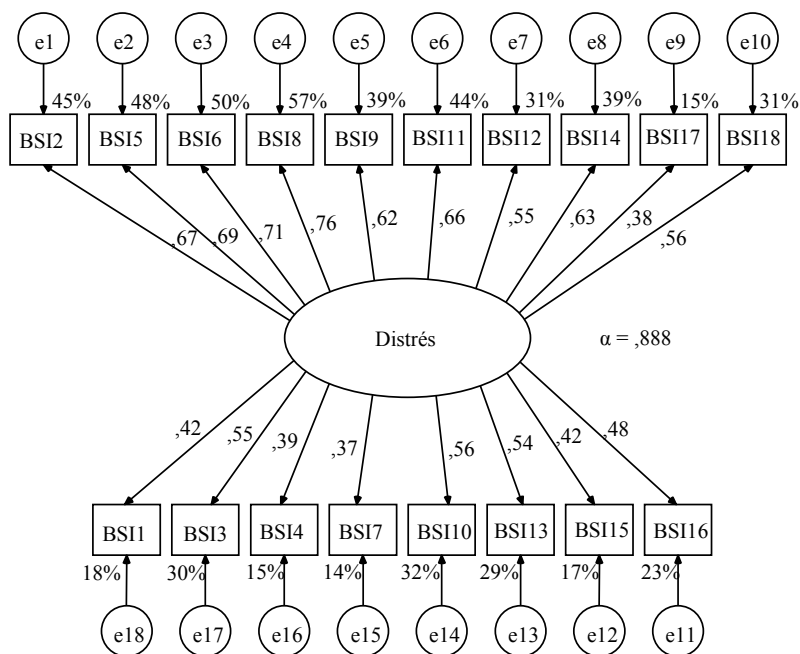


Figura 1. Modelo de un factor (1F).

La solución del modelo de dos factores (2F_AFE) fue admisible, y todos sus parámetros fueron significativos. La confiabilidad compuesta del factor de síntomas cognitivo-emocionales fue mayor que ,80 ($\omega = 0,874$), pero su varianza media extraída fue menor que 0,50 (VME = 0,417). La confiabilidad compuesta del factor de síntomas fisiológicos fue mayor que ,70 ($\omega = 0,755$), pero su varianza media extraída fue menor que 0,50 (VME = 0,282), por lo que ambos factores no presentaron validez convergente, estando el primer factor más próximo a cumplir con esta propiedad. La varianza compartida entre los dos factores fue 0,618, lo que rebasa los valores de varianza media extraída de ambos factores, no cumpliéndose el criterio de validez discriminante. La bondad de ajuste del modelo fue buena por siete índices (χ^2/gl , GFI, AGFI, NFI, CFI, RFI y RMSEA) y adecuada por uno (SRMR). Su parsimonia fue alta (PR = 0,876). Los tres índices parsimoniosos mostraron buena relación entre ajuste y parsimonia (PGFI > 0,70 y PNFI y PCFI > 0,80). La bondad de ajuste del modelo de dos factores fue mejor que la del modelo de un factor por los índices comparativos: $\Delta\chi^2/\Delta\text{gl} = 46,33 > 3$, $\Delta\text{CFI} = 0,011$ y $\Delta\text{RFI} = 0,011 > 0,010$ (véanse Figura 2 y Tabla 4).

La solución del modelo original de tres factores (3F_Orig) fue admisible, y todos sus parámetros fueron significativos. En los tres factores la confiabilidad compuesta fue mayor que 0,70, pero la varianza media extraída fue menor que 0,50 (VME = 0,310 y $\omega = 0,724$ para el factor de síntomas de somatización, VME = 0,475 y $\omega = 0,840$ para el de síntomas de depresión, VME = 0,381 y $\omega = 0,783$ para el de síntomas de ansiedad), por lo que no cumplieron con el segundo criterio de validez convergente, estando más próximo a cumplirlo el factor de síntomas de depresión. La varianza compartida entre los factores de somatización y síntomas

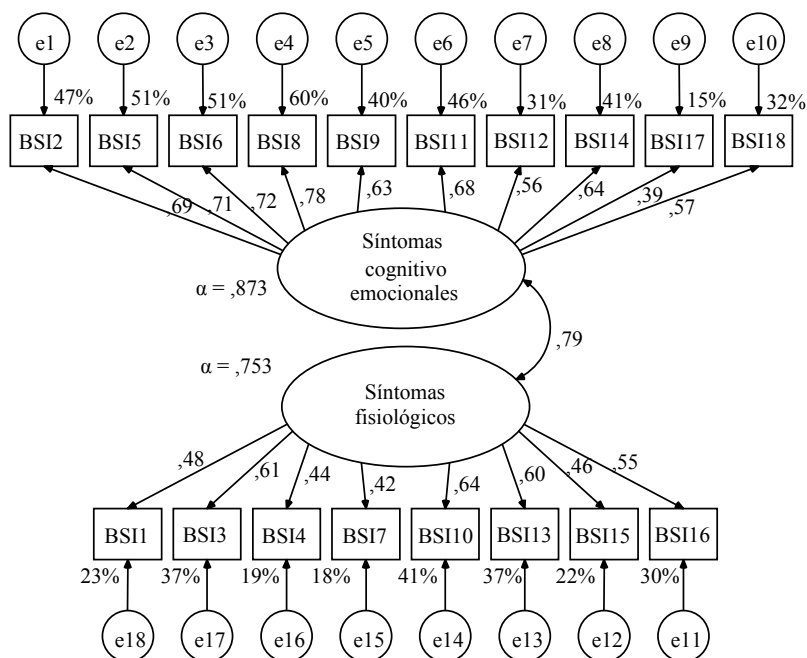


Figura 2. Modelo de dos factores derivado de análisis factorial exploratorio (2F_AFE).

de ansiedad fue de 0,59, lo que es un valor numérico mayor que la VME de cada factor, por lo que carecen de validez discriminante, al igual que los factores de somatización y síntomas de depresión ($r^2 = 0,448$) y los factores de ansiedad y depresión ($r^2 = 0,637$). La bondad de ajuste del modelo fue buena por los ocho índices (χ^2/gl , GFI, AGFI, NFI, CFI, RFI, SRMR y RMSEA). Su parsimonia fue alta ($PR = 0,863$). Los tres índices parsimoniosos mostraron buena relación ajuste-parsimonia ($PGFI > 0,70$ y $PNFI$ y $PCFI > 0,80$). La bondad de ajuste del modelo de tres factores fue mejor que la del modelo de dos factores sólo por el índice comparativo: $\Delta\chi^2/\Delta\text{gl} = 18,755 > 5$. Las diferencias en los índices GFI, AGFI, NFI y CFI fueron menores que ,01 (véanse Figura 3 y Tabla 4).

En el modelo original de tres factores, desde el análisis factorial exploratorio, se intercambiaron dos indicadores, generándose el modelo revisado de tres factores (3F-rev.). El ítem 4 pasó al factor de síntomas de ansiedad (ahora denominado síntomas simpáticos de ansiedad) y el ítem 15 pasó al factor de síntomas de somatización (ahora denominado síntomas vasovagales de ansiedad). La varianza media extraída del factor de síntomas vasovagales de ansiedad y su confiabilidad compuesta mejoraron muy ligeramente (VME pasó de 0,310 a 0,315 y ω de 0,724 a 0,730), al igual que ocurrió en el factor de síntomas simpáticos de ansiedad (VME pasó de 0,381 a 0,388 y ω de 0,783 a 0,787), pero persistió el problema de validez convergente. Las correlaciones entre los factores disminuyeron ligeramente, siendo menores que 0,80, pero persistió el problema de validez discriminante. Los índices de bondad de ajuste presentaron mejoras menores a seis milésimas, por lo que el modelo revisado no representa una mejoría sustancial con respecto al original (véase Tabla 4).

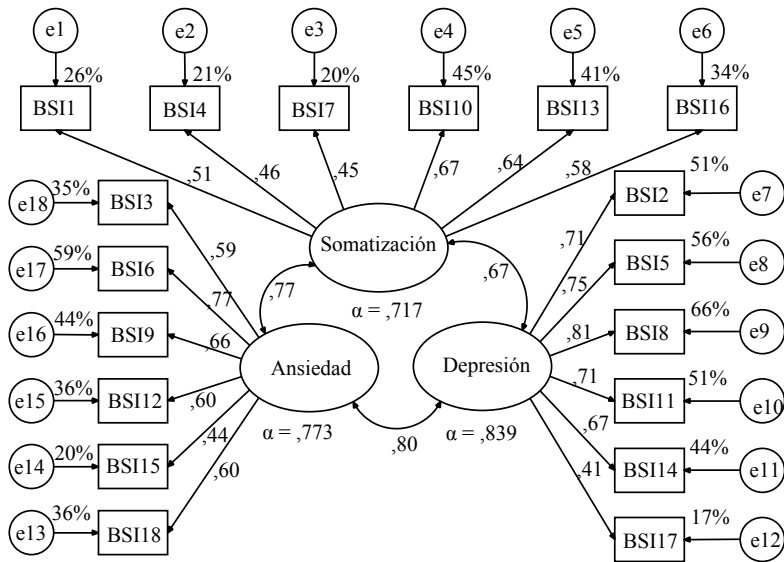


Figura 3. Modelo original de tres factores (3F_Orig).

Tabla 4. Índices de ajuste.

Índices de ajuste	Interpretación		3F Orig	3F-Rev y FG-3FJ	2F AFE	1F
	Bueno	Malo				
χ^2			150,46	145,093	187,97	234,30
gl			132	132	134	135
χ^2/gl	< 2	> 3	1,13	1,099	1,40	1,80
GFI	$\geq ,95$	< ,85	,978	,979	,973	,966
AGFI	$\geq ,90$	< ,80	,972	,973	,966	,957
NFI	$\geq ,95$	< ,85	,967	,968	,958	,948
CFI	$\geq ,95$	< ,85	,996	,997	,988	,977
RFI	$\geq ,95$	< ,85	,961	,963	,952	,941
RMSEA	$\leq ,05$	$\geq ,08$,026	,022	,045	,060
SRMR	$\leq ,07$	$\geq ,10$,065	,063	,071	,079
RP	> ,75		,863	,863	,876	,882
PNFI	$\geq ,80$	< ,60	,834	,835	,839	,836
PCFI	$\geq ,80$	< ,60	,859	,860	,865	,862
PGFI	$\geq ,70$	< ,50	,755	,756	,762	,763

Chi-cuadrada (χ^2) y grados de libertad (gl). Índices de ajuste: Chi-cuadrada relativa (χ^2/gl), índice de bondad de ajuste (GFI) de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida (AGFI), índice normado de ajuste (NFI) de Bentler y Bonett, índice comparativo de ajuste (CFI) de Bentler, índice relativo de ajuste (RFI) por el coeficiente rho de Bollen, error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) y residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR). Razón de parsimonia (RP). Índices de relación ajuste y parsimonia: índice de bondad de ajuste de parsimonia (PGFI), índice de ajuste de parsimonia normalizado (PNFI) y índice de ajuste comparativo de parsimonia (PCFI). Modelo de tres factores correlacionados original (3F_Orig), modelo de tres factores correlacionados revisado desde el análisis factorial exploratorio (3F_Rev.), modelo de tres factores jerarquizados (desde su configuración en el análisis factorial exploratorio) a un factor general de distrés (1FG_3FJ), modelo de dos factores derivado del análisis factorial exploratorio (2F_AFE) y modelo de un factor. Fuente: elaborada por los autores.

Al definirse el modelo de un factor general de distrés y tres factores jerarquizados (1FG_3FJ), usando la configuración revisada desde el análisis factorial exploratorio (depresión, síntomas simpáticos de ansiedad y síntomas vasovagales de ansiedad), los índices de ajuste del modelo (véase Tabla 4), así como las cargas factoriales, valores de VME y confiabilidad compuesta de los tres factores jerarquizados no variaron con respecto al modelo revisado de tres factores correlacionados (3F-rev). El factor general de distrés tuvo validez convergente (VME = 0,738 y $\omega = 0,894$) (véase Figura 4).

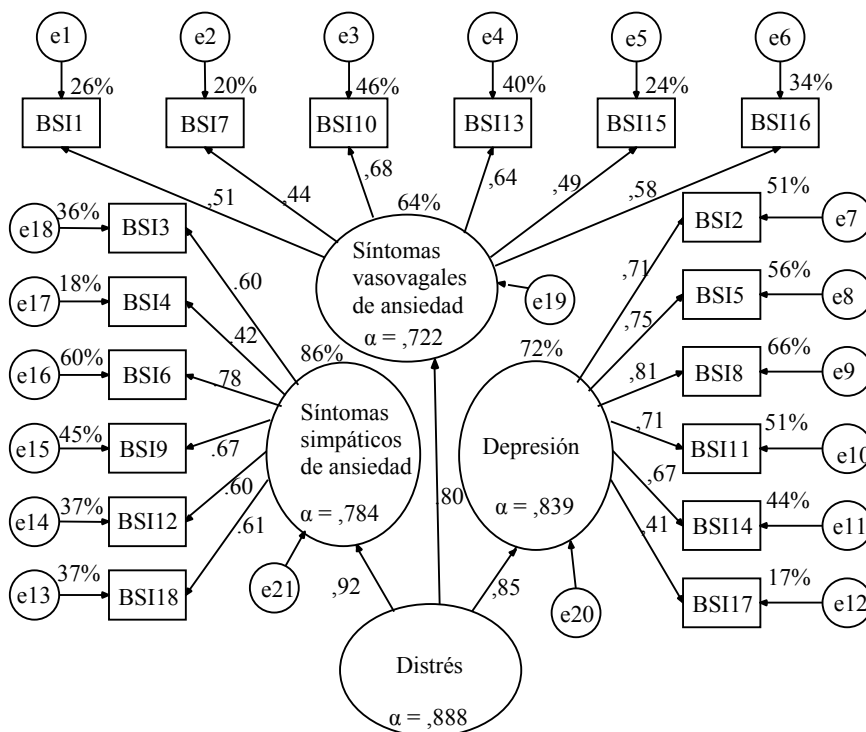


Figura 4. Modelo revisado de un factor general de distrés y tres factores jerarquizados (1FG_3FJ).

5. Discusión

Se planteó como primer objetivo describir la distribución y establecer la discriminabilidad y consistencia interna de los ítems del BSI-18. Las distribuciones de los ítems presentaron mayor concentración en puntuaciones bajas, así la mayoría de ellos tuvieron una mediana de 0 que corresponde a una respuesta de nada, reflejando que estas mujeres reportan un bajo nivel de distrés. Si se considera el punto de corte de 13 (en un rango de 0 a 72) sugerido para mujeres con cáncer⁽⁴⁾, en la presente muestra habría un 37,4% de casos de distrés. Este porcentaje es similar

al reportado en otros estudios, cuyo valor oscila de 25 a 43%⁽²⁻⁴⁾. Debe observarse que el punto de corte está por debajo de un quinto del rango potencial de la escala, es decir, corresponde a un valor bajo que implica responder al menos cuatro ítems con valor nulo. Por tanto, el estado de distrés no es muy marcado en esta población. Volviendo a las características distribucionales de los ítems, la asimetría más extrema se presentó en el ítem 17 sobre ideación suicida, el cual mostró efecto suelo (más del 90% de su distribución se concentró en el valor mínimo). No obstante, al presentar este ítem casos en cada una de las cinco categorías ordenadas de respuesta, ser discriminativo y contar con consistencia interna se conservó. Desde estos datos se puede afirmar que la ideación suicida es poco frecuente en mujeres diagnosticadas con cáncer de mama, como ya se señaló en el estudio de Robson, Scrutton, Wilkinson y MacLeod⁽²⁵⁾. La expectativa de que los ítems fueran discriminativos y consistentes no sólo se cumplió con este ítem con asimetría y apuntamiento extremos, sino también con el resto de los ítems^(10,12,20).

Se formuló como segundo objetivo estimar la consistencia interna de la escala, teniéndose una expectativa de consistencia interna alta. Los presentes datos apoyan esta hipótesis. Al igual que en el estudio original se obtuvo un valor del coeficiente alfa de Cronbach de 0,89⁽¹²⁾.

Se enunció como tercer objetivo explorar la estructura factorial de los ítems del BSI-18 debido a que no está clara desde los distintos estudios publicados (un factor, tres y cuatro factores). Para este objetivo exploratorio se consideró la convergencia de los criterios más precisos para determinar el número de factores, un método de factorización (que descompone la varianza total del ítem en comunidad y unicidad) apropiado para ítems ordinales y un método de rotación que permite la correlación entre los factores. Se obtuvo apoyo para un modelo de un factor (datos de comparación de Ruscio y Roche, la media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado y el factor de aceleración), dos factores (análisis paralelo de Horn y coordenadas óptimas, usando como punto de intersección el percentil 95) y tres (análisis paralelo de Horn y coordenadas óptimas, usando como punto de intersección el percentil 50 o la media aritmética). El modelo de un factor ya previamente había sido defendido^(16,17) por la alta correlación entre los factores, hecho que se observa también en el presente estudio. Cabe mencionar que el punto de intersección definido por la mediana o percentil 50 de los autovalores en las muestras aleatorias generadas fue originariamente propuesto por Horn y parece ofrecer mejor resultado que el percentil 95 como punto de intersección, el cual fue posteriormente propuesto⁽¹⁵⁾.

El modelo de dos factores correlacionados fue el más novedoso, no habiéndose previamente reportado. Los factores presentaron una interpretación clara: síntomas cognitivo-emocionales y síntomas fisiológicos de malestar emocional. El primero con consistencia interna alta y el segundo aceptable, y compartiendo menos de la mitad de la varianza. Por lo que se consideró como una opción posible.

El modelo de tres factores correlacionados en el análisis factorial exploratorio también presentó una interpretación clara, pero difiere ligeramente de la obtenida por Derogatis⁽¹²⁾. El factor de depresión se reprodujo totalmente con una consistencia interna alta. Los otros dos factores tuvieron una consistencia interna aceptable. Uno relacionado con síntomas vasovagales de ansiedad y el otro con síntomas simpáticos de ansiedad. Las varianzas compartidas entre los factores fueron menores que ,50. Por lo que también se consideró como una opción válida.

El cuarto objetivo planteado en el estudio fue contrastar los modelos de un factor defendido por Meijer et al.,⁽²¹⁾ y Prelow et al.,⁽¹⁶⁾ y tres factores desde los resultados de Derogatis⁽¹²⁾, así como los derivados del análisis factorial exploratorio (uno, dos y tres factores), usando análisis factorial confirmatorio por un método adecuado para ítems ordinales, como es mínimos cuadrados no ponderados⁽²⁴⁾. Se consideró no sólo la bondad de ajuste (ocho índices), relación entre ajuste y parsimonia (tres índices parsimoniosos) y ajuste diferencial entre modelos (seis índices), sino también la validez convergente (varianza media extraída mayor que la mitad y confiabilidad compuesta mayor o igual que 0,70), discriminante (varianza compartida entre los factores menor que dos tercios y menor que la varianza media extraída de cada factor) y consistencia interna (coeficiente alfa de Cronbach mayor o igual que 0,70) de los factores.

Ningún modelo cumplió con todos los criterios. Aunque la confiabilidad compuesta (por el coeficiente omega de McDonald) fue mayor que ,70, la varianza media extraída fue menor que ,50 en todos los factores, siendo el factor de depresión (modelos de tres factores: 3F_Orig, 3F_Rev y 1FG_3FJ) el que estuvo más próximo a cumplir con los dos requisitos de validez convergente. Aunque en los modelos de dos y tres factores correlacionados derivados del análisis factorial exploratorio, las varianzas compartidas entre los factores fueron menores que dos tercios, éstas fueron mayores que las varianzas medias extraídas de los factores, por lo que no satisficieron los requisitos de validez discriminante. En el modelo de tres factores original la varianza compartida entre los factores de ansiedad y depresión fue mayor que dos tercios. Los dos modelos de tres factores tuvieron buen ajuste por los ocho índices contemplados y sin diferencia de bondad ajuste por los índices relativos, mayor bondad de ajuste que los modelos de un factor y dos factores correlacionados, parsimonia alta y buena relación entre ajuste y parsimonia.

El modelo de un factor fue el que tuvo el índice de parsimonia más alto y la mejor relación entre ajuste y parsimonia, pero careció de validez convergente por el criterio de la varianza media extraída.

Un modelo que integra las características de mejor ajuste y validez interna y consistencia interna de sus factores, la existencia de un factor general y supera los problemas de validez discriminante sería el modelo jerarquizado, por lo que resulta la mejor opción. En este modelo, la presencia de distrés determina las quejas depresivas, los síntomas simpáticos de ansiedad y los síntomas vasovagales de ansiedad.

Como limitación del estudio cabe mencionar el uso de una muestra no probabilística incidental. El tiempo transcurrido desde el diagnóstico y el estadio del cáncer fueron variables. A favor de la muestra usada, en comparación con los estudios previos publicados, se tiene la homogeneidad en las características de sexo (todas mujeres), bajos recursos económicos, diagnóstico (cánceres de mama) y estar en fase de tratamiento, además del tamaño muestral (mayor que 200). La escala de medida de las variables analizadas (ítems) es ordinal, por lo que se usó estadísticos descriptivos adecuados a estas variables y el método de mínimos cuadrados no ponderados. Se podría criticar el uso de la correlación producto-momento de Pearson y el coeficiente alfa de Cronbach en lugar de la correlación policórica y el coeficiente alfa ordinal. Al contarse con cinco categorías ordenadas de respuesta en los ítems y no alcanzarse un tamaño muestral de al menos 300 participantes, resulta más adecuado para el análisis factorial las correlaciones de Pearson que las policóricas⁽¹⁸⁾.

Se concluye que todos los ítems del BSI-18 son discriminativos (entre los grupos de puntuaciones altas y bajas en la escala) y consistentes, por lo que pueden ser retenidos. Sus distribuciones se concentran en valores bajos, mostrando asimetría positiva, siendo el ítem 17 sobre ideación suicida el más extremo en esta característica, por lo que el pensamiento suicida es muy poco frecuente entre las participantes del estudio. La escala presenta consistencia interna alta. El modelo de un factor general de distrés y tres factores jerarquizados (depresión, síntomas simpáticos de ansiedad y síntomas vasovagales de ansiedad) presenta las mejores características de ajuste, validez convergente de los factores, y supera el problema de validez discriminante entre los factores. Aparte reafirma la existencia de un factor general defendido por otros estudios anteriores. El número de tres factores sería sustentado por el análisis paralelo de Horn y coordenadas óptimas, usando como punto de intersección la mediana o la media aritmética. A su vez, la existencia de un factor único sería sustentada por la convergencia del análisis de Ruscio y Roche, Velicer y el factor de aceleración.

Se sugiere estudiar, dentro de esta población, la validez criterial con escalas que midan distrés, como el termómetro del distrés de la National Comprehensive Cancer Network⁽¹⁾, así como validez convergente con escalas de estrés, ansiedad y depresión. Se sugiere estudiar la validez cruzada del modelo jerarquizado propuesto en este estudio con otras poblaciones clínicas (mujeres con cáncer de mama versus hombres con cáncer de próstata, pacientes con cáncer versus cardiopatía). Se recomienda la baremación de la escala como un puntaje total, especialmente para establecer el punto de corte para casos clínicos.

6. Agradecimientos

A Elisa Alejandra Garza Franco, Jessica Mariel Villaseñor Quintanar, Isabela Inés Medrano y Sahian Scheccid Galván Aranda, alumnas de la Carrera de Psicología Clínica y de la Salud del Tecnológico de Monterrey por su valioso apoyo en la aplicación de instrumentos y el vaciado de datos.

7. Referencias bibliográficas

1. Holland JC, Andersen B, Breitbart WS, Compas B, Dudley MM, Fleishman S, et al. Journal of the National Comprehensive Cancer Network 2010; 8:448-485. doi: 10.6004/jnccn.2010.0034
2. Carlson LE, Angen M, Cullum J, Goodey E, Koopmans J, Lamont L, et al. High levels of untreated distress and fatigue in cancer patients. Br J Cancer 2004; 90: 2297-304. doi:10.1038/sj.bjc.6601887
3. Andreu Y, Galdón MJ, Durá E, Martínez M, Pérez S, Murgui S. A longitudinal study of psychosocial distress in breast cancer: Prevalence and risk factors. Psychol Health 2012; 27: 72-87. doi: 10.1080/08870446.2010.542814
4. Zabora J, Brintzenhofesoc K, Jacobsen P, Curbow B, Piantadosi S, Hooker C, et al. A new psychosocial screening instrument for use with cancer patients. Psychosomatics 2001;42, 241-6. doi: 10.1176/appi.psy.42.3.241
5. Mitchell AJ, Vahabzadeh A, Magruder K. Screening for distress and depression in cancer settings: 10 lessons from 40 years of primary-care research. Psychooncology 2011;20: 572-84. doi: 10.1002/pon.1943

6. Budden LM, Hayes BA, Buettner PG. Women's decision satisfaction and psychological distress following early breast cancer treatment: a treatment decision support role for nurses. *IJNP* 2014; 20: 8-16. doi: 10.1111/ijn.12243.
7. Favez N, Notari SC, Charvoz L, Notari L, Ghisletta P, Ruedin BP, et al. Distress and body image disturbances in women with breast cancer in the immediate postsurgical period: The influence of attachment insecurity. *J Health Psychol* 2015; 21: 2994-3003. doi: 10.1177/1359105315589802
8. Galdón MJ, Durá E, Andreu Y, Ferrando M, Murgui S, Pérez S, Ibañez E. Psychometric properties of the Brief Symptom Inventory-18 in a Spanish breast cancer sample. *J Psychosom Res* 2008; 65:533-9.
9. Hjörleifsdóttir E, Hallberg IR, Bolmsjö IA, Gunnarsdóttir ED. Distress and coping in cancer patients: feasibility of the Icelandic version of BSI 18 and the WOC-CA questionnaires. *Eur J Cancer Care* 2006; 15: 80-9. doi: 10.1111/j.1365-2354.2005.00620.x
10. Recklitis C, Parsons SK, Shih M, Mertens A, Robinson LL, Zeltzer L. Factor structure of Brief Symptom Inventory-18 in adult survivors of childhood cancer: results from the childhood cancer survivor study. *Psychol Assess* 2006;18: 22-32. doi: 10.1037/1040-3590.18.1.22
11. Recklitis CJ, Blackmon JE, Chang, G. Validity of the brief symptom inventory-18 (bsi-18) for identifying depression and anxiety in young adult cancer survivors: comparison with a structured clinical diagnostic interview. *Psychol Assess* 2017. doi: 10.1037/pas0000427
12. Derogatis LR. Brief Symptom Inventory (BSI)-18. Administration, scoring and procedures manual. Minneapolis: NCS Pearson, 2001.
13. Derogatis LR. Brief Symptoms Inventory (BSI): Administration, scoring and procedures manual (3rd ed.). Minneapolis: NCS Pearson, 1993.
14. Derogatis LR. SCL-90 -R administration, scoring, and procedures manual (2nd ed.). Baltimore, MD: Clinical Psychometric Research, 1983.
15. Courtney MGR. Determining the number of factors to retain in EFA: Using the SPSS R-Menu v2.0 to make more judicious estimations. *Practical Assessment Research and Evaluation* 2013. [Acceso 15 de junio de 2017], Disponible en. <http://pareonline.net/getvn.asp?v=18&n=8>
16. Prelow HM, Weaver SR, Swenson RR, Bowman MA. A preliminary investigation of the validity and reliability of the Brief-Symptom Inventory-18 in economically disadvantaged Latina American mothers. *J Community Psychol* 2005; 33:139-55. doi: 10.1002/jcop.20041
17. Asner-Self KK, Schreiber JB, Marotta SA. A cross-cultural analysis of the brief symptom inventory-18. *Cultural diversity and ethnic minority psychology* 2006;12:367-75. doi: 10.1037/1099-9809.12.2.367
18. Lloret-Segura S, Ferreres-Traver A, Hernández-Baeza A, Tomás-Marco I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anal Psicol* 2014; 30:1151-69. doi:10.6018/analesps.30.3.199361
19. Hoffman BM, Zevon MA, D'arrigo MC, Cecchini TB. Screening for distress in cancer patients: the NCCN rapid-screening measure. *Psychooncology* 2004;13:792-9. doi: 10.1002/pon.796
20. Franke GH, Jaeger S, Glaesmer H, Barkmann C, Petrowski K, Braehler E. Psychometric analysis of the brief symptom inventory 18 (BSI-18) in a representative German sample. *BMC Med Res Methodol* 2017; 17:14. doi: 10.1186/s12874-016-0283-3
21. Meijer RR, de Vries RM, Bruggen VV. An evaluation of the Brief Symptom Inventory-18 using item response theory: which items are most strongly related to psychological distress? *Psychol Assess* 2011;23:193-202. doi: 10.1037/a0021292

22. American Psychological Association. Ethical principles of psychologists and code of conduct. *Am Psychol* 2002; 57:1060-73. doi:10.1037/0003-066X.57.12.1060
23. Cronbach LJ, Shavelson RJ. My Current Thoughts on Coefficient Alpha and Successor Procedures. *Educ Psychol Meas* 2004; 64:391-418. doi:10.1177/0013164404266386
24. Byrne B. Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications, and programming (3rd edition). New York: Routledge/Taylor & Francis; 2016.
25. Robson A, Scrutton F, Wilkinson L, MacLeod F. The risk of suicide in cancer patients: a review of the literature. *Psychooncology* 2010; 19:1250-8. doi: 10.1002/pon.1717