

Distribución del Inventario Breve de Síntomas (BSI-18) en una muestra de mujeres con cáncer de mama en México.

Distribution of the Brief Inventory of Symptoms (BSI-18) in a sample of women with breast cancer in Mexico.

Miaja Ávila, M.* y Moral de la Rubia, J.*

**Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey.*

Resumen

Marco teórico: El distrés es una experiencia emocional desagradable que puede interferir en el afrontamiento efectivo del proceso del cáncer. El Inventario Breve de Síntomas (BSI-18) es usado frecuentemente en pacientes oncológicos para medir el distrés. **Objetivo:** Describir la distribución del BSI-18 y compararla con la distribución normativa de Derogatis, y comparar el porcentaje de casos de distrés y media en el BSI-18 con otros estudios. **Métodos:** Se utilizó un muestreo no probabilístico intencional. Se aplicó el BSI-18 a 203 mujeres mexicanas tratadas por cáncer de mama. **Resultados:** La distribución del BSI-18 mostró asimetría positiva, no ajustándose a una curva normal, y fue estadísticamente equivalente a la de Derogatis. El porcentaje de casos de distrés, usando como punto de corte la puntuación T de 63 con los baremos de Derogatis, fue 14.8%, que es un porcentaje estadísticamente equivalente al de Derogatis (10%), pero menor al de otros estudios (media de 30%). También la media aritmética fue estadísticamente equivalente a la de Derogatis. **Conclusiones:** El BSI-18 debe ser baremado por percentiles, siendo válidos los baremos de Derogatis en mujeres mexicanas.

Palabras clave: Distrés, mujeres, cáncer, mama, medición, México.

Abstract

Theoretical Framework: Distress is an unpleasant emotional experience that can interfere with the effective coping of the cancer process. The Brief Symptom Inventory (BSI-18) is frequently used in cancer patients to measure distress. **Objective:** To describe the distribution of the Brief Inventory of Symptoms (BSI-18) and compare it with normative distribution of Derogatis, and compare the percentage of cases of distress and BSI-18 total score average with other studies. **Methods:** An intentional non-probabilistic sampling was used. The BSI-18 was applied to 203 Mexican women treated for breast cancer. **Results:** The distribution of BSI-18 total score showed positive asymmetry, did not fit to a normal curve, and was statically equivalent to the one of Derogatis. The percentage of cases of distress, using as a cut-off point the T score of 63 with the Derogatis norms, was 14.8%, which was a statistically equivalent percentage to the one of Derogatis (10%), but lower than those ones of other studies (mean percentage around to 30%). The arithmetic mean was statistically equivalent to the one of Derogatis. **Conclusions:** The BSI-18 should be scaled by percentiles, and the Derogatis norms are valid among Mexican women.

Key words: Distress, women, cancer, breast, assessment, Mexico.

INTRODUCCIÓN

El distrés es un estado de malestar emocional que abarca síntomas de ansiedad y depresión. Puede presentarse con una intensidad variable que abarca desde sentimientos de tristeza, preocupación y vulnerabilidad hasta trastornos clínicos de ansiedad y depresión (Holland et al., 2010). Un instrumento para la medición del distrés es el Inventario Breve de Síntomas con 18 ítems (BSI-18). Fue creado por Derogatis (2001) a partir de una versión más amplia de 53 ítems, el BSI-53 (Derogatis, 1993). El BSI-18 frente al BSI-53 tiene la ventaja de ser más breve. Además, está únicamente enfocado a la evaluación del distrés emocional (ansiedad, depresión y somatización). Por el contrario, el BSI-53 incluye síntomas psicóticos, obsesivos-compulsivos, fóbicos, hostilidad y sensibilidad interpersonal (Derogatis, 1993).

Derogatis desarrolló normas de puntuación para el BSI-53 y BSI-18 basadas en la correspondencia entre los percentiles de su muestra normativa y los de una distribución normal. Propuso usar una puntuación T de 63 para definir los casos de distrés (Derogatis, 1993; 2001). Los baremos de su muestra normativa de 741 mujeres estadounidenses con cáncer se usan en la práctica clínica e investigaciones de distintos países (Derogatis, 2001).

Zabora, Brintzenhofesoc, Curbow, Hooker y Piantadosi (2001a) realizaron un estudio en una muestra estadounidense de 4,496 casos de cáncer, de los cuales 1,249 eran casos de cáncer de mama. Se aplicó la versión amplia del BSI-53 y el porcentaje de casos de distrés fue 32.8% (Intervalo de Confianza [IC] del 95%: [30.2, 33.9]). En Canadá con el BSI-18, Carlson et al. (2004) encontraron que el 35.4% (IC del 95%: [31.7, 37]) de 652 mujeres con cáncer de mama presentaban distrés. En España con el BSI-18, Galdón et al. (2008) reportaron que 22.9% (IC del 95%: [16.6, 25.5]) de 175 mujeres con cáncer de

Distribución del Inventario Breve de Síntomas (BSI-18)...

mama eran casos de distrés. Andreu et al. (2012) aplicaron el BSI-18 a 102 mujeres españolas con cáncer de mama; el 25% de estas mujeres (IC del 95% [16.6, 28.6]) eran casos de distrés durante el diagnóstico, y este porcentaje disminuyó a 15.7% (IC del 95%: [8.6, 18.7]) durante el tratamiento. En todas estas investigaciones se usó una puntuación T mayor o igual a 63 para definir los casos de distrés. Cabe señalar que Zabora et al. (2001b) criticaron el uso de la puntuación T de 63 para definir los casos de distrés, al corresponder ésta a un percentil muy alto, el percentil 90; ellos sugirieron usar el cuartil superior (percentil 75) (Zabora et al., 2001b).

La suma simple de los 18 ítems del BSI-18 arroja una puntuación en el rango de 0 a 72. En la muestra normativa de 741 pacientes oncológicas de Derogatis (2001), la media aritmética de la puntuación total en el BSI-18 fue 10.331 (IC del 95%: [9.641, 11.022]). Con este instrumento de medida, Zabora et al. (2001a) calcularon una media de 8.42 (IC del 95% [7.99, 8.85]) en su muestra conjunta de 802 hombres y 741 mujeres con diversos tipos de cáncer. Carlson et al. (2004) reportaron una media de 12 (IC del 95%: [11.06, 12.94]) en su submuestra de 652 mujeres canadienses con cáncer de mama. Galdón et al. (2008) obtuvieron una media de 16.64 (IC del 95%: [15.01, 18.28]) en 175 mujeres españolas con cáncer de mama. Andreu et al. (2012) reportaron una media de 15.97 (IC del 95%: [13.97, 17.97]) durante el diagnóstico y 13.32 (IC del 95%: [11.26, 15.38]) durante el tratamiento contra el cáncer de mama en 102 mujeres españolas.

Aunque en México existe un estudio de la estructura factorial del BSI-18, así como de la consistencia interna y validez convergente y discriminante de sus tres factores en mujeres con cáncer de mama (Miaja & Moral, 2017), no se ha estudiado las distribuciones de la escala y sus factores, ni se ha estimado el porcentaje de casos de distrés. Así, los objetivos de la presente investigación son: 1) describir la distribución del BSI-18 y sus tres factores, 2) comparar la distribución de la puntuación total en el BSI-18 con la de

Derogatis, y 3) comparar la media en la puntuación total del BSI-18 y el porcentaje de casos de distrés con los reportados por otros estudios realizados en mujeres con cáncer.

Se espera que la distribución del BSI-18 presente asimetría positiva o sesgo hacia las puntuaciones por debajo de la media (Derogatis, 2001), como es propio de instrumentos que miden estrés, ansiedad y depresión (Gerontoukou, Michaelidou, Rekleiti, Saridi, & Souliotis, 2015). A su vez, se espera que la distribución de la puntuación total en el BSI-18 en mujeres mexicanas será equivalente a la registrada por Derogatis (2001), al corresponder ambas a la misma población de mujeres tratadas por cáncer. Se hipotetiza que el porcentaje de casos de distrés varíe de 10 a 35.4, usando como punto de corte una puntuación T de 63 (Andreu et al., 2012; Carlson et al., 2004; Derogatis, 2001; Galdón et al., 2008; Zabora et al., 2001) y la media en la puntuación total del BSI-18 varíe de 8.42 a 16.64 (Andreu et al., 2012; Carlson et al., 2004; Derogatis, 2001; Galdón et al., 2008; Zabora et al., 2001b).

METODO

Participantes

El total de participantes asciende a 303. La media de edad fue 48.23 años con una desviación estándar de 9.87 y un rango de 30 a 79. La mediana de escolaridad correspondió a estudios de media superior (bachillerato), y la mediana del ingreso económico familiar mensual al intervalo de 3,000 a 5,999 pesos mexicanos (entre 150 y 300 dólares estadounidenses). En la tabla 1 pueden encontrarse las frecuencias y porcentajes de las variables sociodemográficas y clínicas.

Tabla 1

Distribuciones de las variables sociodemográficas y clínicas

Variable		Frecuencia	Porcentaje	
Estado civil	Casada	125	61.6	
	Unión libre	25	12.3	
	Soltera	22	10.8	
	Separada/divorciada	20	9.9	
	Viuda	11	5.4	
Ocupación	Amas de casa	130	64.0	
	Trabajadora activa	40	19.7	
	Desempleada	16	7.9	
	Incapacidad médica	11	5.4	
	Jubilada	5	2.5	
	Estudiante	1	0.5	
	Ninguna	1	0.5	
Escolaridad	Primaria	44	21.7	
	Secundaria	54	26.6	
	Preparatoria	46	22.7	
	Profesional	57	28.1	
	Posgrado	1	0.5	
Ingreso económico familiar mensual	Menos de 3,000 pesos	59	29.6	
	De 3,000 a 5,999	76	38.2	
	De 6,000 a 11,999	39	19.6	
	De 12,000 a 23,999	19	9.5	
	De 24,000 a 47,999	6	3.0	
Estadio del cáncer	0	1	0.5	
	1A	13	6.8	
	1B	2	1.0	
	2A	43	22.5	
	2B	43	22.5	
	3A	45	23.6	
	3B	14	7.3	
	3C	10	5.2	
	4	20	10.5	
Cirugía practicada	Conservadora			
	Mastectomía	DCM NDCM	33 34	35.4 50.7
Quimioterapia	Pendiente		80	41.0
	Sí		175	91.6
Radioterapia	No		16	8.4
	Sí		36	18.8
Inmunoterapia	No		155	81.2
	Sí		16	8.4
Terapia anti-hormonal	No		175	91.6
	Sí		32	16.8
	No		159	83.2

DCM = Deseaba conservar la mama. NDCM = No deseaba conservar la mama.
Elaborada por los autores.

Medidas

Se aplicó el BSI-18 (Derogatis, 2001) que mide la frecuencia con la que se ha experimentado síntomas de somatización, depresión y ansiedad en los últimos siete días. Está conformado por 18 ítems directos con cinco opciones de respuesta (de 0 = “nada” a 4 = “mucho”). La puntuación total se obtiene a partir de la suma de los 18 ítems, y su rango varía de 0 a 72. El BSI-18 presentó consistencia interna alta ($\alpha = 0.890$) en una muestra de 1,134 participantes de población general estadounidense (Derogatis, 2001). En México, se han definido tres factores con sus 18 ítems; uno fue de síntomas de depresión (ítems 2, 5, 8, 11, 14 y 17), y tuvo consistencia interna alta ($\alpha = 0.839$); otro fue de síntomas simpáticos de ansiedad (ítems 3, 4, 6, 9, 12 y 18), y presentó consistencia aceptable ($\alpha = 0.784$); y el tercero fue de síntomas vasovagales de ansiedad (ítems 1, 7, 10, 13, 15 y 16), y mostró consistencia interna aceptable (α de Cronbach = 0.722). La consistencia interna de los 18 ítems fue alta ($\alpha = 0.888$) (Miaja & Moral, 2017).

Procedimiento

Se utilizó un muestreo no probabilístico de tipo intencional. Las pacientes que aceptaron participar en el estudio firmaron la carta de consentimiento informado, donde se garantizaba la confidencialidad de los datos (Asociación Médica Mundial, 2013). 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.

Los criterios de inclusión fueron: ser mujer con diagnóstico de cáncer de mama, estar recibiendo tratamiento oncológico en el Hospital San José y estar afiliadas al Seguro Popular. Como criterios de exclusión se fijaron: déficit cognitivo que impidiese

comprender las instrucciones, fatiga excesiva que dificultase la atención y comprensión de las preguntas.

Análisis de datos

En relación con el primer objetivo de describir las distribuciones, se calcularon la media aritmética, desviación estándar, coeficientes de asimetría (A) y curtosis (C) de Fisher y los percentiles. Además, se contrastó el ajuste a una distribución normal por la prueba de Kolmogorov-Smirnov-Lilliefors.

En relación con el segundo objetivo de comprobar la equivalencia en la distribución de la puntuación total del BSI-18 entre el presente estudio y el de Derogatis, se usó la prueba de Kolmogorov-Smirnov para dos muestras independientes. Los contrastes fueron bilaterales con un nivel de significación de 0.05.

En relación con el tercer objetivo de comparar el porcentaje de casos de distrés con los porcentajes reportados en otros estudios, se usó la prueba Z de Fisher para proporciones procedentes de dos muestras distintas. El tamaño del efecto se estimó por la correlación de Rosenthal: $r = Z/(n_1+n_2)^{1/2}$. La comparación de medias se hizo por análisis de varianza de un factor. Se contrastó el supuesto de igualdad de varianzas por la prueba de Bartlett. Al no mantenerse el supuesto, se usó la corrección de Welch. El tamaño del efecto se estimó por el coeficiente eta al cuadrado (η^2). Las comparaciones a posteriori se realizaron por la prueba t de Student para dos muestras independientes con la corrección de Bonferroni para el nivel de significación. Se comprobó el supuesto de igualdad de varianzas con la prueba F de Fisher. En caso de no mantenerse la hipótesis nula de igualdad de varianzas se usó la corrección de Welch. El tamaño del efecto se estimó por la g de Hedges. Los cálculos fueron hechos con el programa SPSS versión 24 y Excel 2013.

RESULTADOS

Distribución de la puntuación total y factores del BSI-18

Las puntuaciones del BSI-18 en un rango potencial de 0 a 72 (suma simple de ítems) variaron de 0 a 53 con una media de 11.96 [IC del 95%: 10.42, 13.50], una mediana de 9 ($Q_1 = 4$ y $Q_3 = 16$) y una desviación estándar de 11.16. Las puntuaciones del BSI-18 en un rango de 0 a 4 (suma simple de ítems dividida por el número de ítems sumados) variaron de 0 a 2.94 con una media de 0.67 [IC del 95%: 0.58, 0.75], una mediana de 0.50 ($Q_1 = 0.22$ y $Q_3 = 0.89$) y una desviación estándar de 0.62. Las distribuciones de las puntuaciones en el BSI-18 y sus tres factores presentaron asimetría positiva y apuntamiento, no ajustándose a una curva normal. La mediana quedó por debajo de la media, habiendo mayor concentración de las puntuaciones por debajo que por encima de la media aritmética (Tabla 2).

El rango continuo de 0 a 4 de la puntuación total y los factores de BSI-18 puede dividirse en cinco intervalos en correspondencia con los cinco valores discretos de respuesta a los ítems: [0, 0.8) corresponde a 0 “nada”, [0.8, 1.6) corresponde a 1 “poco”, [1.6, 2.4) corresponde a 2 “regular”, [2.4, 3.2) a “bastante” y [3.2, 4] corresponde a 4 “mucho”. Si se toma como punto de corte para detectar un posible caso un valor de 0.8 en la puntuación total de BSI-18 (al menos poco), se tiene que menos del 27.6% de las mujeres presentan distrés. Bastante distrés sólo reportaron el 2.5% y mucho ninguna mujer (Tabla 2).

Si se aplica el punto de corte de 0.8, se tiene que el 39.4% de las participantes presentaron al menos pocos síntomas vasovagales de ansiedad, 24.6% con al menos pocos síntomas de depresión, y 31% con al menos pocos síntomas simpáticos de ansiedad. Entre

los síntomas leves dominaron los vasovagales, pero entre los más graves o intensos los depresivos (Tabla 2).

Tabla 2

Distribución, descriptivos y normalidad del BSI-18 y sus tres factores

Estadísticos		BSI-18			
		Puntuación total	Síntomas vasovagales de ansiedad	Síntomas de depresión	Síntomas simpáticos de ansiedad
Nada [0, 0.8)	n (%)	147 (72.4%)	123 (60.6%)	153 (75.4%)	140 (69%)
Poco [0.8, 1,6)	n (%)	39 (19.2%)	59 (29.1%)	23 (11.3%)	44 (21.7%)
Regular [1.6, 2.4)	n (%)	12 (5.9%)	14 (6.9%)	16 (7.9%)	12 (5.9%)
Bastante [2.4, 3.2)	n (%)	5 (2.5%)	7 (3.4%)	10 (4.9%)	5 (2.5%)
Mucho [3.2, 4]	n (%)	0 (0%)	0 (0%)	1 (0.5%)	2 (1%)
Min		0	0	0	0
Max		2.94	3.33	3.50	4
M	M	0.665	0.732	0.625	0.637
IC del 95% de M	LI	0.577	0.636	0.514	0.539
	LS	0.750	0.827	0.735	0.736
DE		0.620	0.691	0.799	0.712
A	A	1.558	1.391	1.747	1.873
IC del 95% de A	LI	1.223	1.056	1.412	1.538
	LS	1.893	1.726	2.082	2.208
C	C	2.537	2.162	2.532	4.308
IC del 95% de C	LI	1.871	1.496	1.866	3.642
	LS	3.203	2.828	3.198	4.974
Normalidad	D _{max}	0.152***	0.145***	0.233***	0.185***
	10	0.056	0	0	0
	20	0.167	0.167	0	0
	25	0.222	0.167	0	0.167
	30	0.233	0.333	0.167	0.167
	40	0.389	0.500	0.167	0.333
	50	0.500	0.667	0.333	0.500
Percentiles	60	0.667	0.667	0.500	0.567
	70	0.778	0.967	0.667	0.833
	75	0.889	1	0.667	0.833
	80	1	1.200	1.033	1.033
	90	1.500	1.667	2	1.500

Tamaño de la muestra: N = 303. Rango potencial de 0 a 4 en la puntuación total y los tres factores del BSI-18. n = frecuencia absoluta simple, % = porcentaje Min = valor mínimo, Max = valor máximo M = media aritmética, IC = intervalo de confianza, LI = límite inferior del intervalo de confianza, LS = límite superior del intervalo de confianza, DE = desviación estándar, A = coeficiente de asimetría de Fisher, C = coeficiente de curtosis de Fisher. Normalidad: prueba de Kolmogorov-Smirnov con la corrección de Lilliefors para la hipótesis nula de distribución normal: | D_{max} | = diferencia máxima en valor absoluto entre la frecuencia relativa acumulada observada y la esperada bajo un modelo de distribución normal, significación para un contraste bilateral: *** p ≤ .001. Elaborada por los autores.

Si se aplican los baremos estimados por Derogatis (2001) y se dicotomiza usando una puntuación T de 63 (caso = puntuación total en BSI-18 ≥ 23 en un rango de 0 a 72 o

1.28 en un rango de 0 a 4), entonces se tiene que 14.8% de las participantes califican como casos de distrés.

Comparación de la distribución del presente estudio con la del estudio de Derogatis

La distribución de la puntuación total en el BSI-18 fue estadísticamente equivalente ($\text{Max}[|D|] = 0.105$, $\chi^2_{[2, N = 944]} = 7.027$, $p = .060$) a la observada por Derogatis (2001).

Comparación del porcentaje de casos de distrés con estudios previos

Al usar como punto de corte 0.8 (puntuación total de BSI-18 en un rango de 0 a 4), el porcentaje de casos de distrés (27.6%, IC del 95%: [21.5, 33.7]) fue estadísticamente equivalente al reportado por Andreu et al. (2012) durante el diagnóstico, así como al reportado por Galdón et al. (2008) y Zabora et al. (2001a). No obstante, fue significativamente mayor que el reportado por Andreu et al. (2012) durante el tratamiento y Derogatis (2001), y menor que el reportado por Carlson et al. (2004). El tamaño del efecto del estudio sobre los casos de distrés fue pequeño en el estudio de Andreu et al. (2012), y trivial en el de Carlson et al. (2004). Al usar como punto de corte el percentil 75 de la presente muestra (0.889 en el rango de 0 a 4 y 16 en el rango de 0 a 72), el porcentaje de casos de distrés fue 26.1% (IC del 95% [20.1, 28.7]), y los resultados de diferencias significativas y tamaños del efecto fueron los mismos (Tabla 3).

Al aplicar el punto de corte definido por Derogatis (2001) (caso ≥ 1.28 en un rango de 0 a 4), el porcentaje de casos de distrés (14.8%, IC del 95%: [9.9, 16.9]) fue estadísticamente equivalente al de Derogatis (2001) y Andreu et al. (2012) durante el

tratamiento. No obstante, fue significativamente menor al de Andreu et al. (2012) durante el diagnóstico, Carlson et al. (2004), Galdón et al. (2008), y Zabora et al. (2001a). En estas cuatro comparaciones del tamaño del efecto del estudio sobre los casos de distrés fue pequeño (Tabla 1).

Si se calcula el punto de corte con la puntuación T de 63 (PT = 63 → percentil 90) con los percentiles de la presente muestra (27 en un rango de 0 a 72 o 1.5 en el rango de 0 a 4), el porcentaje de casos de distrés fue 10.3% (IC del 95%: [6.1, 12.1]). Este porcentaje fue estadísticamente equivalente al reportado por Derogatis (2001) y Andreu et al. (2012) durante el tratamiento. No obstante, fue significativamente menor que los porcentajes de Andreu et al. (2012) durante el diagnóstico, Carlson et al. (2004), Galdón et al. (2008) y Zabora et al. (2001a). El tamaño del efecto del estudio sobre los casos de distrés fue pequeño en los cuatro casos con diferencia significativa (Tabla 3).

Comparación de la media en la puntuación total del BSI-18 con estudios previos

Se rechazó la hipótesis nula de igualdad de varianzas en BSI-18 (rango de 0 a 72) entre los seis estudios por la prueba de Bartlett ($\chi^2 [5, N = 1975] = 41.451, p < 0.001$). Al comparar las medias aritméticas en BSI-18, usando análisis de varianza de un factor de efectos fijos con la corrección de Welch para desigualdad de varianzas, se rechazó la hipótesis nula de igualdad de medias ($F [5, 419.078] = 14.065, p < 0.001$). El tamaño del efecto del estudio sobre el BSI-18 fue pequeño ($\eta^2 = .032$). Al hacer los contrastes a posteriori, la media del presente estudio fue estadísticamente equivalente a las reportadas por Derogatis (2001), Carlson et al. (2004) y Andreu et al. (2012) durante el tratamiento. No obstante, fue significativamente menor que las reportadas por Galdón (2008) y Andreu

et al. (2012) durante el diagnóstico. En ambos casos el tamaño del efecto del estudio sobre el BSI-18 fue pequeño (Tabla 4).

Tabla 3

Comparación de proporción con otros estudios en mujeres con cáncer

Estudio	N	p [IC del 95%]	p1 -p2	Z	p	r
Punto de corte para caso de distrés: PB = 0.80						
Presente	203	0.276 [0.215, 0.302]				
Andreu et al. (2012) Diagnóstico	102	0.250 [0.166, 0.286]	-0.026	-0.484	0.628	-0.028
Andreu et al. (2012) Tratamiento	102	0.157 [0.086, 0.187]	-0.119	-2.308	0.021	-0.132
Derogatis (2001)	741	0.100 [0.078, 0.109]	-0.176	-6.445	<0.001	-0.210
Carlson et al. (2004)	652	0.354 [0.317, 0.370]	0.078	2.055	0.040	0.070
Galdón et al. (2008)	175	0.229 [0.166, 0.255]	-0.048	-1.058	0.290	-0.054
Zabora et al. (2001a)	1249	0.328 [0.302, 0.339]	0.052	1.472	0.141	0.039
Punto de corte para caso de distrés: Percentil 75= 0.89						
Presente	203	0.261 [0.201, 0.287]				
Andreu et al. (2012) Diagnóstico	102	0.250 [0.166, 0.286]	-0.011	-0.207	0.836	-0.012
Andreu et al. (2012) Tratamiento	102	0.157 [0.086, 0.187]	-0.104	-2.048	0.041	-0.117
Derogatis (2001)	741	0.100 [0.078, 0.109]	-0.161	-5.954	<0.001	-0.194
Carlson et al. (2004)	652	0.354 [0.317, 0.370]	0.093	2.457	0.014	0.084
Galdón et al. (2008)	175	0.229 [0.166, 0.255]	-0.033	-0.732	0.464	-0.038
Zabora et al. (2001a)	1249	0.328 [0.302, 0.339]	0.067	1.900	0.057	0.050
Punto de corte: PT = 1.28 con los baremos estadounidenses de Derogatis (2001)						
Presente	203	0.148 [0.099, 0.169]				
Andreu et al. (2012) Diagnóstico	102	0.250 [0.166, 0.286]	0.102	2.178	0.029	0.125
Andreu et al. (2012) Tratamiento	102	0.157 [0.086, 0.187]	0.009	0.207	0.836	0.012
Derogatis (2001)	741	0.100 [0.078, 0.109]	-0.048	-1.934	0.053	-0.063
Carlson et al. (2004)	652	0.354 [0.317, 0.370]	0.206	5.566	<0.001	0.190
Galdón et al. (2008)	175	0.229 [0.166, 0.255]	0.081	2.009	0.045	0.103
Zabora et al. (2001a)	1249	0.328 [0.302, 0.339]	0.180	5.177	<0.001	0.136
Punto de corte para caso de distrés: Percentil 90 = 1.5						
Presente	203	0.103 [0.061, 0.121]				
Andreu et al. (2012) Diagnóstico	102	0.250 [0.166, 0.286]	0.147	3.372	0.001	0.193
Andreu et al. (2012) Tratamiento	102	0.157 [0.086, 0.187]	0.054	1.364	0.173	0.078
Derogatis (2001)	741	0.100 [0.078, 0.109]	-0.003	-0.126	0.900	-0.004
Carlson et al. (2004)	652	0.354 [0.317, 0.370]	0.251	6.852	<0.001	0.234
Galdón et al. (2008)	175	0.229 [0.166, 0.255]	0.126	3.309	0.001	0.170
Zabora et al. (2001a)	1249	0.328 [0.302, 0.339]	0.225	6.510	<0.001	0.171

N = tamaño de la muestra, p [IC del 95%]= proporción estimado con un intervalo de confianza del 95%, diferencia de proporciones, Z = prueba de contraste de diferencia de proporciones de dos

muestras independientes, p = probabilidad a dos colas bajo un modelo de distribución normal, y $r = Z/(n_1+n_2)^{1/2}$ = correlación como estimador del tamaño del efecto.

Tabla 4

Comparación de media con estudios anteriores en mujeres con cáncer

Estudio	N	M [IC del 95%]	Fisher		Student		g	
			F	p	t	gl	p	[IC del 95%]
Presente	203	11.961 [10.417, 13.504]						
Andreu et al. (2012) Diagnóstico	102	15.97 [13.968, 17.972]	0.602	0.999	3.037	303	0.003	-0.369 [-0.609, -0.129]
Andreu et al. (2012) Tratamiento	102	13.32 [11.262, 15.378]	0.569	1	1.021	303	0.308	-0.124 [-0.362, 0.114]
Derogatis (2001)	741	10.331 [9.641, 11.022]	3.739	<0.001	1.849	316.298	0.065	0.020 [-0.135, 0.175]
Carlson et al. (2004)	652	12 [11.062, 12.938]	2.686	<0.001	0.043*	362.718	0.966	-0.003 [-0.161, 0.154]
Galdón et al. (2008)	175	16.64 [15.005, 18.275]	0.893	0.782	4.089	376	<0.001	-0.422 [-0.626, -0.218]

N = tamaño de la muestra, M [IC del 95%] = medias aritmética con un intervalo de confianza del 95%, F = estadístico F de Fisher-Snedecor para la hipótesis nula de igualdad de varianzas, p = probabilidad a la cola derecha de F, t = estadístico t de Student para dos muestras independientes para la hipótesis nula de igualdad de medias (* con la corrección de Welch), p = probabilidad a dos colas, g [IC del 95%] = g de Hedges con un intervalo de confianza del 95%.

DISCUSIÓN

Se formuló como primer objetivo describir la distribución del BSI-18 y sus tres factores. Conforme a la expectativa, como es característico de instrumentos que miden afecto negativo en población general y clínica no psiquiátrica (Gerontoukou, 2015; Moral, 2013), la distribución del BSI-18 presentó sesgo hacia las puntuaciones por debajo de la media, es decir, hacia los valores bajos; consecuentemente, no se ajustó a una distribución normal. Por tanto, la escala debe ser baremada por puntuaciones de percentil.

El segundo objetivo formulado fue comprobar la equivalencia en la distribución de las puntuaciones en el BSI-18 entre el presente estudio y el de Derogatis (2001). Se mantuvo la hipótesis. Además, considerando la equivalencia en media aritmética y porcentaje de casos (puntuación T de 63 o percentil 90), se puede afirmar que los baremos de Derogatis (2001), procedentes de mujeres estadounidenses, son perfectamente aplicables a las mujeres mexicanas.

Se enunció como tercer objetivo comparar los resultados de media y porcentaje de casos de distrés del presente estudio con los valores reportados por seis estudios realizados en mujeres con cáncer, dos de ellos en España (Galdón et al., 2008; Andreu et al., 2012), tres en Estados Unidos (Derogatis, 2001; Zabora et al., 2001a; Zabora et al., 2001b) y otro en Canadá (Carlson et al., 2004). Cabe señalar que, en el presente estudio, se usaron varios criterios para definir el caso de distrés, y cabría preguntarse cuál sería más válido. Derogatis (2001) arbitrariamente estableció como punto de corte una puntuación T de 63, y es el criterio usado en estos cinco estudios (Andreu et al., 2012; Carlson et al., 2004; Derogatis, 2001; Galdón et al., 2008; Zabora et al., 2001). Derogatis (2001) hizo corresponder la probabilidad acumulada de las puntuaciones T bajo un modelo de distribución normal a los percentiles de su muestra normativa de 741 mujeres estadounidenses diagnosticadas con cáncer (PT63 → percentil 90 = 23 en la puntuación total de BSI-18 en un rango de 0 a 72). Si se usa este punto de

corte, la proporción de distrés en la presente muestra sería de tres veinteavos, lo que es un valor estadísticamente equivalente a la proporción de un décimo de Derogatis (2001), pero significativamente menor a las reportadas por los estudios de Andreu et al. (2012) durante el diagnóstico, Carlson et al. (2004), Galdón et al. (2008) y Zabora et al. (2001a). La proporción media de estos cuatro estudios sería aproximadamente de tres décimos y, en todos los casos, se alejaría de la proporción de un décimo propuesto por Derogatis (2001). Esta discrepancia entre estudios podría indicar lo inadecuado de los baremos de Derogatis (2001). Otro criterio usado fue el percentil 75, siguiendo la sugerencia de Zabora et al. (2001b). Con este punto de corte se consigue una convergencia entre los resultados de la comparación de medias y la comparación porcentajes de casos del presente estudio con otros previos (Andreu et al., 2012; Carlson et al., 2004; Galdón et al., 2008; Zabora et al. (2001a, b)., salvo con el de Derogatis (2001). Convergencia previamente señalada por Zabora et al. (2001b). Si se usa el punto de corte de 0.8, desde las etiquetas de respuesta a los ítems (al menos “poco”), la estimación también resulta aproximadamente de un cuarto. Por la convergencia de resultados al comparar medias y porcentajes e interpretación semántica de la puntuación, se considera que el punto de corte del tercer cuartil o la puntuación de 0.8 es más adecuada que el percentil 90 o puntuación T de 63. Por otra parte, desde el conjunto de estudios considerados (Andreu et al., 2012; Carlson et al., 2004; Derogatis, 2001; Galdón et al., 2008; Zabora et al., 2001a; Zabora et al., 2001b), se puede colegir que los niveles más altos de distrés se registran durante la fase de diagnóstico y en la etapa previa al tratamiento, pero éste desciende durante el mismo.

Una limitación del estudio fue el uso de un muestreo no probabilístico. 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 de un tamaño muestral mayor que 200.

En conclusión, las distribuciones de la puntuación total y los factores del BSI-18 muestran asimetría positiva y apuntamiento, no ajustándose a una curva normal. Por la equivalencia en distribución, media aritmética y porcentaje de casos (T de 63), los baremos de Derogatis (2001) para la puntuación total del BSI-18 son perfectamente aplicables a mujeres mexicanas. La estimación del porcentaje de distrés durante el tratamiento, promediando el presente estudio y los cinco estudios previos (Andreu et al., 2012; Carlson et al., 2004; Derogatis, 2001; Galdón et al., 2008; Zabora et al., 2001a) y usando como punto de corte la puntuación T de 63 se aproximaría a un cuarto. Si se considera esta estimación, los puntos de corte de 0.8 (al menos “poco” en un rango de 0 a 4, o 15 en un rango de 0 a 72), y el percentil 75 permiten definir un cuarto de casos de distrés. Este último porcentaje se considera más adecuado para el presente estudio por la convergencia con los resultados de la comparación de medias con los estudios previos. Además, coincide con la propuesta de Zabora et al. (2001b) de usar como punto de corte el percentil 75, considerando esta misma convergencia.

Se sugiere baremar el BSI-18 por medio de puntuaciones de percentil, siendo los baremos publicados por Derogatis (2001) válidos en mujeres mexicanas tratadas por cáncer de mama, y usar el percentil 75 como punto de corte para definir los casos de distrés. Se sugiere estudiar longitudinalmente el distrés en mujeres con diagnóstico de cáncer de mama con diferentes estadios, tipos de tratamiento y fases de la enfermedad.

REFERENCIAS

- Andreu, Y., Galdón, M. J., Durá, E., Martínez, M., Pérez, S. y Murgui, S. (2012). A longitudinal study of psychosocial distress in breast cancer: Prevalence and risk factors. *Psychology & Health*, 27(1), 72-87.
<https://doi.org/10.1080/08870446.2010.542814>
- Asociación Médica Mundial (2013). *Declaración de Helsinki de la AMM Principios éticos para las investigaciones médicas en seres humanos*. Disponible en: http://conbioeticamexico.salud.gob.mx/descargas/pdf/Declaracion_Helsinki_Brasil.pdf
- Carlson, L. E., Angen, M., Cullum, J., Goodey, E., Koopmans, J., Lamont, L., MacRae, J. H., Martin, M., Pelletier, G., Robinson, J., Simpson, J. S. A., Specca, M., Tillotson, L. y Bultz, B.D. (2004). High levels of untreated distress and fatigue in cancer patients. *British Journal of Cancer*, 90(12), 2297-304.
<https://doi.org/10.1038/sj.bjc.6601887>
- Derogatis, L.R. (2001). *Brief Symptom Inventory (BSI-18). Administration, scoring and procedures manual*. Minneapolis: NCS Pearson.
- Derogatis, L.R. (1993). *Brief Symptoms Inventory (BSI): Administration, scoring and procedures manual (3rd ed.)*. Minneapolis: NCS Pearson.
- Galdón, M., Durá, E., Andreu, Y., Ferrando, M., Murgui, S., Pérez, S. y Ibañez, E. (2008). Psychometric properties of the Brief Symptom Inventory-18 in a Spanish breast cancer sample. *Journal of Psychosomatic Research*, 65(3), 533-39.
<https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2008.05.01>
- Gerontoukou, E. I., Michaelidou, S., Rekleiti, M., Saridi, M. y Souliotis, K. (2015). Investigation of anxiety and depression in patients with chronic diseases. *Health Psychology Research*, 3(2), 2123. <https://doi.org/10.4081/hpr.2015.2123>

- Holland, J. C., Andersen, B., Breitbart, W. S., Compas, B., Dudley, M. M., Fleishman, S., Fulcher, C. D., Greenberg, D. B., Greiner, C. B., Handzo, G. F., Hoofring, L., Jacobsen, P. B., Knight, S. J., Learson, K., Levy, M. H., Loscalzo, M. J., Manne, S., McAllister-Black, R., Riba, M. B., Roper, K., Valentine, A. D., Wagner, L. I. y Zevon, M. A. (2010). Distress management: Clinical practice guidelines in oncology. *Journal of the National Comprehensive Cancer Network*, 8(4), 448-85. <https://doi.org/10.6004/jnccn.2010.0034>
- Miaja, M. y Moral, J. (2017). Validación del Inventario Breve de Síntomas (BSI-18) en mujeres mexicanas diagnosticadas con cáncer de mama. *Psicooncología*, 14(2-3), 307-24. <https://doi.org/10.5209/PSIC.57088>
- Moral, J. (2013). Validación de un formato simplificado del Inventario de Depresión de Beck (BDI-2). *Psicología Iberoamericana*, 21(1):42-52.
- Schmider, E., Ziegler, M., Danay, E., Beyer, L. y Bühner, M. (2010). Is it really robust? Reinvestigating the robustness of ANOVA against violations of the normal distribution assumption. *Methodology*, 6(4):147-51. <https://doi.org/10.1027/1614-2241/a000016>
- Zabora, J., Brintzenhofesoc, K., Curbow, B., Hooker, C. y Piantadosi, S. (2001a). The prevalence of psychological distress by cancer site. *Psycho-Oncology*, 10(1):19-28. <https://doi.org/10.1002/1099-1611>
- Zabora, J., Brintzenhofesoc, K., Jacobsen, P., Curbow, B., Piantadosi, S., Hooker, C., Owens, A. y Derogatis, L. (2001b). A new psychosocial screening instrument for use with cancer patients. *Psychosomatics*, 42:241-6. <https://doi.org/10.1176/appi.psy.42.3.241>

AGRADECIMIENTO

Deseamos reconocer a Elisa Alejandra Garza Franco, Jessica Mariel Villaseñor Quintanar, Ana Sofía Villarreal Dena y Ana Lucía Maldonado Gómez alumnas de la Carrera de Psicología Clínica y de la Salud del Tecnológico de Monterrey por su valiosa contribución al trabajo de campo, y a las 203 mujeres que amablemente participaron en este estudio.

La correspondencia de este artículo debe remitirse a:

Roberto Giosa

Escuela De Psicología

Universidad de Florencia, Italia.

Email de correspondencia: robertogiosa@hotmail.com