



UNIVERSIDADE
LUSÓFONA
DO PORTO

Teresa Emanuela Martins Alves Dias

Estudos de Validação para a versão portuguesa da: “*Escala de Benefícios Percebidos*” para a população portuguesa.

Trabalho realizado sob a orientação da
Prof. Doutora Susana Maria Rodrigues Fernandes

dezembro, 2019



UNIVERSIDADE
LUSÓFONA
DO PORTO

Teresa Emanuela Martins Alves Dias

Estudos de Validação para a versão portuguesa da: “*Escala de Benefícios Percebidos*” para a população portuguesa.

Dissertação de Mestrado em Psicologia Clínica e da Saúde

Dissertação defendida em provas públicas na Universidade Lusófona do Porto no dia
05/12/2019, perante o júri seguinte:

Presidente: Profa Doutora Inês Martins Jongenelen (Universidade Lusófona do Porto)

Vogal e Arguente: Prof Doutor Ricardo José Martins Pinto (Universidade Lusófona do
Porto)

Orientador: Profa Doutora Susana Maria Rodrigues Fernandes (Universidade
Lusófona do Porto)

Além dos outros elementos.

dezembro, 2019

É autorizada a reprodução integral desta dissertação apenas para efeitos de investigação, mediante declaração escrita do interessado, que a tal se compromete.

Agradecimentos

À minha orientadora de tese, Professora Doutora Susana Fernandes, agradeço pela compreensão, disponibilidade e orientação prestada ao longo de todo o ano.

À minha amiga e colega de curso Joana Gonçalves, agradeço pela amizade e companheirismo, por todas as conversas de apoio ao longo de todo o meu percurso académico.

A todas as mulheres que aceitaram participar neste trabalho, sem as quais o mesmo não seria possível.

A todas as enfermeiras e médicas que me acompanharam e auxiliaram durante toda a recolha dos dados.

À minha família por todo o apoio e motivação dada.

A todos os meus amigos que estiveram ao meu lado desde a licenciatura e durante todo o percurso académico, bem como às amizades exteriores à Faculdade que me acompanham desde cedo.

A todo o corpo docente da Universidade Lusófona do Porto que me ajudaram a concluir esta etapa e atingir os meus objetivos.

A todos,

O meu sincero obrigada!

Estudos de Validação para a versão portuguesa da: “Escala de Benefícios Percebidos” para a população portuguesa.

Resumo: A Escala dos Benefícios percebidos (BFS) destina-se a avaliar a perceção de benefícios percebidos em doentes com cancro da mama a diferentes níveis, nomeadamente relações sociais e familiares, prioridades de vida, espiritualidade, objetivos de carreira, autocontrolo e, capacidade e aceitar as circunstâncias. A versão portuguesa foi administrada numa amostra de 94 ($N = 94$) mulheres diagnosticadas com cancro da mama, com idades compreendidas entre os 23 e os 79 anos ($M = 50.03$; $DP = 11.19$), entre o estágio I, II e III da doença. Os instrumentos utilizados foram o BFS, LOT-R e HADS. Ao nível da fidelidade, obteve-se o valor de alfa de Cronbach de .92 e todos os itens apresentaram correlações com o total da escala entre .52 e .69. Ao nível da validade, a medida é considerada unifatorial com uma variância de 43.97%. Obtiveram-se correlações de $r = .095$, $p = .361$ entre o otimismo e os benefícios percebidos, e uma correlação de $r = -.065$, $p = .534$ entre a ansiedade e depressão, ambas não são estatisticamente significativas.

Palavras chave: cancro da mama, benefícios percebidos, otimismo.

Validação do instrumento: “*Benefit Finding Scale*” para a população portuguesa

Abstract: The Benefit Finding Scale (BFS) is designed to assess the perception of perceived benefits in breast cancer patients at different levels, including social and family relationships, life priorities, spirituality, career goals, self-control, and ability to accept the circumstances. The Portuguese version was administered in a sample of 94 ($N = 94$) women diagnosed with breast cancer, aged 23 to 79 ($M = 50.03$; $SD = 11.19$), between stage I, II and III of the disease. The instruments used were the BFS, LOT-R and HADS. In terms of fidelity, Cronbach's alpha value of .92 was obtained and all items correlated with the total scale between .52 and .69. At the validity level, the measure is considered one-factor with a variance of 43.97%. Correlations of $r = .095$, $p = .361$ between optimism and perceived benefits were obtained, and a correlation of $r = -.065$, $p = .534$ between anxiety and depression, both are not statistically significant.

Keywords: benefit finding, breast cancer, optimism

Índice

Agradecimentos	i
Resumo	ii
Abstract	iii
Estudos de Validação para a versão portuguesa da: “Escala de Benefícios Percebidos” para a população portuguesa	1
Método	3
Participantes	3
Procedimentos	5
Medidas	5
Resultados	13
Estudo da Fidelidade	13
Estudo da Validade	14
Conclusão	17
Referências	19

Índice de Tabelas

Tabela 1. <i>Características Sociodemográficas e Clínicas</i>	4
Tabela 2. <i>Resultados da análise de consistência interna do LOT -R</i>	7
Tabela 3. Estrutura fatorial do LOT-R	8
Tabela 4. <i>Resultados da análise de consistência interna do HADS (Ansiedade)</i>	10
Tabela 5. <i>Resultados da análise de consistência interna do HADS (Depressão)</i>	10
Tabela 6. <i>Resultados da análise de consistência interna do HADS (Total)</i>	11
Tabela 7. <i>Resultados da análise de consistência interna do BFS</i>	14
Tabela 8. <i>Estrutura fatorial do BFS</i>	15

Definição de conceitos

O cancro da mama é o cancro mais comum entre as mulheres (Direção Geral de Saúde, 2017). Em Portugal e de acordo com a Direção Geral de Saúde (2017), há anualmente um aumento da incidência de cancro da mama em Portugal, bem como da taxa de mortalidade. Em Portugal, são detetados anualmente 6000 novos casos, e morrem aproximadamente 1500 mulheres com esta doença, apesar disso, é necessário ter em consideração que a taxa de sobrevivência ronda os 87%.

Vários autores têm identificado um conjunto de aspetos negativos associados ao diagnóstico e tratamento do cancro da mama, tais como: ameaça à saúde e à vida, sobrecarga financeira, efeitos secundários dos tratamentos, medo de recorrência, aparecimento de respostas emocionais negativas, tais como ansiedade, negação, angústia, raiva e desesperança (Spencer et. al., 1999; Vedhara, Shanks, Wilcock & Lightman, 2000; Hewitt, Herdman, & Holland, 2004; Kangas, 2013).

A investigação tem revelado uma prevalência de mulheres diagnosticadas com depressão major ou com alguma perturbação de ansiedade (Trask & Pearman, 2007). No estudo de Burgess e colaboradores (2005), com uma amostra de 222 mulheres com cancro da mama, 33% apresentavam níveis clinicamente significativos de depressão, ansiedade ou ambas no período de diagnóstico (Burgess, Cornelius, Love, Graham, Richards, & Ramirez, 2005). Porém, estas respostas estão dependentes de um conjunto de fatores e características inerentes ao doente, nomeadamente, as estratégias de coping, personalidade, suporte social, conhecimento acerca do tratamento e prognóstico da doença e espiritualidade (Hack & Degner, 2004; Shand, Cowlshaw, Brooker, Burney & Ricciardelli, 2015). Estas variáveis contribuem para que nem todos os doentes apresentem níveis de ansiedade e/ou depressão estatisticamente significativos (Trask & Pearman, 2007).

Na área na Psicologia Positiva, a investigação tem procurado focar aspetos mais positivos no ajustamento à doença oncológica como por exemplo, o otimismo, a resiliência, os benefícios percebidos, a reinterpretação positiva e o crescimento pós-traumático (Joseph & Linley, 2005). Autores como Somerfield e McCrae (2000), referem que o stress não resulta invariavelmente em resultados negativos, algumas pessoas experienciam mudanças positivas ao nível dos valores, atitudes e crenças, que são geradas, em parte, devido às alterações impostas pelo acontecimento ameaçador. Assim, e apesar do diagnóstico e tratamento do cancro serem disruptivos e angustiantes, estudos

indicam, que muitas mulheres relatam benefícios associados à doença, entre os quais redefinição de prioridades, melhor relacionamento com a família e amigos (Antoni et al., 2001), aumento dos seus recursos pessoais, um aumento do sentido de propósito de vida, maior espiritualidade (Antoni e al., 2001, Stanton et al., 2002; Weiss, 2002; Tomich & Helgeson, 2004) tendo assim um ajustamento mais positivo (Lechner & Weaver, 2009). Deste modo, a percepção de benefícios parece ser vantajosa ao nível do ajustamento, favorecendo a redução de sintomas emocionais, síndromes psiquiátricas, resultados médicos adversos e ainda, uma diminuição da mortalidade (Affleck & Tennen, 1996; Davis et al., 1998). De acordo com o estudo de Carver e Antoni (2004), doentes que percebiam os benefícios numa fase inicial da doença, tinham menor sintomatologia negativa, melhor qualidade de vida percebida e baixos níveis de depressão ao longo do processo de tratamento. Contudo, Park (1998), refere que só depois de transcorrido algum tempo é que as pessoas que passam por uma situação de distress são capazes de atingir um novo entendimento dessa experiência e perceber alguns benefícios da mesma. Esta suposição vai de encontro ao que foi sugerido por Fernandes (2009), ou seja, as mulheres manifestam um aumento na percepção de benefícios relacionados com a doença no final dos tratamentos, sensivelmente entre os 9 e 12 meses após o diagnóstico.

Importa salientar que os benefícios percebidos encontram-se associados a uma série de outras variáveis que explicam a forma como a mulher com cancro da mama se vai ajustar à sua condição, vários autores referem que os benefícios percebidos, em mulheres com cancro da mama, encontravam-se positivamente correlacionados com o otimismo e formas de *coping* como a reavaliação positiva e a religião/espiritualidade (Urcuyo, Boyers, Carver & Antoni, 2005; Bussell & Naus, 2010). Na mesma linha de investigação, Carver e Antoni (2004) referem que os benefícios percebidos associados ao momento do diagnóstico estão relacionados com um maior otimismo.

O otimismo pode ser definido como a expectativa que as coisas boas aconteçam, porém, Scheier e Carver (1993) consideram o otimismo como uma variável de personalidade, denominando de otimismo disposicional, que diz respeito à expectativa geral de que as coisas agradáveis serão abundantes e que as coisas desagradáveis serão escassas no futuro. Para os autores, a atividade humana pode ser orientada em termos de objetivos, assim sendo o comportamento das pessoas está dependente da identificação e adoção de objetivos, regulando as atividades para os atingir. Por exemplo, indivíduos que têm expectativas negativas em relação ao futuro têm maior probabilidade de esperar que

coisas desagradáveis aconteçam, esforçando-se menos para atingir os seus objetivos (Carver et al., 2010).

Sendo o otimismo considerado um mediador da relação entre os acontecimentos e a interpretação pessoal dos mesmos (Seligman, 2002). Sujeitos que apresentam níveis elevados de otimismo tendem a encontrar benefícios em situações traumáticas e de elevado stress, como por exemplo o cancro da mama (Seligman, 2002), bem como menor probabilidade de desenvolver depressão e ansiedade (Carver, Scheier, & Segerstrom, 2010). Por sua vez, níveis mais baixos de otimismo predizem um maior recurso a estratégias de coping mal adaptativas, assim como, níveis elevados de otimismo predizem maior recurso a estratégias adaptativas (Fernandes, 2009). No estudo de Urcuyo, Boyers, Carver e Antoni (2005) que tinha como objetivo avaliar os fatores que promovem os benefícios percebidos através de uma amostra de 230 mulheres com cancro da mama num estágio inicial (0 – II), verificou-se que mulheres que percebem mais benefícios associados à doença têm uma maior disposição de ser otimista em relação à vida.

A literatura disponível acerca dos aspetos teóricos e empíricos acerca deste tópico ainda é relativamente escassa, deixando em aberto muitas questões acerca dos benefícios percebidos no cancro da mama. Uma linha de investigação interessante, seria perceber quais os fatores que promovem ou facilitam a perceção de benefícios no cancro da mama (como os fatores sociodemográficos, clínicos, psicossociais ou outros). Por outro lado, a realização de estudos longitudinais podia ajudar a perceber a variação/evolução dos benefícios percebidos ao longo do processo de doença. Contudo, em Portugal, não existe, nenhum instrumento devidamente validado para avaliar os benefícios percebidos no cancro da mama. Nesse sentido, parece-nos ser uma prioridade validar um instrumento que avalie este constructo, servindo de base para investigações futuras, nesta área.

Método

Participantes

A amostra é constituída por 94 participantes do sexo feminino ($N = 94$), com idades compreendidas entre os 23 e os 79 anos ($M = 50.03$; $DP = 11.19$), diagnosticadas com cancro da mama entre o estágio I a III da doença e que se encontrem em tratamento, a realizar os seus tratamentos no Hospital da Senhora da Oliveira em Guimarães e no IPO do Porto. No que diz respeito ao estado civil, a maioria das participantes são casadas (n

= 71; P = 75.5%) e têm o ensino básico incompleto (n = 40; P = 42.6%). Relativamente ao tipo de cirurgia 15 participantes (16%) não tinha realizado cirurgia, 46 (48.9%) realizaram tumorectomia e 33 (35.1%) mastectomia. No que concerne ao estágio da doença 26 (27.7%) participantes estavam no estágio I, 53 (56.4%) no estágio II e 15 (16%) no estágio III.

Tabela 1. Características Sociodemográficas e Clínicas (N = 94)

Variável	N	%	M	DP
Idade			50.03	11.19
Estado civil				
Solteira	11	11.7		
Divorciada/Separada	5	5.4		
Casada	71	75.5		
Viúva	3	3.2		
União de fato	4	4.3		
Escolaridade				
Não estudou	1	1.1		
> 6 anos	40	42.6		
6 anos	22	23.4		
9 anos	14	14.9		
12 anos	9	9.6		
Ensino superior	8	8.5		
Tipo de cirurgia*				
Sem cirurgia	15	16		
Tumorectomia	46	48.9		
Mastectomia	33	35.1		
Estádio da doença*				
Estádio I	26	27.7		
Estádio II	53	56.4		
Estádio III	15	16		

* Com 94 das participantes válidas

Os critérios de inclusão foram: (1) ser do sexo feminino, (2) ter cancro da mama pela primeira vez, (3) ser diagnosticada no estágio I, II ou III da doença, (4) estar a realizar tratamentos, (5) não estar a participar noutros estudos, (6) não ter diagnóstico de doença psiquiátrica e (7) não sofrer de outra doença crónica.

Procedimentos

Antes do início da recolha de dados, o projeto foi analisado e aprovado pela Comissão de Ética do Instituto Português de Oncologia do Porto e do Hospital Senhora da Oliveira em Guimarães. A recolha dos dados foi realizada por heterorelato devido ao baixo nível de escolaridade das participantes e para promover o setting terapêutico, estas foram contactadas pela psicóloga quando se dirigiram ao hospital para realizar os tratamentos, nesse momento, foi fornecido o consentimento informado. A recolha de dados foi realizada em formato entrevista, sendo recolhidos os dados sociodemográficos, clínicos, bem como a administração da escala BFS (Boyers, Carver, & Antoni, 2000; Versão portuguesa de Fernandes & McIntyre, 2005), LOT-R (Scheier & Carver, 1985; Versão portuguesa de Fernandes & McIntyre, 2005) e o HADS (Zigmond & Snaith, 1983; versão portuguesa de McIntyre, Araújo-Soares, Gouveia & Silva, 1999).

No estudo piloto de Fernandes (2009) foi realizado a tradução da escala para a língua portuguesa, bem com a retroversão e análise semântica dos itens.

Após a recolha dos dados, estes foram lançados numa base de dados informática e processados pelo programa estatístico SPSS (*Statistical Package for Social Sciences* – versão 23.0). Os dados relativos à caracterização da amostra, foram obtidos a partir da estatística descritiva. De seguida, foi analisada a normalidade da distribuição das variáveis através do teste de *Kolmogorov-Smirnov* e *Shapiro-Wilk*, assim como a determinação da assimetria e curtose das distribuições, no qual apenas o BFS apresentava uma distribuição normal. Assim sendo, para analisar a correlação entre os instrumentos recorreu-se à estatística não paramétrica, uma vez que os parâmetros de normalidade da distribuição não se encontravam respeitados para todas as escalas.

No que concerne à fidelidade utilizou-se o alfa de *Cronbach*. Do que diz respeito à validade, para além da análise fatorial, avaliou-se a validade convergente bem como a validade discriminante.

Medidas

1- Questionário Sociodemográfico

O questionário sociodemográfico teve por objetivo a recolha de informação relativa às variáveis demográficas e socioculturais das pacientes, bem como informação acerca da sua situação clínica. Os diversos itens que compõem o questionário referem-se à idade, profissão, ao número de anos de escolaridade, estado civil, local de residência e estatuto

de emprego. No que se refere aos dados clínicos, foram registados: data da cirurgia, tipo de cirurgia, estágio da doença, estatuto dos gânglios linfáticos na altura do diagnóstico, fase da menopausa, tratamentos a que foi submetido no passado e tipo de tratamento a que está a ser submetido atualmente.

2- *Life orientation Test-Revised (LOT-R)*

O LOT-R tem como objetivo avaliar o otimismo disposicional como característica estável. Foi adaptado para a população portuguesa por Faria (1998). O LOT-R é constituído por 10 itens, sendo que 6 itens são indicadores de otimismo (itens 1,3,4,7,9 e 10), três vão numa direção positiva e os restantes numa direção negativa. Os itens 3,7 e 9 são reversos e quatro itens não são cotados (itens 2,5,6 e 8), funcionando como distratores. O instrumento apresenta-se em formato tipo *Likert*, com 5 opções de resposta, nomeadamente, (0) Discordo muito, (1) Discordo um pouco, (2) Não concordo nem discordo, (3) Concordo um pouco, e (4) Concordo muito. A cotação varia de 0 a 4 pontos para cada item, sendo que a nota mínima é 0 e a máxima 24.

No estudo de Scheier, Carver e Bridges (1994), relativamente à consistência interna, o coeficiente de alfa de *Cronbach* foi de .78, indicando uma fidelidade aceitável. No que concerne à fidelidade teste-reteste os autores mencionam uma correlação aceitável para 4 meses ($r = .68$), 12 meses ($r = .60$), 24 meses ($r = .56$) e 28 meses ($r = .79$), estas correlações apontam que o LOT-R exibe estabilidade temporal a curto e longo prazo. Os mesmos autores encontraram um fator a que chamaram “otimismo” e que explicava 48.1% do total da variância.

O LOT-R foi adaptado para a população portuguesa por Faria (1998), no qual foi utilizado duas amostras: A1 ($N = 132$) constituía por alunos no Ensino Superior e A2 ($N = 790$) constituída por alunos do Ensino Superior e população em geral. Com base na análise dos itens, a autora verificou que o item 3 “Se alguma coisa de errado tiver que acontecer comigo, acontecerá de certeza” não era um bom item, uma vez que se correlacionava abaixo de .20 com a nota global de ($r = .17$), afetando negativamente o alfa de *Cronbach*, eliminando o item. Deste modo, no que concerne à consistência interna, o coeficiente de alfa de *Cronbach* de .70 para o total da escala, indicando uma fidelidade aceitável. Relativamente à fidelidade teste-reteste, para um período de 1 mês e meio, as correlações de Pearson eram de .55, revelando alguma estabilidade temporal a curto prazo. No que diz respeito à validade do instrumento, utilizando uma análise fatorial, os

resultados apenas revelaram 1 fator representando o otimismo, que explica 45.87% da variância, e de acordo com a autora, todos os itens foram representados neste fator.

No estudo de Fernandes (2009), verificou-se que o item 3 apresentava uma correlação com o total da escala muito baixa (.08), não sendo considerado um bom item e, se eliminado o alfa de *Cronbach* aumenta para .85, à semelhança do estudo de Faria (1998). Após a eliminação do item 3, o coeficiente de consistência interna, na versão de 5 itens, foi de .85, indicando elevada fidelidade. Neste mesmo estudo (Fernandes, 2009) a validade de constructo foi determinada através de análise fatorial, tendo sido identificado um único fator que explica 62.32% da variância, para uma solução de 5 itens (sem o item 3), e 52.08% numa solução de 6 itens.

2.1 Características psicométricas na amostra em estudo

Para este estudo utilizou-se uma versão experimental traduzida por Fernandes e McIntyre (2005), esta versão inclui os 10 itens da versão original, contudo para avaliar a otimismo apenas são utilizados os itens que se encontram na Tabela 2. No sentido de avaliar a consistência interna da escala, foi calculado o alfa de *Cronbach*.

Tabela 2. Resultados da análise de consistência interna do LOT -R (N = 94)

Itens	Correlação do item com o total da escala (corrigido)	Alfa se o item for eliminado
1. Em alturas difíceis, geralmente espero o melhor	.56	.696
3. Se algo de mal me puder acontecer, acontecerá	.07	.815
4. Sou sempre otimista acerca do meu futuro	.56	.696
7. Quase nunca espero que as coisas corram a meu favor	.62	.676
9. Raramente espero que as coisas boas me aconteçam	.64	.668
10. Em geral, espero que me aconteçam mais coisas boas do que coisas más	.54	.704

Alfa de *Cronbach* = .75

Como já mencionado anteriormente, 4 dos itens não são cotados (2, 5, 6 e 8). Verificou-se que o item 3 apresenta uma correlação com o total da escala muito baixa (.07), o que significa que o item 3 não é um bom item. Este resultado é semelhante ao do estudo de Faria, embora o item tenha uma apresentação diferente. Se este item for eliminado o Alfa de *Cronbach* aumenta para .82.

Assim, ao observarmos as correlações obtidas entre cada item e a nota global da escala (Tabela 1 e Tabela 2), vemos que estas variam entre .07 e .64 (quando o item 3 é mantido) e entre .56 e .67 (quando retiramos o item 3). Como este item também não apresenta carga fatorial adequada no estudo de validade efetuado (Tabela 3), optou-se pela sua eliminação. Assim, o coeficiente de consistência interna do LOT-R, na sua versão de 5 itens, versão utilizada neste estudo, foi de .82, o que indica elevada fidelidade.

Tabela 3. Resultados da análise de consistência interna do LOT -R (sem o item 3) (N = 94)

Itens	Correlação do item com o total da escala (corrigido)	Alfa se o item for eliminado
1. Em alturas difíceis, geralmente espero o melhor	.57	.789
4. Sou sempre otimista acerca do meu futuro	.58	.787
7. Quase nunca espero que as coisas corram a meu favor	.67	.759
9. Raramente espero que as coisas boas me aconteçam	.65	.764
10. Em geral, espero que me aconteçam mais coisas boas do que coisas más	.56	.793

Alfa de *Cronbach* = .82

No que diz respeito à análise fatorial, a análise dos valores obtidos pelo KMO (.800) e pelo TEB (146,196; $p = .000$) confirmam os critérios psicométricos para a realização da análise fatorial. A solução de 1 fator, proposta pelos autores da escala, explica 57.57% da variância. Todos os itens ficaram representados nesta dimensão.

Tabela 9. Estrutura fatorial do LOT-R (N = 94)

Itens	Componente e Carga Fatorial
7. Quase nunca espero que as coisas corram a meu favor	.280
9. Raramente espero que as coisas boas me aconteçam	.277
4. Sou sempre otimista acerca do meu futuro	.256
1. Em alturas difíceis, geralmente espero o melhor	.254
10. Em alturas difíceis, geralmente espero o melhor	.250
Eigenvalue	2.88
Total da variância explicado	57.57%

3- HADS

O HADS tem como objetivo avaliar a depressão e a ansiedade de uma forma breve. A escala é composta por duas sub-escalas, uma sub-escala de ansiedade e uma sub-escala de depressão, ambas compostas por itens. De acordo com Zigmond e Snaith (1983), a primeira subescala permite avaliar o estado de ansiedade generalizado, enquanto que a segunda sub-escala permite avaliar a anedonia (Zigmond & Snaith, R. 1983). É uma escala tipo *Likert*, variando de 0 a 3, no qual os valores mais elevados revelam maior *distress* psicológico, em que o paciente deve selecionar a opção que corresponde à forma como o paciente se sentiu na última semana, a pontuação de cada subescala varia de 0 a 21, quanto maior a pontuação, maiores são os níveis de ansiedade e depressão. Zigmond e Snaith (1994) consideraram que valores inferiores a 8 são indicadores de ausência de ansiedade ou de depressão. No que concerne ao grau de severidade os autores mencionam a seguinte classificação, quer para a ansiedade quer para a depressão: valores entre 0-7 “normal”, 8-10 “leve”, 11-15 “moderada” e, 16-21 “grave”. Segundo estes autores, a escala também pode ser cotada na sua totalidade, permitindo obter um índice de perturbação emocional.

No estudo de Fernandes (2009), com o intuito de avaliar a consistência interna, o alfa de *Cronbach* foi calculado separadamente para as sub-escalas de ansiedade e depressão e para o total. Para as sub-escalas de ansiedade e depressão os valores de alfa de *Cronbach* foram de .75 e .81 respetivamente, e de .86 para o total da escala, revelando uma elevada consistência interna. A análise das correlações dos itens da ansiedade com o total da escala (sem o item 3), indicou que os itens apresentaram correlações entre .31 e .60. A análise das correlações dos itens da depressão com o total da escala, revelou que os itens apresentam uma correlação acima de .51, variando entre .51 e .60. A análise das correlações para o HADS total indicou que os itens apresentam correlações acima de .31 com o total da escala, variando dos .31 aos .65. A fidelidade teste-reteste foi testada através das correlações de *Pearson* nos vários momentos da avaliação, tanto no período de um mês como aos 4 meses após a cirurgia, as sub-escalas e o total do HADS apresentam uma boa estabilidade temporal, com correlações acima de .50. As correlações observadas entre as sub-escalas e o total do HADS foram elevadas $r = .89$ para a sub-escala de ansiedade e $r = .90$ para a sub-escala de depressão. As duas sub-escalas apresentam uma correlação moderada ($r = .61$; $p < .01$).

3.1 Características Psicométricas na amostra em estudo

Na nossa amostra de 94 pacientes com cancro da mama e, no sentido de avaliar a consistência interna da escala, foi calculado o alfa de *Cronbach*, separadamente para as sub-escalas de ansiedade e depressão e para o total. Na tabela 4, 5 e 6 são apresentados, respetivamente, os coeficientes de consistência interna de *Cronbach* do HADS, para a sub-escala de ansiedade, depressão e HADS total.

Tabela 4. Resultados da análise de consistência interna do HADS (Ansiedade)
(N= 94)

Itens	Correlação do item com o total da escala (corrigido)	Alfa se o item for eliminado
1. Sinto-me tenso	.61	.809
3. Tenho uma sensação de medo, como se algo estivesse para acontecer	.65	.803
5. Tenho preocupações que me passam pela cabeça	.65	.804
7. Posso sentar-me à vontade e sentir-me relaxado	.48	.829
9. Sinto uma espécie de medo como se tivesse um aperto no estômago	.66	.801
11. Sinto-me inquieto como se tivesse que estar a andar de um lado para o outro	.53	.824
13. Tenho sentimentos súbitos de pânico	.57	.819

Alfa de *Cronbach* = .84

A análise das correlações dos itens da ansiedade com o total da escala revelou que os itens apresentam correlações entre .48 e .66. O valor do alfa de *Cronbach* foi de .84, indicando uma elevada inconsistência interna

Tabela 5. Resultados da análise de consistência interna do HADS (Depressão)
(N = 94)

Itens	Correlação do item com o total da escala (corrigido)	Alfa se o item for eliminado
2. Ainda gosto das coisas de que costumava gostar	.56	.76
4. Consigo ver-me e ver o lado divertido das coisas	.73	.73
6. Sinto-me alegre	.65	.74
8. Sinto-me mais lento ou vagaroso	.35	.80
10. Perdi o interesse pela minha aparência	.52	.77
12. Antecipo as coisas com satisfação	.43	.79
14. Consigo apreciar um bom livro, um programa de televisão ou de rádio	.48	.77

Alfa de *Cronbach* = .80

Para a sub-escala de depressão encontrou um valor de .80 para o alfa de *Cronbach*, o que revela uma elevada consistência interna, nas correlações dos itens com o total da escala, os valores obtidos situam-se acima de .35, variando entre .35 e .73.

Tabela 6. Resultados da análise de consistência interna do HADS (Total) (N = 94)

Itens	Correlação do item com o total da escala (corrigido)	Alfa se o item for eliminado
1. Sinto-me tenso	.48	.88
2. Ainda gosto das coisas de que costumava gostar	.64	.87
3. Tenho uma sensação de medo, como se algo estivesse para acontecer	.65	.87
4. Consigo ver-me e ver o lado divertido das coisas	.47	.88
5. Tenho preocupações que me passam pela cabeça	.48	.88
6. Sinto-me alegre	.46	.88
7. Posso sentar-me à vontade e sentir-me relaxado	.53	.88
8. Sinto-me mais lento ou vagaroso	.60	.87
9. Sinto uma espécie de medo como se tivesse um aperto no estômago	.60	.87
10. Perdi o interesse pela minha aparência	.65	.87
11. Sinto-me inquieto como se tivesse que estar a andar de um lado para o outro	.56	.88
12. Antecipo as coisas com satisfação	.65	.87
13. Tenho sentimentos súbitos de pânico	.48	.88
14. Consigo apreciar um bom livro, um programa de televisão ou de rádio	.59	.88

Alfa de *Cronbach* = .88

A análise das correlações para o HADS total revela que os itens apresentam correlações acima de .46 com o total da escala, variando dos .46 aos .65. O valor do alfa de *Cronbach* foi de .88, indicando uma elevada inconsistência interna.

4. Benefit Finding Scale

O Benefit Finding Scale foi adaptado da Escala de Contribuições Positivas de Behr (1992), usada com pais de crianças deficientes (Behr et. al., 1992, cit. por Gudenkauf, 2013), e posteriormente validado após a administração numa amostra independente de mulheres com cancro da mama num estágio inicial (Antoni, et. al., 2001; Tomich & Helgeson, 2004).

4.1 Caracterização do instrumento

Trata-se de uma escala tipo Lickert, com cinco opções de resposta, sendo que (1) é “discordo totalmente”, (2) “discordo um pouco”, (3) “Concordo Moderadamente”, (4) “concordo um pouco”, (5) “concordo totalmente”. As participantes têm ainda a opção de não responder. Deste modo, todos os itens que compõem o instrumento são aplicáveis a qualquer mulher (Gudenkauf, 2013).

A escala tem como objetivo avaliar os benefícios percebidos por doentes com cancro da mama a diferentes níveis. Cada item começa com a afirmação “Ter cancro da mama...” e termina com potenciais benefícios que a doença desencadeou, relacionados com objetivos de carreira, relações sociais e familiares, autocontrolo, espiritualidade, prioridades de vida e capacidade de aceitar as circunstâncias (Tomich & Helgeson, 2004). Como por exemplo: “Ter cancro da mama, fez com que a minha família ficasse mais unida”.

4.2 Cotação

A pontuação total do BFS varia entre 17 e 85, no qual pontuações mais elevadas revelam maior grau de benefício percebidos da doença. Não foi definido nenhum ponto de corte (Pascoe & Edvardsson, 2015).

4.3 Caracterização psicométrica

No estudo levado a cabo por Antoni e colaboradores (2001), numa amostra de 100 mulheres com cancro da mama, recentemente diagnosticadas e a receber tratamento, os autores encontraram um alfa de *Cronbach* de .95, para os benefícios percebidos. No estudo de Urcuyo e colaboradores (2005), realizado com 230 mulheres com cancro da mama na fase inicial, os autores encontraram um valor de alfa de .91, para uma média total da amostra de 36.58 e um desvio padrão de 10.66. Os mesmos autores realizaram uma análise fatorial com o intuito de avaliar a estrutura dos 17 itens, e tal como Tomich & Helgeson (2004), extraíram 4 fatores, concluindo que a medida pode ser tratada como unitária.

Tomich e Hergeson (2004), após uma análise fatorial, reduziram os itens da escala para 17 retirando aqueles que eram redundantes, referidos como confusos ou ainda aqueles que eram deixados sem resposta por um número significativo de sujeitos (Tomich & Helgeson, 2004). Após a análise fatorial para explorar a estrutura da resposta dos 17 itens, os autores extraíram 4 fatores, porém, consideraram que a escala pode ser tratada como uma medida unidimensional.

No estudo conduzido por Boyers e colaboradores (2000), no qual avaliaram a validade convergente e discriminante, perceberam que os benefícios percebidos se correlacionavam positivamente com o otimismo ($r = .23$) avaliado através do LOT-R e inversamente com o distress ($r = -.25$) avaliado através do POMS (Profile of Mood States) e CES-D (Self Reported Depression Scale).

No que concerne à estabilidade temporal, de acordo com os resultados obtidos por Antoni e colaboradores (2001), constatou-se que os benefícios percebidos são relativamente estáveis ao longo do tempo. Assim sendo, entre a primeira avaliação e após a cirurgia, a correlação encontrada foi de .75, com o follow-up aos 3 meses, a correlação foi de .91, e por último, com o follow-up aos 9 meses foi de .87.

Segundo o estudo de Fernandes (2009), com uma amostra de 68 mulheres portuguesas ($N = 68$) diagnosticadas com cancro da mama, foi possível identificar algumas características psicométricas da escala. Relativamente à distribuição normal, os resultados do teste K-S e a análise dos valores de curtose indicam que a distribuição é suficientemente próxima da distribuição normal $D(65) = .06, p = .20$. No que diz respeito à consistência interna, foi encontrado um valor de alfa de .90, à semelhança dos valores encontrados por outros autores (e.g. Antoni et al., 2001; Urcuyo et al., 2005).

Não foi possível analisar a validade de constructo da escala uma vez que a amostra era muito reduzida. A fidelidade teste-reteste foi avaliada com 5 meses de intervalo e os resultados da correlação de *Pearson* entre estes dois momentos, indicaram uma elevada estabilidade temporal, com uma correlação de .93 (Fernandes, 2009).

Resultados

Estudos de Fidelidade

A consistência interna procura assegurar a concordância entre os diferentes itens que pretendem medir aspetos distintos de um conceito. Um coeficiente alfa maior que 0.7 foi considerado satisfatório.

Consistência Interna

Para analisar a fidelidade, avaliou-se a consistência interna, encontrou-se um valor de alfa igual a .92, muito semelhante aos valores encontrados por outros autores

(e.g. Antoni et al., 2001; Urcuyo et al., 2005, Fernandes, 2009), todos os itens apresentam correlações acima de .52 com o total da escala, variando entre .52 e .69, o que revela uma elevada consistência interna deste instrumento (Tabela 7).

Devido a limitações de tempo, não foi possível avaliar a estabilidade através do teste-reteste.

Tabela 7. Resultados da análise de consistência interna do BFS (N = 94)

Itens	Correlação do item com o total da escala (corrigido)	Alfa se o item for eliminado
1. levou-me a aceitar melhor as coisas	.61	.914
2. ensinou-me a adaptar-me às coisas que não posso mudar	.64	.913
3. ajudou-me a aceitar as coisas como elas são	.56	.915
4. fez com que a minha família ficasse mais unida.	.57	.915
5. ornou-me mais atento às questões familiares	.58	.915
6. ensinou-me que todas as pessoa tem um propósito na vida	.56	.915
7. mostrou-me que todas as pessoas precisam de ser amadas.	.68	.912
8. fez-me reconhecer a importância de planejar o futuro da minha família.	.52	.916
9. tornou-me mais consciente e preocupada como futuro de todos os seres humanos	.56	.915
10. ensinou-me a ser paciente.	.56	.915
11. ensinou-me a lidar melhor com o stresse e com os problemas.	.63	.913
12. fez-me conhecer pessoas, que se tornaram algumas nas minhas melhores amigas	.61	.914
13. contribuiu para o meu crescimento emocional e espiritual.	.66	.912
14. tornou-me mais consciente do amor e apoio que as outras pessoas me dão.	.62	.914
15. ajudou-me a perceber quem são os meus verdadeiros amigos.	.67	.912
16. ajudou-me a dar mais importância às prioridades, com um sentido mais profundo de propósito na vida.	.69	.912
17. ajudou-me a ser uma pessoa mais forte, mais capaz de lidar eficazmente com os desafios futuros que a vida me trazer.	.59	.914

Alfa de Cronbach = .92

Estudos de Validade

1. Validade de constructo – Análise fatorial

A validade é um dos elementos mais importantes para avaliar a qualidade de um instrumento, uma vez que um teste é considerado válido se conseguir traduzir corretamente grandeza que pretende medir.

A análise fatorial constitui uma das formas de testar a validade de constructo e diz respeito ao grau de precisão com que o instrumento mede realmente aquilo que pretende medir.

Para estudar a validade de constructo, recorreu-se à análise fatorial conforme sugerido por Boyers, Carver, e Antoni (2000) assumindo que a escala pode ser analisada como uma medida unifatorial. Antes de se realizar a análise fatorial, procedeu-se à análise do Teste de *Kaiser-Meyer-Olkin* e do Teste de Esfericidade de *Bartlett*, para verificar se as características dos dados seriam adequadas para se proceder a uma análise fatorial.

1.1 Análise Fatorial do BFS

A análise dos valores obtidos pelo KMO (.870) e pelo TEB (866,215; $p = .000$) confirmam os critérios psicométricos para a realização da análise fatorial. A solução de 1 fator, proposta pelos autores da escala, explica 43.97% da variância. Todos os itens ficaram representados nesta dimensão, tal como é proposto pelos autores da escala original.

Tabela 8. Estrutura fatorial do BFS (N = 94)

Itens	Componente e Carga Fatorial
16. ajudou-me a dar mais importância às prioridades, com um sentido mais profundo de propósito na vida.	.741
7. mostrou-me que todas as pessoas precisam de ser amadas.	.726
15. ajudou-me a perceber quem são os meus verdadeiros amigos.	.720
13. contribuiu para o meu crescimento emocional e espiritual.	.715
2. ensinou-me a adaptar-me às coisas que não posso mudar	.709
11. ensinou-me a lidar melhor com o stresse e com os problemas.	.687
1. levou-me a aceitar melhor as coisas	.678
14. tornou-me mais consciente do amor e apoio que as outras pessoas me dão.	.669
12. fez-me conhecer pessoas, que se tornaram algumas nas minhas melhores amigas	.661
17. ajudou-me a ser uma pessoa mais forte, mais capaz de lidar eficazmente com os desafios futuros que a vida me trouxe.	.658

3. ajudou-me a aceitar as coisas como elas são	.634
5. ornou-me mais atento às questões familiares	.625
4. fez com que a minha família ficasse mais unida.	.618
10. ensinou-me a ser paciente.	.617
6. ensinou-me que todas as pessoa tem um propósito na vida	.616
9. tornou-me mais consciente e preocupada como futuro de todos os seres humanos	.602
8. fez-me reconhecer a importância de planear o futuro da minha família.	.565
Eigenvalue	7.47
Total da variância explicado	43.97%

2. Análise da validade convergente e discriminante

Para que um teste tenha validade convergente, este deve ter uma correlação alta com um teste que mede um constructo teoricamente relacionado ao que o teste mede. Contrariamente à validade discriminante, no qual é necessário que não haja correlação entre diferentes medidas

De modo a determinar a validade convergente e discriminante procedeu-se à análise das pontuações dos itens através do teste de correlação de Spearman.

2.1 Validade Convergente

A validade convergente foi avaliada através da relação entre o LOT-R e o BFS, que supõem a existência de uma associação estatisticamente significativa entre o otimismo disposicional e os benefícios percebidos.

Ao contrário daquilo que era esperado, na nossa amostra, não foi encontrado uma correlação estatisticamente significativa entre o otimismo e os benefícios percebidos ($r(94) = .095$, $p = .361$).

2.2 Validade Discriminante

A validade discriminante foi avaliada através da relação entre o HADS e o BFS, ou seja, a relação entre os benefícios percebidos e a ansiedade e depressão, no qual é esperado que se encontrem valores de corelação reduzidos ou não significativos.

A correlação obtida não foi estatisticamente significativa ($r = -.065$, $p = .534$). este resultado, tal como era esperado. Ao avaliar a validade discriminante das sub-escalas do

HADS continua a não existir correlação, tanto para a ansiedade ($r = .027$, $p = .799$) como para a depressão ($r = -.159$, $p = .127$).

Conclusão

Como já referido anteriormente, a fiabilidade da escala dos Benefícios Percebidos foi avaliada através da consistência interna do instrumento. Ao nível da fidelidade, o estudo das características psicométricas da versão portuguesa do BFS vai de encontro com o reportado pelos autores da escala original, uma vez que obteve-se um resultado de consistência interna muito elevado, com um alfa de *Cronbach* de .92 (sendo o alfa de *Cronbach* da escala original de .91) e todos os itens apresentam correlações acima de .52 com o total da escala, variando entre .52 e .69. Posto isto, podemos concluir que a Escala dos Benefícios Percebidos é fiável, ou seja, é precisa no método no seu método de medição.

Para testar a validade do BFS, foi avaliado a análise fatorial dos itens, a validade convergente e a validade discriminante, para que a escala fosse considerada válida esta teria que traduzir de forma correta a grandeza que pretendia medir, isto é, os benefícios percebidos. No que diz respeito à análise fatorial dos itens do BFS, os resultados revelaram um fator representando os benefícios percebidos, que explica 43.97% de variância, tendo todos os itens ficarem representados nesta dimensão, tal como referido pelos autores da escala original.

No que diz respeito à relação dos benefícios percebidos com o otimismo e, contrariamente aquilo que era esperado e aos resultados obtidos por outros autores (e.g. Urcuyo, Boyers, Carver & Antoni, 2005) que também avaliaram o otimismo com a mesma medida, este não se correlacionou com os benefícios percebidos ($r = .095$, $p = .361$). Por exemplo, Boyers (2000) obteve uma correlação entre o otimismo e os benefícios percebidos (validade convergente) de $r = .23$. Este resultado pode ser explicado pelo facto de a amostra ter um tamanho reduzido. Relativamente à validade discriminante a correlação obtida não foi estatisticamente significativa, ou seja, os benefícios percebidos não se correlacionam com a ansiedade e com a depressão, tal como os resultados obtidos por Boyers e colaboradores (2000), embora com medidas diferentes (POMS e CES-D).

Estes resultados ainda não são suficientes para validar a Escala de Benefícios Percebidos para a população Portugal, sendo por isso importante abordar algumas

limitações do presente estudo, e sugestões para estudos futuros no âmbito da validação da Escala dos Benefícios Percebidos, entre os quais, o reduzido tamanho da amostra, que poderá ter influenciado o resultado de alguns testes, nomeadamente a validade convergente, assim como, limitações de tempo impossibilitaram avaliar a estabilidade temporal da escala através do teste-reteste.

Referências

- Affleck, G., & Tennen, H. (1996). Construing benefits from adversity: Adaptational significance and dispositional underpinnings. *Journal of personality*, 64(4), 899-922.
- Antoni, M. H., Lehman, J. M., Kilbourn, K. M., Boyers, A. E., Culver, J. L., Alferi, S. M., ... & Price, A. A. (2001). *Cognitive-behavioral stress management intervention decreases the prevalence of depression and enhances benefit finding among women under treatment for early-stage breast cancer. Health psychology*, 20(1), 20.
- Burgess, C., Cornelius, V., Love, S., Graham, J., Richards, M., & Ramirez, A. (2005). *Depression and anxiety in women with early breast cancer: Five years observational cohort study. BMJ*, 702-705.
- Bussell, V. A., & Naus, M. J. (2010). A longitudinal investigation of coping and posttraumatic growth in breast cancer survivors. *Journal of psychosocial oncology*, 28(1), 61-78.
- Carver, C. S., & Antoni, M. H. (2004). Finding benefit in breast cancer during the year after diagnosis predicts better adjustment 5 to 8 years after diagnosis. *Health psychology*, 23(6), 595.
- Carver, C. S., Scheier, M. F., & Segerstrom, S. C. (2010). Optimism. *Clinical Psychology Review*, 30, 879-889.
- Davis, C.G., Nolen-Hoeksema, S., & Larson, J. (1998). Making sense of loss and benefiting from the experience: Two construals of meaning. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75, 561-574.
- Direção Geral de Saúde (2017). Portugal, Doença Oncológica em Números 2017. Retirado a 8 de Janeiro de 2019, de <https://www.dgs.pt/portal-da-estatistica-da-saude/diretorio-de-informacao/diretorio-de-informacao/por-nivel-de-informacao.aspx>.
- Fernandes, S. M. R. (2009). Preditores psicossociais do ajustamento à doença e tratamento em mulheres com cancro na mama: o papel do estado emocional, das representações.

- Gudenkauf, L. M. (2013). Benefit Finding in Women with Breast Cancer: Assessment and Relations with Cortisol.
- Hack, T. F., & Degner, L. F. (2004). Coping responses following breast cancer diagnosis predict psychological adjustment three years later. *Psycho-Oncology: Journal of the Psychological, Social and Behavioral Dimensions of Cancer*, 13(4), 235-247.
- Hewitt, M., Herdman, R., & Holland, J. (Eds.). (2004). *Meeting Psychosocial needs of women with breast cancer*. Washington: The National Academies Press.
- Joseph, S., & Linley, P. A. (2005). Positive adjustment to threatening events: *An organismic valuing theory of growth through adversity*. *Review of general psychology*, 9(3), 262-280.
- Kangas, M. (2013). DSM-5 trauma and stress-related disorders: implications for screening for cancer-related stress. *Frontiers in psychiatry*, 4, 122.
- Lechner, S. C., & Weaver, K. E. (2009). Lessons learned about benefit finding among individuals with cancer or HIV/AIDS.
- Llewellyn, C. D., Horney, D. J., McGurk, M., Weinman, J., Herold, J., Altman, K., & Smith, H. E. (2013). Assessing the psychological predictors of benefit finding in patients with head and neck cancer. *Psycho-oncology*, 22(1), 97-105.
- Park, C. L. (1998). Implications of posttraumatic growth for individuals. In *Posttraumatic growth* (pp. 157-180). Routledge.
- Pascoe, L., & Edvardsson, D. (2015). Psychometric properties and performance of the 17-item Benefit Finding Scale (BFS) in an outpatient population of men with prostate cancer. *European Journal of Oncology Nursing*, 19(2), 169-173.
- Scheier, M.F., & Carver, C.S. (1993). On the power of positive thinking: The benefits of being optimistic: *Current Directions in Psychological Science*, 2, 26-30.
- Scheier, M.F., Carver, C.S. & Bridges, M.W. (1994). Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self esteem): A reevaluation of the Life Orientation Test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 1063-1078.
- Shand, L. K., Cowlshaw, S., Brooker, J. E., Burney, S., & Ricciardelli, L. A. (2015). Correlates of post-traumatic stress symptoms and growth in cancer patients: A systematic review and meta-analysis. *Psycho-Oncology*, 24(6), 624-634.
- Seligman, M. E. (2002). Positive psychology, positive prevention, and positive therapy. *Handbook of positive psychology*, 2(2002), 3-12.

- Somerfield, M. R., & McCrae, R.R. (2000). Stress and coping research: Methodological challenges, theoretical advances, and clinical applications. *American Psychologist*, 55, 183-189.
- Spencer, S. M., Lehman, J. M., Wynings, C., Arena, P., Carver, C. S., Antoni, M. H., ... & Love, N. (1999). Concerns about breast cancer and relations to psychosocial well-being in a multiethnic sample of early-stage patients. *Health Psychology*, 18(2), 159.
- Stanton, A. L., Danoff-Burg, S., Sworowski, L. A., Collins, C. A., Branstetter, A. D., Rodriguez-Hanley, A., ... & Austenfeld, J. L. (2002). Randomized, controlled trial of written emotional expression and benefit finding in breast cancer patients. *Journal of Clinical Oncology*, 20(20), 4160-4168.
- Tomich, P. L., & Helgeson, V. S. (2004). Is finding something good in the bad always good? Benefit finding among women with breast cancer. *Health Psychology*, 23(1), 16.
- Trask, P., & Pearman, T. (2007). Depression. In M. Feuerstein (Ed.), *Handbook of Cancer Survivorship* (pp. 173-189). Bethesda: Springer.
- Urcuyo, K. R., Boyers, A. E., Carver, C. S., & Antoni, M. H. (2005). Finding benefit in breast cancer: Relations with personality, coping, and concurrent well-being. *Psychology & Health*, 20(2), 175-192.
- Vedhara, K., Shanks, N., Wilcock, G., & Lightman, S. L. (2001). Correlates and predictors of self-reported psychological and physical morbidity in chronic caregiver stress. *Journal of Health Psychology*, 6(1), 101-119.
- Weiss, T. (2002). Posttraumatic growth in women with breast cancer and their husbands: An intersubjective validation study. *Journal of Psychosocial Oncology*, 20(2), 65-80.
- Zigmond, A. S., & Snaith, R. P. (1983). The hospital anxiety and depression scale. *Acta psychiatrica scandinavica*, 67(6), 361-370.

