

**LILIANE DIAS ARAÚJO**

***UTRECHT GRIEF RUMINATION SCALE (UGRS):***  
**CONTRIBUTOS PARA O ESTUDO PSICOMÉTRICO**  
**DE VALIDAÇÃO DA VERSÃO PORTUGUESA**

**Orientadora: Prof<sup>ª</sup>. Doutora Ana Paula de Oliveira Paulino**

**Co-Orientadora: Prof<sup>ª</sup>. Doutora Sara Magalhães Pinto de Albuquerque**

**Universidade Lusófona**  
**Escola de Psicologia e Ciências da Vida**

**Lisboa**

**2022**

**LILIANE DIAS ARAÚJO**

***UTRECHT GRIEF RUMINATION SCALE (UGRS):***  
**CONTRIBUTOS PARA O ESTUDO PSICOMÉTRICO**  
**DE VALIDAÇÃO DA VERSÃO PORTUGUESA**

Dissertação defendida em provas públicas para a obtenção do Grau de Mestre em Psicologia Clínica e da Saúde no Curso de Mestrado de Psicologia Clínica e da Saúde, conferido pela Universidade Lusófona, no dia 8 de fevereiro de 2023 perante o júri nomeado pelo seguinte Despacho de Nomeação nº 370/2022, de 7 de novembro de 2022, com a seguinte composição:

Presidente: Prof<sup>a</sup>. Doutora Isabel Santos

Arguente: Prof. Doutor Miguel Barbosa (Faculdade de Psicologia da Universidade de Lisboa)

Orientador: Prof<sup>a</sup>. Doutora Ana Paula Paulino

Co-orientador: Prof<sup>a</sup>. Doutora Sara Albuquerque.

**Universidade Lusófona**  
**Escola de Psicologia e Ciências da Vida**

**Lisboa**

**2022**

## **Agradecimentos**

A presente dissertação de mestrado marca o fim de uma jornada extremamente desafiante e enriquecedora. Foram várias as pessoas que contribuíram para o meu desenvolvimento profissional e pessoal através da partilha de conhecimento, de orientação e suporte, queria como tal aproveitar para expressar a minha profunda gratidão.

Primeiramente, queria expressar o meu profundo agradecimento à minha orientadora Professora Doutora Paula Paulino e à minha coorientadora Professora Doutora Sara Albuquerque, que me acompanharam ao longo deste processo. Queria expressar o meu apreço por toda a orientação, sugestões construtivas, pela atenção a todos os detalhes, pelos reforços positivos constantes e pelo apoio incansável. Sou muito grata por ter tido a oportunidade de realizar este projeto sob a vossa orientação, obrigada por serem uma fonte de inspiração para a pesquisa de mais informação sobre a temática em estudo e para o desenvolvimento de conhecimento na área de investigação.

Aos meus colegas de seminário de dissertação, muito obrigada pela partilha de informação, pelo esclarecimento de dúvidas, e principalmente pelo espírito de entreaajuda.

Queria deixar um agradecimento especial à Bárbara, uma colega e amiga com quem partilhei todo o meu percurso académico, e que foi um apoio incansável. Obrigada pela partilha de informação, por todos os conselhos, e pela ajuda na procura de soluções. Sou grata pela nossa amizade ao longo destes anos, por me inspirares a dar o meu melhor e por acreditares em mim.

A todos os participantes deste estudo, o meu sincero e profundo agradecimento. Sem a vossa colaboração este estudo não seria possível.

Aos meus dois irmãos e à Cláudia, obrigada por me ajudarem sempre a lutar pelos meus objetivos, por serem uma inspiração para mim, por me ajudarem a ultrapassar os meus medos, e pelos sorrisos e gargalhadas que partilhamos juntos.

Por fim, queria expressar o meu eterno agradecimento aos meus pais, pelo apoio fundamental nos momentos mais difíceis, por acreditarem nas minhas capacidades, mesmo quando eu duvidei delas. Obrigada pelo amor incondicional, pelo vosso suporte e presença na minha vida.

## Resumo

A ruminação no luto é um processo cognitivo caracterizado por pensamentos recorrentes, repetitivos e focados no *self* sobre as causas, consequências e emoções relacionadas à perda. Este tipo de ruminação é um fator de risco transdiagnóstico para várias perturbações psicológicas, nomeadamente ansiedade, depressão e luto prolongado. O objetivo deste estudo consistiu em analisar as propriedades psicométricas da versão Portuguesa da *Utrecht Grief Rumination Scale* (UGRS).

A amostra é constituída por 242 participantes adultos enlutados com nacionalidade portuguesa ( $M_{idade} = 37.68$ ;  $DP = 12.08$ ) e 81.8% são do sexo feminino. As Análises Fatoriais Confirmatórias demonstraram que o modelo hierárquico de cinco fatores de segunda ordem revelou um melhor ajustamento aos dados. A validade convergente e divergente foi analisada através da Variância Extraída Média, da Variância Média Partilhada e da Variância Máxima Partilhada. A validade de critério concorrente foi investigada através da análise das associações entre ruminação no luto e medidas de stress pós-traumático, luto prolongado, ansiedade e depressão. Através do Ómega de *McDonald* e do Alfa de *Cronbach* foi verificada adequada fiabilidade de todas as dimensões da escala. A UGRS revelou propriedades psicométricas aceitáveis destacando-se como um instrumento válido para a prática e investigação em psicologia na área do luto.

**Palavras-Chave:** Ruminação, Luto, *Grief Rumination Scale*, Propriedades psicométricas, Validação

## **Abstract**

Grief rumination is a cognitive process characterized by recurring, repetitive, self-focused thoughts about the causes and consequences of loss, and loss-related emotions. This type of rumination is a transdiagnostic risk factor for a variety of mental disorders, such as anxiety, depression and prolonged grief. The aim of this study was to analyze the psychometric properties of the portuguese version of the Utrecht Grief Rumination Scale (UGRS).

The sample consists of 242 bereaved adults participants with Portuguese nationality ( $M_{age} = 37.68$ ;  $SD = 12.08$ ), and 81.8% are female. Confirmatory Factor Analysis showed that the second-order five-factor hierarchical model showed a better fit to the data. Convergent and divergent validity were analyzed using the Average Variance Extracted, the Average Shared Variance and the Maximum Shared Variance. Test-criterion validity was investigated by analyzing associations between grief rumination and measures of posttraumatic stress, prolonged grief, anxiety, and depression. Using McDonald's Omega and Cronbach's Alpha, all subscales showed adequate reliability. The UGRS showed acceptable psychometric properties standing out as a valid instrument for practice and research in psychology in the area of bereavement.

**Keywords:** Rumination, Grief, Grief Rumination Scale, Psychometric proprieties, Validation

## **Lista de abreviaturas, siglas e símbolos**

AIC - *Aikaike Information Criterion*

BSI - *Brief Symptom Inventory*

cf. - Conferir

CFI - *Comparative Fit Index*

$\chi^2$  - *Chi square*

$\alpha$  – Coeficiente Alfa de *Cronbach*

*df* – *Degrees of freedom*

DP – Desvio Padrão

e.g. – Por exemplo

et al. – Entre outros

GFI - *Goodness of Fit Index*

i.e. – Isto é

IES-6 - *Impact of Event Scale – 6*

IES-R - *Impact of Event Scale – Revised*

IM – Índice de Modificação

LP – Luto Prolongado

M - Média

N – Amostra total

n – Número de casos

$\omega_t$  - Ómega de *McDonald* (total)

% - Percentagem

PG-13 - *Prolonged Grief Disorder Scale– 13*

PLP - Perturbação de Luto Prolongado

pp. – Páginas

PSPT- Perturbação de Stress Pós-traumático

$r_{mi}$  – Correlação média inter-item

RMSEA - *Root Mean Square error of approximation*

$r_{it}$  – Correlação item-total

TLI - *Tucker Lewis Index*

UGRS – *Utrecht Grief Rumination Scale*

VEM – Variância Extraída Média

VMaxP - Variância Máxima Partilhada

Liliane Dias Araújo, *UTRECHT GRIEF RUMINATION SCALE* (UGRS): Contributos para o estudo psicométrico de validação da versão portuguesa

VMP - Variância Média Partilhada

## Índice Geral

Introdução.....	12
Ruminação: conceptualização e caraterização.....	12
Avaliação da ruminação no contexto do luto.....	13
Contributos e objetivo do estudo .....	14
Método.....	16
Design do Estudo .....	16
Amostra.....	16
Procedimento .....	19
Medidas e Instrumentos .....	21
I. <i>Questionário de Informação Sociodemográfica</i> .....	22
II. <i>Impact of Event Scale – 6 (IES-6; Thoresen et al., 2010)</i> .....	22
III. <i>Prolonged Grief Disorder Scale – 13 (PG-13; Delalibera et al. 2011; Prigerson et al., 2007)</i> .....	22
IV. <i>Utrecht Grief Rumination Scale (UGRS; Eisma et al., 2012)</i> .....	23
V. <i>Inventário de Sintomas psicopatológicos (BSI; Canavarro, 1999)</i> .....	24
Preparação de dados e Análise Estatística .....	24
Resultados.....	27
Estatística Descritiva.....	27
Análise Fatorial Confirmatória .....	28
Validade Convergente e Divergente .....	31
Validade Concorrente .....	32
Fiabilidade .....	33
Discussão.....	35
Limitações e sugestões para estudos futuros .....	38
Forças e implicações para a clínica e investigação .....	40
Referências Bibliográficas.....	42

Liliane Dias Araújo, *UTRECHT GRIEF RUMINATION SCALE* (UGRS): Contributos para o estudo psicométrico de validação da versão portuguesa

Anexos.....	XLVIII
Anexo 1 – Consentimento Informado.....	XLVIII

## Índice de Tabelas

<b>Tabela 1</b> - Caraterísticas sociodemográficas do participante e do falecido.....	18
<b>Tabela 2</b> - Estatística Descritiva para os itens da versão portuguesa da <i>Utrecht Grief Rumination Scale</i> com a amostra total (N=242).....	27
<b>Tabela 3</b> - Índices de ajustamento dos modelos da UGRS testados na Análise Fatorial Confirmatória.....	29
<b>Tabela 4</b> - Inter-correlações entre o <i>Score</i> total e as subescalas da <i>Utrecht Grief Rumination Scale</i> .....	30
<b>Tabela 5</b> - Variância Extraída Média, Variância Média Partilhada e Variância Máxima Partilhada em cada fator da versão portuguesa da UGRS.....	32
<b>Tabela 6</b> - Correlações de <i>Pearson</i> entre o <i>Score</i> total da UGRS e das suas subescalas com medidas de luto, stress pós-traumático, ansiedade e depressão.....	33
<b>Tabela 7</b> - Medidas de Fiabilidade e Homogeneidade dos cinco fatores da versão portuguesa da <i>Utrecht Grief Rumination Scale</i> .....	34

## Índice de Figuras

<b>Figura 1</b> - Estrutura de cinco fatores correlacionados da versão portuguesa da <i>Utrecht Grief Rumination Scale</i> .....	30
<b>Figura 2</b> - Estrutura de cinco fatores de segunda ordem da versão portuguesa da <i>Utrecht Grief Rumination Scale</i> .....	31

## **Introdução**

A perda de um ente querido é uma experiência humana natural e normativa que implica um processo de luto que pode ser vivenciado de formas distintas mediante fatores individuais, culturais e sociais (Andrews et al., 2021; Stroebe et al., 2007a). Para a maioria das pessoas o luto reveste-se de intenso sofrimento e em alguns casos pode prolongar-se no tempo e converter-se em manifestações clinicamente significativas, com impacto na vida quotidiana, saúde física e mental do enlutado (Albuquerque et al., 2021; Stroebe et al., 2007b). É constituído por um conjunto de reações emocionais, físicas e cognitivas, entre elas a ruminação (Shear, 2015; Stroebe et al., 2007b).

As circunstâncias inerentes à perda durante a pandemia por Covid-19 (e.g., percepção de morte repentina, culpabilização, ruminação sobre a origem do contágio, ou sobre outros possíveis contágios) parecem aumentar a probabilidade de o enlutado envolver-se em ruminação (Wallace et al., 2020; Zhai & Du, 2020). Assim, é fundamental, perante o contexto pandémico atual, validar medidas que permitam medir este processo cognitivo.

### **Ruminação: conceptualização e caracterização**

A ruminação é conceptualizada como um pensamento aversivo, repetitivo e fora de controlo (Segerstrom, et al., 2003) sobre situações ou emoções negativas (Michael et al., 2007). Pode ser maladaptativa, designada de ruminação intrusiva e indesejada, ou adaptativa, constituindo-se como ruminação deliberada, com o propósito de compreender as situações e as suas implicações (Cann et al., 2011), permitindo ao indivíduo focar nos aspetos positivos mesmo em meio à incerteza (Shigemoto, 2022).

Existem dois tipos de ruminação que influenciam negativamente o processo de luto, a ruminação depressiva e a ruminação no luto. A ruminação depressiva, corresponde a comportamentos e pensamentos com uma valência negativa (Nolen-Hoeksema et al., 2008) que envolvem um foco repetido nos sintomas (e.g., pensar no quão cansado se sente); nas causas (e.g., perguntar-se “porque é que estou deprimido e os outros não?”); e nas possíveis consequências (e.g., “não vou conseguir trabalhar se continuar a sentir-me assim”; Eisma, Schut, et al., 2015; Nolen-Hoeksema, 1991). Este tipo de ruminação foca-se exclusivamente nos sentimentos e sintomas depressivos (Eisma et al., 2014a).

Relativamente à ruminação no luto, esta é caracterizada por pensamentos que englobam imaginar formas através das quais a morte poderia ter sido evitada, i.e., pensamentos contrafactuais, bem como pensamentos ruminativos relativos à injustiça da

perda, ao sentido da morte daquela pessoa, à reação emocional do próprio, assim como à resposta dos outros à perda (Eisma et al., 2012; Eisma et al., 2020; Eisma & Stroebe, 2017).

Os dois tipos de ruminação parecem ser preditores significativos de sintomas psicopatológicos e demonstraram ter influências negativas no processo de luto (Eisma et al., 2012), a ruminação depressiva tem sido considerada um melhor preditor de sintomas de depressão. Enquanto a ruminação no luto tem sido apontada como um melhor preditor de sintomas de luto prolongado (LP; Eisma et al., 2014a). O LP é caracterizado por sintomas e manifestações intensas (e.g., tristeza, culpa, raiva, dificuldade em aceitar a perda) e impactantes nas várias áreas de funcionamento, durante um período prolongado (Jordan & Litz, 2014; Prigerson et al., 2009).

### **Avaliação da ruminação no contexto do luto**

Embora a ruminação pareça ser relevante no contexto do luto, apenas em 2012 foi construída e validada internacionalmente uma escala que mede a ruminação no luto, designada por *Utrecht Grief Rumination Scale* (UGRS) e validada originalmente para a população holandesa (Eisma et al., 2012).

Baseando-se na literatura sobre ruminação depressiva, relacionada ao trauma e ao luto (Sveen et al., 2019), em entrevistas semiestruturadas realizadas a enlutados, e observações clínicas de terapeutas especializadas na área do luto (Eisma et al., 2014a), Eisma e colaboradores (2012) desenvolveram uma primeira versão desta escala com 30 itens. Esta foi administrada numa amostra composta por 302 adultos enlutados com nacionalidade holandesa (Eisma et al., 2012).

Através de uma Análise Fatorial de Componentes foi encontrada uma estrutura com cinco fatores correlacionados, para a versão de 30 itens da UGRS. Em seguida, os itens que saturavam em mais do que um fator foram removidos. Como tal, para cada fator, foram mantidos três itens com carga fatorial igual ou superior a .65, o que resultou numa versão final da escala com 15 itens (Eisma et al., 2012). Posteriormente, através de uma segunda Análise Fatorial de Componentes, foi também demonstrado que os 15 itens finais apresentavam pesos fatoriais elevados num único fator, sugerindo que a UGRS poderia apresentar também uma estrutura fatorial hierárquica (Eisma et al., 2012; Eisma et al., 2014a; Sveen et al., 2019).

A UGRS é composta por um total de 15 itens, e constituída por cinco subescalas com três itens cada (Eisma et al., 2014a). A versão original da escala revelou uma boa consistência

interna ( $\alpha = .87$ ), e adequada fiabilidade de todas as cinco dimensões: Reações ( $\alpha = .75$ ), Injustiça ( $\alpha = .88$ ), Contrafactual ( $\alpha = .87$ ), Significado ( $\alpha = .83$ ) e Relacionamentos ( $\alpha = .85$ ). A estabilidade temporal também revelou ser adequada (Eisma et al., 2012). O *score* total da escala, bem como a pontuação de cada dimensão da escala é computado através do somatório (Tang et al., 2019). O *score* total da escala pode variar entre 15 e 75 (Sveen et al., 2019) e pontuações mais elevadas sugerem níveis mais elevados de ruminação no luto (Tang et al., 2019).

Na versão inglesa desta escala (Eisma et al., 2014a), as Análises Fatoriais Confirmatórias revelaram que a estrutura com cinco fatores correlacionados, correspondia ao modelo com melhores índices de ajustamento. No entanto, o modelo hierárquico com cinco fatores apresentou resultados praticamente idênticos. Além disso, esta versão da escala também revelou uma excelente consistência interna, e foram encontradas evidências de validade concorrente, convergente, divergente e discriminante (Eisma et al., 2014a).

Validações mais recentes desta escala, nomeadamente a versão alemã (Doering et al., 2018) demonstraram propriedades psicométricas semelhantes à versão holandesa e inglesa. Na versão sueca e chinesa, o modelo de segunda ordem revelou índices de ajustamento ligeiramente melhores que o modelo de cinco fatores correlacionados, ainda que os resultados obtidos em ambos sejam semelhantes (Sveen et al., 2019; Tang et al., 2019).

### **Contributos e objetivo do estudo**

Perante a evidência da ruminação – no luto e depressiva – como preditores significativos de sintomas psicopatológicos em enlutados (Eisma et al., 2012), é importante compreender como funciona este processo cognitivo, para aumentar o conhecimento científico sobre a ruminação no luto, facilitar o desenvolvimento e melhorar as intervenções em pessoas com níveis elevados de ruminação ou *distress* associado à perda (Eisma & Stroebe, 2017).

Adicionalmente, as circunstâncias das perdas em contexto pandémico podem aumentar o risco de ruminação e de LP (Gabriel & Paulino, 2021; Wallace et al., 2020). Especificamente, no contexto pandémico os enlutados viram-se mais restringidos em termos de apoio e contacto social. Estudos anteriores mostraram que pessoas com fraco suporte social e que perderem entes queridos de forma inesperada tendem a ruminar mais e nestes casos os sintomas de luto e depressão tendem a ser mais elevados (Andrews et al., 2021; van der Houwen et al., 2010).

Em acréscimo, no contexto pandémico atual, o sofrimento associado à doença Covid-19 dificulta a integração da perda, podendo o enlutado criar imagens traumáticas, que surgem sob a forma de pensamentos ruminativos (Gabriel & Paulino, 2021). Como a ruminação surge geralmente quando é experienciada uma discrepância entre a situação desejada e a alcançada, este processo cognitivo pode ser descrito como uma estratégia de coping maladaptativo (Nolen-Hoeksema et al., 2008). No contexto pandémico não é possível controlar e/ou alterar a discrepância entre a qualidade das relações sociais desejadas e alcançadas, por isso pode surgir uma exacerbação da ruminação (Luttenbacher et al., 2021). Consequentemente, elevados níveis de ruminação no luto implicam uma maior probabilidade de desenvolver complicações neste processo (Stroebe et al., 2007b).

Como tal, é essencial a validação de medidas que avaliem este construto. O objetivo do presente estudo é contribuir para a validação da versão portuguesa da UGRS, através de estudos psicométricos iniciais com uma amostra portuguesa de adultos em processo de luto. É importante realçar as diferenças entre a amostra, contexto cultural, histórico, social entre o desenvolvimento da escala pelos autores originais e a validação à população portuguesa neste momento, destacando que a amostra recolhida para o presente estudo ocorreu num contexto pandémico (Covid-19).

## Método

### Design do Estudo

O presente estudo psicométrico ocorreu na sequência de um projeto de investigação com início em maio de 2020, com o objetivo de perceber o impacto a longo prazo das restrições decorrentes da pandemia de Covid-19 na adaptação ao luto. Esta investigação mais alargada consiste num estudo com um design misto sequencial, sendo composto por duas componentes, a primeira quantitativa observacional e longitudinal, com dois momentos de avaliação, e a segunda componente qualitativa. O presente trabalho é um recorte desta investigação mais ampla com o objetivo muito específico de analisar as propriedades psicométricas da versão portuguesa da *Utrecht Grief Rumination Scale* (UGRS), como tal o presente estudo de validação tem apenas em consideração a componente quantitativa do projeto mais vasto mencionado, mais concretamente o segundo momento de avaliação, correspondente a 13 a 16 meses após a morte da pessoa significativa.

### Amostra

Este estudo tem uma amostra não-probabilística e a recolha foi realizada *online*, via *Google Forms*. Trata-se de uma amostra por conveniência e do tipo *snowball*, pois começou pela seleção de um indivíduo de interesse, que posteriormente recomendou outros, o que permitiu o aumento da dimensão da amostra geometricamente (Maroco, 2014). De referir que alguns dos dados amostrais, recolhidos inicialmente pelo projeto que deu origem a este estudo, foram realizados por telefone, ou seja, os investigadores responsáveis entraram em contacto com os médicos de família, cujas listas de utentes incluíam pelo menos um indivíduo falecido após o dia 19 de março de 2020. Posteriormente, foi proposto aos médicos de família que contactassem no máximo três pessoas significativas do indivíduo falecido.

Os participantes foram recrutados considerando os seguintes critérios de inclusão: enlutados com idade igual ou superior a 18 anos, e com nacionalidade portuguesa. Foram excluídos do estudo utentes incontactáveis por ausência de resposta em três tentativas de contactos telefónico em dias úteis não consecutivos.

De acordo com as recomendações de Hair, Black e colaboradores (2019) a dimensão da amostra adequada para a realização da Análise Fatorial foi calculada recorrendo ao critério de um rácio participantes-item 10:1, deste modo o sobreajuste de dados pode ser evitado, i.e., é possível minimizar as hipóteses de os fatores obtidos através da análise derivarem

especificamente da amostra e serem pouco generalizáveis. Assim, tornou-se necessário assegurar um maior número de casos por variável. Como tal, o tamanho amostral mínimo pretendido era 150 participantes, uma vez que a UGRS é constituída por um total de 15 itens (Eisma et al., 2012).

A amostra é constituída por 242 participantes, dos quais 81.8% ( $n = 198$ ) são do sexo feminino, com idades compreendidas entre os 19 e os 76 anos, com uma média de idades de 37.68 anos ( $DP = 12.08$ ). O tempo mínimo pós-morte é de 0.1 meses e o tempo máximo pós-morte é de 366.2 meses, sendo o tempo pós-morte médio de 2 anos e 1 mês ( $DP = 55.39$ ). Relativamente ao estado civil, 47.1 % ( $n = 114$ ), são casados ou estão em união de facto. A maioria dos participantes, 75.6% ( $n = 183$ ) vivem em área urbana. Em relação ao grau de escolaridade completo, 43.4% ( $n = 105$ ), tem licenciatura. A maioria dos participantes, 71.9% ( $n = 174$ ) tem a situação profissional como ativo.

Os participantes perderam familiares ou amigos com idades compreendidas entre os 2 e os 96 anos, com uma média de idades de 74.88 ( $DP = 16.30$ ), sendo 50.4% ( $n = 122$ ) do sexo feminino. Relativamente ao grau de parentesco, 36.8% ( $n = 89$ ) perderam avós, e 34.7% ( $n = 84$ ) perderam os pais. Relativamente à causa de óbito, 35.1% ( $n = 87$ ) faleceram de doença oncológica. Apenas 16.5% ( $n = 40$ ) foram diagnosticados com Covid-19 antes da morte (cf. Tabela 1).

**Tabela 1**

*Caraterísticas sociodemográficas do participante e do falecido*

Variável		n (%)
Género do participante	Feminino	198 (81.8%)
	Masculino	44 (18.2%)
Estado civil	Casado/união de facto	114 (47.1%)
	Solteiro	98 (40.5%)
	Divorciado	21 (8.7%)
	Viúvo	9 (3.7%)
Área de Residência	Urbana	183 (75.6%)
	Mista	34 (14.0%)
	Rural	25 (10.3%)
Grau de escolaridade	Ensino Básico	15 (6.2%)
	Secundário	69 (28.5%)
	Bacharelato	1 (0.4%)
	Licenciatura	105 (43.4%)
	Mestrado	51 (21.1%)
	Doutoramento	1 (0.4%)
Situação profissional	Ativo	174 (71.9%)
	Desempregado	18 (7.4%)
	Reformado	4 (1.7%)
	Estudante	38 (15.7%)
	Inativo	5 (2.1%)
	<i>Lay-off</i>	3 (1.2%)
Proximidade do falecido	Muito/Extremamente	223 (92.1%)
	Moderadamente	15 (6.2%)
	Pouco	4 (1.7%)

Nota: N = 242. Participantes com média de idade 37.68 anos (DP = 12.08).

**Tabela 1**

(*Continuação*)

Variável		n (%)
Género falecido	Feminino	122 (50,4%)
	Masculino	120 (49,6%)
Grau de parentesco	Cônjuge/Companheiro	11 (4,5%)
	Pai/Mãe	84 (34,7%)
	Filho(a)	2 (0,8%)
	Irmão(ã)	4 (1,7%)
	Avô(ó)	89 (36,8%)
	Tio(a)	24 (9,9%)
	Sogro(a)	5 (2,1%)
	Amigo(a)	15 (6,2%)
Diagnóstico COVID-19 antes da morte	Outros	8 (3,3%)
	Sim	40 (16,5%)
	Não	196 (81,0%)
	Não sei/Prefiro não dizer	6 (2,5%)

Nota: N = 242. Participantes perderam entes queridos com média de idades de 74.88 (*DP* =16.30).

### **Procedimento**

O projeto foi aprovado pela Comissão de Ética da Administração Regional de Saúde Centro e Norte. A recolha de dados referente ao segundo momento de avaliação do projeto mais alargado foi iniciada a 23 de maio de 2021 e terminada no dia 26 de outubro de 2021. De modo a ampliar a amostra, a recolha de dados foi retomada através da plataforma *Google Forms*, de 10 de janeiro a 15 de março de 2022. No presente estudo, foi utilizada a amostra referente ao segundo momento do projeto mais abrangente, que inclui dados recolhidos *online* e via telefone, mais os dados recolhidos recentemente apenas via *online*.

O projeto mais abrangente, iniciou a recolha de dados em dois contextos diferentes. Um dos contextos de recolha ocorreu com recurso a uma lista de todos os doentes falecidos no período de emergência nacional, após o dia 19 de março de 2020, e respetiva indicação do médico de família e Agrupamento de Centros de Saúde/Unidade Local de Saúde de inscrição, que foi solicitada às Administrações Regionais de Saúde (ARS). Como tal, os investigadores entraram em contacto, por via telefónica, com os médicos de família, cujas listas de utentes incluíam pelo menos uma morte no período selecionado. Posteriormente, foi proposto aos

médicos de família que contactassem no máximo três pessoas significativas do indivíduo falecido, explicando o estudo através de um guião criado pelos investigadores, e convidando as pessoas a participar neste trabalho de investigação.

O enlutado que decidisse participar, após ser-lhe explicado o estudo, tinha de preencher ou dar o consentimento informado, e posteriormente era-lhe solicitado o preenchimento de um questionário, elaborado pelos investigadores, respondido telefonicamente ou disponibilizado *online* através de um *link* enviado para o participante. O médico de família podia fornecer o *link* do questionário através do *email* (e contactos dos membros da equipa de investigação) ou então o participante tinha de fornecer um contacto telefónico, através do qual queria ser contactado pela equipa de investigação para responder ao questionário. Era dada a possibilidade de responder ao questionário por via telefónica para aqueles que não têm acesso ou não dominam as novas tecnologias pudessem participar no estudo. O tempo estimado para aplicação da entrevista ou preenchimento do questionário *online* era de 20-30 minutos.

O segundo contexto de recolha de participantes do projeto alargado, continuou a ser realizado pelo presente estudo, e correspondeu à divulgação do estudo nas redes sociais, tendo sido criado um *site*, no qual se encontravam informações sobre o estudo, bem como um contacto de *email* criado para este propósito, que permitia o contacto direto com os investigadores do estudo, para aqueles que tinham interesse em participar. Os enlutados que pretendiam colaborar com o estudo recebiam posteriormente um *link* que lhes dava acesso a uma versão *online* do questionário de autopreenchimento e também o contacto de *email* da investigadora responsável pelo estudo, no caso de surgirem dúvidas ou questões. A página inicial do questionário correspondia ao consentimento informado no qual era descrito o objetivo do estudo, eram concedidas informações sobre os critérios de inclusão, a duração do preenchimento, e era destacada a importância de responder com sinceridade. Era ainda alertado que o preenchimento do questionário podia constituir uma experiência difícil, dado que incluía questões sobre a experiência de luto. Por último, era mencionada a confidencialidade das respostas e a participação voluntária do indivíduo (cf. Anexo 1). Após facultar o consentimento informado, os vários instrumentos disponibilizados eram preenchidos individualmente. No final do formulário surgia uma descrição mais detalhada do objetivo do estudo e era agradecida a colaboração.

Como considerações éticas, a divulgação do estudo foi sempre interrompida em épocas festivas (e.g., Natal e Páscoa) por serem períodos temporais que podem ser ativadores

a nível emocional. Adicionalmente, a ordem, em que os instrumentos que constituem o questionário do projeto estavam apresentados foi pensada no sentido de as questões sociodemográficas do participante serem recolhidas no final do questionário para que este termine o preenchimento do mesmo com itens/questões com menor carga emocional. Caso fosse solicitado, era disponibilizado aos participantes contactos da linha Saúde 24, Linha de Apoio Psicológico e da Consulta de Luto da área de residência.

## **Medidas e Instrumentos**

O protocolo de avaliação é constituído por diversas escalas, tendo sido requisitada e assegurada a autorização dos respetivos autores. O protocolo é composto por escalas que foram adaptadas, mas que ainda não se encontram validadas para a população portuguesa (e.g. *Utrecht Grief Rumination Scale*) e outras construídas especificamente para o projeto mais alargado (e.g. impacto das restrições). Mais especificamente, no presente estudo, os participantes, para além das questões sociodemográficas, responderam às seguintes escalas: (1) *Impact of Event Scale- 6* (IES-6; Thoresen et al., 2010); (2) *Prolonged Grief Disorder Scale* – 13 (PG-13; Delalibera et al. 2011; Prigerson et al., 2007); (3) *Utrecht Grief Rumination Scale* (UGRS; Eisma et al., 2012); (4) Inventário de Sintomas Psicopatológicos (adaptação portuguesa do *Brief Symptom Inventory* -BSI; Canavarro, 1999). As referidas escalas foram incluídas para averiguar a validade de critério concorrente por intermédio da correlação bivariada de *Pearson*, com a UGRS. De acordo com os procedimentos utilizados pelos autores da escala, assim como em estudos internacionais de validação do UGRS (e.g., Eisma et al., 2014a; Sveen et al., 2019), a análise da validade de critério concorrente é realizada no pressuposto de que a ruminação no luto é preditora do desenvolvimento de psicopatologia, i.e., no sentido de avaliar a relação entre o resultado no instrumento e um critério associado ou dependente do construto psicológico avaliado (e.g., se a ruminação no luto prediz o desenvolvimento de psicopatologia depressiva). Neste sentido, optou-se no presente estudo, por realizar a análise das correlações entre ruminação no luto e sintomas psicopatológicos, nomeadamente o stresse pós-traumático, o LP, a ansiedade e a depressão, considerando a hipótese de que a ruminação no luto pode estar na origem desta sintomatologia.

### ***I. Questionário de Informação Sociodemográfica***

Através de um questionário construído pelos investigadores foram estudadas as características do participante (idade, sexo, estado civil, área de residência, grau de escolaridade, e situação profissional), características do falecido (idade, e sexo) e da perda (tempo pós-morte, proximidade com o falecido, e diagnóstico de covid-19 antes da morte).

### ***II. Impact of Event Scale – 6 (IES-6; Thoresen et al., 2010)***

A IES-6 (Thoresen et al., 2010) foi utilizada para medir sintomas de Perturbação de Stress Pós-Traumático (PSPT). É uma escala breve, robusta e de triagem, contínua do tipo *Likert*, com cinco opções de resposta de nada a extremamente (0 a 4). A IES-6 é uma versão reduzida da *Impact of Event Scale – Revised* (IES-R) de 22 itens (Hosey et al., 2019). Os *scores* nesta escala variam entre 0 e 24, *scores* mais elevados refletem níveis mais elevados de sintomas de PSPT. O valor de corte clínico, no sentido da capacidade diagnóstica de PSPT, para a versão portuguesa da IES-6, remete para 12.5. A versão portuguesa desta escala, revelou muito boa consistência interna,  $\alpha = .84$  (Lopes, 2013) e é um dos principais instrumentos de avaliação no processo de luto de adultos (Rocha, 2021). Na presente amostra, a IES-6 revelou muito boa consistência interna,  $\alpha = .88$ .

### ***III. Prolonged Grief Disorder Scale – 13 (PG-13; Delalibera et al. 2011; Prigerson et al., 2007)***

A PG-13 (Prigerson et al., 2007) foi utilizado para medir sintomas de LP. Esta escala é constituída por 13 itens que avaliam a Perturbação de Luto Prolongado (PLP), e foi adaptada e validada para a população portuguesa por Delalibera e colaboradores (2011). A PG-13 é constituída por duas partes. A primeira parte tem cinco itens: quatro itens (item 1, 2, 4 e 5) medem a frequência do sentimento de ansiedade de separação, e as modalidades de resposta correspondem a uma escala tipo *Likert* de 1 (quase nunca) a 5 (várias vezes por dia). Nesta primeira parte, o item três está relacionado à duração deste sintoma, e a possibilidade de resposta é do tipo dicotómica: afirmativa, para um período igual ou superior a seis meses, negativa, se a manifestação for inferior a seis meses. A segunda parte é composta por sete itens descritivos (item 6 ao 12) de sintomas cognitivos, emocionais e comportamentais, as opções de resposta são do tipo *Likert*, numa escala de 1 (Não, de todo) a 5 (extremamente). E o último item da segunda parte (item 13) mede a incapacidade funcional nas áreas social, ocupacional ou em outros domínios do funcionamento, e a modalidade de resposta é

novamente dicotómica (sim ou não). O *score* total da escala é calculado através do somatório de 11 itens (todos os itens, exceto o item 3 e 13), o valor total da escala pode variar entre 11 e 55, valores mais elevados representam níveis crescentes de gravidade de sintomas de LP. Na validação da escala para a população portuguesa o valor de consistência interna da escala global foi considerado excelente,  $\alpha = .93$  (Delalibera et al., 2011). Na presente amostra, a PG-13 revelou uma excelente consistência interna,  $\alpha = .95$ .

#### ***IV. Utrecht Grief Rumination Scale (UGRS; Eisma et al., 2012)***

A UGRS (Eisma et al., 2012) permite medir a ruminação no luto, esta escala é constituída por cinco subescalas com três itens cada. Os participantes indicam com que frequência, nas últimas três semanas, experienciaram determinados tipos de pensamentos através de uma escala tipo *Likert* de cinco pontos, em que 1 corresponde a “nunca” e 5 corresponde a “muitíssimas vezes”.

A subescala Reações (itens 6, 7 e 13) permite aceder a pensamentos sobre reações emocionais negativas à perda (e.g., “Tentou perceber os seus sentimentos sobre esta perda?”). A subescala Injustiça (itens 5, 11 e 12) permite aferir pensamentos sobre a injustiça da morte (e.g., “Gostaria de saber por que isso tinha que acontecer consigo e não com outra pessoa?”). A subescala Contrafactual (itens 4, 8 e 10) permite medir pensamentos sobre resultados alternativos aos eventos que levaram à morte (e.g., “Analisou se poderia ter evitado a morte?”). A subescala Significado (itens 1, 2 e 15) permite aferir pensamentos sobre o significado e consequências da experiência de perda (e.g., “Analisou o significado pessoal da perda para si”). A subescala Relacionamentos (itens 3, 9 e 14) mede pensamentos relacionados com o suporte social (e.g., “Pensou em como gostaria que outras pessoas reagissem à sua perda?”).

Após a obtenção da autorização dos autores, a versão inglesa da UGRS (Eisma et al., 2014a) foi traduzida para português europeu por uma pessoa com língua materna portuguesa, fluente em inglês e com conhecimentos em psicologia. Posteriormente, foi realizada a retroversão por uma pessoa fluente em português e inglês. Em seguida, a versão original foi comparada com a retroversão tendo sido apenas encontradas diferenças mínimas não significativas.

### **V. Inventário de Sintomas psicopatológicos (BSI; Canavarro, 1999)**

O BSI é uma escala cuja versão portuguesa foi adaptada e validada por Canavarro (1999), é composta por nove dimensões (Somatização, Obsessões-compulsões, Sensibilidade interpessoal, Depressão, Ansiedade, Hostilidade, Ansiedade fóbica, Ideação paranóide, e Psicoticismo) e três índices globais (índice geral de sintomas, índice de sintomas positivos, e total de sintomas positivos). Este inventário é constituído por 53 itens, com uma escala tipo *Likert* de 0 (nada) a 4 (muitíssimas vezes). A versão portuguesa do BSI demonstrou boas qualidades psicométricas, os valores de consistência interna para cada uma das subescalas revelaram valores de  $\alpha$  de *Cronbach* entre .62 e .80 (Canavarro, 1999). Contudo, no presente estudo foram utilizados apenas 12 itens desta escala relativos às seguintes dimensões: Depressão (item 9, 16, 17, 18, 35, e 50), e Ansiedade (item 1, 12, 19, 38, 45, 49). Na presente amostra o  $\alpha$  foi .90 para a dimensão Depressão e .92 para a dimensão Ansiedade.

### **Preparação de dados e Análise Estatística**

A análise de dados foi realizada com recurso ao IBM SPSS statistics 22. Foi realizado um estudo descritivo prévio no qual se procedeu a uma análise univariada para a análise das frequências e medidas de tendência central das variáveis (e.g., características sociodemográficas). Através do gráfico “caixa de bigodes”, foi realizada uma análise para detetar a presença de valores extremos. Foram verificados 24 *outliers* na variável tempo pós-luto, 9 *outliers* na variável idade do falecido, e 1 *outlier* na variável idade do participante. No entanto, de acordo com Kazdin (2017), se a amostra for pequena (e.g.,  $N = 50$ ) a eliminação de sujeitos é problemática, mesmo que o número de *outliers* seja elevado (e.g.  $n = 3$ ), como tal, tendo em conta a dimensão da amostra ( $N = 242$ ), os valores extremos foram mantidos.

Em primeiro lugar, para cada item da versão portuguesa da UGRS foi analisada a estatística descritiva (média, desvio padrão, assimetria e curtose) baseada na amostra total ( $N = 242$ ). Para a escala mencionada anteriormente não foram encontrados valores omissos.

Numa segunda etapa, seguindo as recomendações de Jackson e colaboradores (2009), para a análise da validade de construto foram realizadas Análises Fatoriais Confirmatórias (AFC), esta opção teve em consideração: o suporte teórico dos modelos de ruminação no luto que apontavam para a multidimensionalidade do construto (Eisma et al., 2012; Eisma et al., 2020; Eisma & Stroebe, 2017); os resultados da estrutura fatorial das validações prévias internacionais (Doering et al., 2018; Eisma et al., 2012; Eisma et al., 2014a; Sveen et al., 2019; Tang et al., 2019); os valores adequados de ajustamento dos itens

nesta amostra; e o facto das diferenças nos processos de tradução dos itens não serem significativas.

As AFC foram conduzidas via software JASP 14.1., e as variâncias da variável latente foram definidas para a unidade. A fim de identificar o modelo estrutural foi aplicado o procedimento Máxima Verosimilhança, tal como em estudos psicométricos anteriores da UGRS (Doering et al., 2018; Eisma et al., 2014a; Tang et al., 2019). Tendo por base estudos prévios (e.g., Eisma et al., 2014a), foram testados cinco modelos. O modelo de cinco fatores proposto na versão original por Eisma e colaboradores (2012; Modelo 1) composto por uma estrutura fatorial de cinco fatores (Reações, Injustiça, Contrafactual, Significado e Relacionamentos), foi comparado com um modelo em que os fatores referidos anteriormente se encontram correlacionados (Modelo 2), o qual poderá indicar que os subtipos de ruminação no luto estão relacionados (Eisma et al., 2014a). Em seguida, foi testada uma reespecificação do Modelo 2, em que os cinco fatores estão correlacionados, com a covariância entre os erros dos itens (Modelo 3). Posteriormente, foi ainda testado um modelo de cinco fatores de segunda ordem (Modelo 4), no qual um único fator de primeira ordem, ruminação no luto, pode explicar as cinco subescalas. Por último, foi testada uma reespecificação do modelo de segunda ordem, com covariância entre os erros dos itens (Modelo 5).

Foram utilizados diferentes critérios para avaliar a qualidade de ajustamento do modelo (Hair, Black, et al., 2019). O *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) foi utilizado como o principal índice de ajustamento. Os valores do RMSEA foram interpretados da seguinte forma: RMSEA inferior a .05 a indicar bom ajustamento, entre .05 e .08 como ajustamento razoável, entre .08 e .10 ajustamento mediano e superior a .10 ajustamento pobre (Byrne, 2009). Os valores do *Comparative Fit Index* (CFI), *Tucker Lewis Index* (TLI), e *Goodness of Fit Index* (GFI) que excederam .90 foram interpretados como indicadores de um modelo de ajustamento adequado (Hu & Bentler, 1998). O Índice de Modificação (IM) foi utilizado para inclusão de parâmetros adicionais. IM elevado (e.g., > 50) entre dois itens indica que esses itens medem a mesma coisa, sendo necessário a eliminação de um desses itens, de acordo com princípio da parcimónia (Chang, 2011). O modelo estrutural da AFC foi modificado até a maioria dos índices de ajustamento do modelo cumprirem os critérios. O índice *Akaike Information Criterion* (AIC) foi utilizado para comparar os modelos. O modelo com um valor AIC mais baixo fornece o melhor ajuste aos dados (Brown, 2015).

Após ter sido estabelecido o modelo com melhor ajustamento aos dados, a validade convergente foi avaliada através da Variância Extraída Média (VEM) dos itens de cada fator, que deve ser superior a .50, segundo o critério de Fornell e Larcker (1981). A VEM foi computada manualmente com recurso às *guidelines* de Hair, Black e colaboradores (2019). Relativamente à validade divergente, esta pode confirmar-se ao comparar a VEM, com a Variância Média Partilhada (VMP) e a Variância Máxima Partilhada (VMaxP), sendo expectável que a primeira revele valores superiores às restantes (Hair, Risher, et al., 2019).

A validade concorrente foi avaliada através da análise dos coeficientes de Correlação de *Pearson* entre a UGRS e a PG-13, bem como entre a UGRS e o BSI, e ainda entre a UGRS e a IES-6, novamente com recurso ao software JASP 14.1. Tendo em consideração as validações prévias internacionais da UGRS, é expectável encontrar correlações significativas e positivas, de magnitude moderada a forte.

Por último, a fiabilidade da estrutura fatorial com melhor ajustamento foi avaliada através do Alfa de *Cronbach*, do Ómega de *McDonald* (McDonald, 1999), da correlação média inter-item dos dados para cada dimensão encontrada, e da correlação item-total corrigida. Em relação ao Alfa de *Cronbach*, valores inferiores a .60 revelam uma consistência interna inaceitável, valores entre .60 e .70 uma consistência interna adequada e valores superiores a .70 uma consistência interna boa (Nunnally & Bernstein, 1994). Relativamente ao Ómega de *McDonald*, considera-se fiabilidade suficiente quando apresenta valores iguais ou superiores a .60, o Ómega de *McDonald* será examinado uma vez que permite aceder a estimativas de fiabilidade mais precisas, pois tem por base cargas padronizadas e erros de medição de cada item (Revelle & Zinbarg, 2009). Relativamente à homogeneidade (correlação média inter-item) os valores são considerados adequados entre .15 e .50 (Clark & Watson, 1995). A Fiabilidade foi analisada via software JASP 14.1.

## Resultados

### Estatística Descritiva

A Tabela 2 indica as estatísticas descritivas para os itens da versão portuguesa da UGRS. Como demonstrado, o item dois, relativo à análise de significado da perda para o próprio, indicou ser o item com média mais elevada ( $M = 3.23$ ;  $DP = 1.09$ ) e, o item 11, respeitante ao motivo de ter acontecido ao próprio e não a outra pessoa, revelou ser o item com valor de média mais baixo ( $M = 1.78$ ;  $DP = 1.26$ ). O item 10 apresentou uma maior variabilidade. Em relação à assimetria e curtose, os valores de todos os itens demonstraram ser adequados apontando para distribuição normal univariada, tendo em conta o critério liberal  $[-2; 2]$  (Field, 2009).

**Tabela 2**

*Estatística Descritiva para os itens da versão portuguesa da Utrecht Grief Rumination Scale com a amostra total (N= 242)*

Item	M (DP)	Min-Max	Assimetria(erro)	Curtose(erro)
1	2.86(1.22)	1-5	0.08(0.16)	-0.86(0.31)
2	3.23(1.09)	1-5	-0.17(0.16)	-0.45(0.31)
3	2.06(1.26)	1-5	0.93(0.16)	-0.30(0.31)
4	2.00(1.33)	1-5	1.09(0.16)	-0.08(0.31)
5	2.29(1.42)	1-5	0.65(0.16)	-1.03(0.31)
6	2.73(1.30)	1-5	0.22(0.16)	-1.01(0.31)
7	2.63(1.33)	1-5	0.31(0.16)	-1.05(0.31)
8	2.67(1.53)	1-5	0.33(0.16)	-1.37(0.31)
9	2.03(1.29)	1-5	1.04(0.16)	-0.15(0.31)
10	2.28(1.54)	1-5	0.75(0.16)	-1.01(0.31)
11	1.78(1.26)	1-5	1.45(0.16)	0.76(0.31)
12	2.60(1.50)	1-5	0.36(0.16)	-1.32(0.31)
13	2.90(1.35)	1-5	0.10(0.16)	-1.11(0.31)
14	2.07(1.32)	1-5	0.93(0.16)	-0,43(0.31)
15	2.75(1.43)	1-5	0.25(0.16)	-1.27(0.31)

## **Análise Fatorial Confirmatória**

Para análise da validade de construto é importante analisar qual o modelo que apresenta o melhor ajustamento aos dados (Hair, Black, et al., 2019). Neste estudo consideram-se os seguintes índices de ajustamento: RMSEA, CFI, TLI, GFI e AIC. Um bom ajustamento aos dados é considerado quando RMSEA apresentar valores inferiores a .08 (Hair et al., 2014), os valores de CFI, TLI e GFI são iguais ou superiores a .90 (Hu & Bentler, 1998). O índice AIC foi utilizado para comparar os modelos. O modelo com um valor AIC mais baixo fornece o melhor ajustamento aos dados (Brown, 2015). A qualidade do ajustamento local é analisada através dos pesos fatoriais padronizados ( $\lambda > .50$ ) e pela fiabilidade individual dos itens ( $r^2 \geq .25$ ; Hair et al., 2014).

De acordo com o enquadramento teórico e estudos psicométricos prévios da UGRS foram testados diferentes modelos de estrutura fatorial. Inicialmente foi testado um modelo no qual os cinco fatores não se encontravam correlacionados (Modelo 1). Os índices de ajustamento estão apresentados na Tabela 3 e demonstraram ser inadequados neste modelo.

De seguida, foi testado o modelo de cinco fatores correlacionados (Modelo 2) que mostrou uma boa adequação TLI = .94, CFI = .95, GFI = .95, contudo RMSEA = .08; 90% CI [.07, .10] foi indicativo de um ajustamento mediano. E, de acordo com os Índices de Modificação (IM) para as saturações ( $\lambda$ ) e os erros de medida ( $\delta$ ) do Modelo 2, foi sugerida a correlação dos erros de medida dos itens 3 e 9. Um modelo de ajustamento mais adequado poderia ser alcançado a partir da adição da covariância entre e3-e9 (MI = 25.51). Assim que os erros de covariância do resíduo foram adicionados a AFC foi reconduzida. O novo modelo de cinco fatores com erros correlacionados (Modelo 3) resultou em melhores medidas de ajustamento, TLI = .95, CFI = .96, GFI = .96, indicadores de um muito bom ajustamento, e RMSEA = .07; 90% CI [.06, .08] razoável. Portanto, o Modelo 3 (Figura 1) apresenta um bom ajustamento aos dados.

Foi ainda testado o modelo de segunda ordem com cinco fatores (Modelo 4), no qual as cinco subescalas são indicadoras de um fator de primeira ordem, denominado ruminação no luto (Doering et al., 2018; Eisma et al., 2014a; Sveen et al., 2019; Tang et al. 2019). Este modelo mostrou uma boa adequação TLI = .94, CFI = .95, GFI = .95, contudo RMSEA = .08; 90% CI [.07, .10] foi indicativo de um ajustamento mediano. A observação dos IM para as saturações ( $\lambda$ ) e os erros de medida ( $\delta$ ) do Modelo 4, sugeriu a correlação dos erros de medida dos seguintes itens: item 3 e 9; item 13 e 2. Um modelo de ajustamento mais adequado poderia ser alcançado a partir da adição da covariância entre e3-e9 (MI = 27.27), e entre e13-

e2 (MI = 11.46). Assim que os erros de covariância do resíduo foram adicionados a AFC foi reconduzida. O novo modelo de segunda ordem com erros correlacionados (Modelo 5) resultou em melhores medidas de ajustamento, TLI = .95, CFI = .96, GFI = .96, indicadores de um muito bom ajustamento, e RMSEA = .07; 90% CI [.06, .09] razoável. Portanto, o Modelo 5 (Figura 2) apresenta um bom ajustamento aos dados.

Em suma, tanto o Modelo 3, como o Modelo 5 revelaram ser modelos ajustados, no entanto recorrendo aos valores do critério AIC, o modelo hierárquico (Modelo 5), revelou um ajustamento ligeiramente melhor. No Modelo 5, os pesos fatoriais padronizados ( $\lambda$ ) estão representados na Figura 2, revelando validade fatorial adequada, uma vez que todos os pesos fatoriais são superiores a .50. Mais especificamente, o fator Contrafactual revelou os pesos fatoriais mais elevados, com uma média de .86; os fatores Reações, Significado e Injustiça apresentaram pesos fatoriais adequados, com uma média de .84, .84 e .80, respetivamente; o fator Relacionamentos revelou os pesos fatoriais mais baixos, com uma média de .78. Em termos de ajustamento local, todos os itens apresentaram pesos fatoriais padronizados  $>.50$  (Hair et al., 2014), indicando adequabilidade dos mesmos.

As correlações entre o *Score* total e subescalas da UGRS foram todas elevadas. Em relação as inter-correlações entre as subescalas da UGRS, os valores das correlações foram entre .58 e .78 (cf. Tabela 4).

**Tabela 3**

*Índices de ajustamento dos modelos da UGRS testados na Análise Fatorial Confirmatória*

Modelo	$X^2$	<i>df</i>	<i>p</i>	RMSEA [90% CI]	TLI	CFI	GFI	AIC
1	954.20	90	<.001	.20 [.19, .21]	.63	.69	.87	10592.94
2	208.30	80	<.001	.08 [.07, .10]	.94	.95	.95	9867.05
3	183.82	79	<.001	.07 [.06, .08]	.95	.96	.96	9844.57
4	226.79	85	<.001	.08 [.07, .10]	.94	.95	.95	9875.54
5	189.64	83	<.001	.07 [.06, .09]	.95	.96	.96	9842.39

Nota: N = 242. Modelo 1: cinco fatores não correlacionados; Modelo 2: cinco fatores correlacionados; Modelo 3: cinco fatores correlacionados com a covariância entre os erros do item 3 e do item 9; Modelo 4: cinco fatores de segunda ordem, com um fator latente; Modelo 5: modelo de segunda ordem, com a covariância entre os erros do item 3 e do item 9, e ainda entre os erros do item 13 e do item 2.  $X^2$ : *Chi square*, RMSEA: *Root Mean Square error of approximation*, TLI: *Tucker Lewis Index*, CFI: *Comparative Fit Index*, GFI: *Goodness of Fit Index*, AIC: *Aikake Information Criterion*.

**Tabela 4**

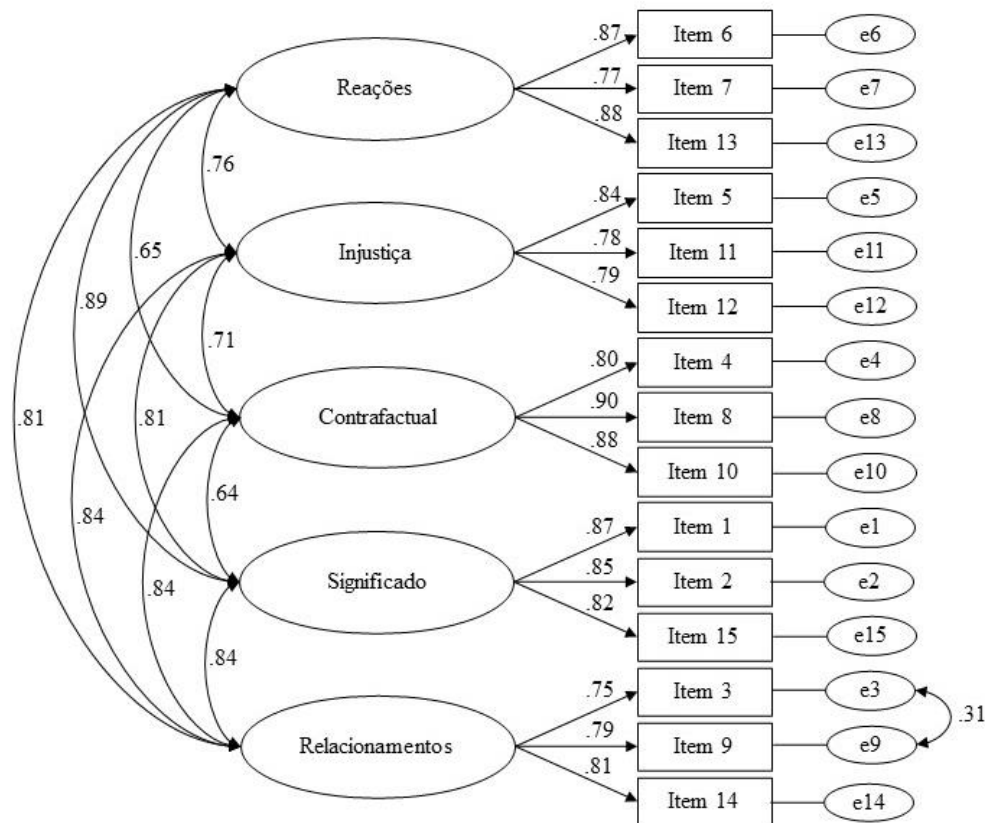
*Inter-correlações entre o Score total e as subescalas da Utrecht Grief Rumination Scale*

	UGRS Total	Reações	Injustiça	Contrafactual	Significado	Relacionamentos
UGRS Total	-	.87***	.86***	.81***	.88***	.85***
Reações	.87***	-	.67***	.60***	.78***	.68***
Injustiça	.86***	.67***	-	.63***	.71***	.68***
Contrafactual	.81***	.60***	.63***	-	.58***	.60***
Significado	.88***	.78***	.71***	.58***	-	.70***
Relacionamentos	.85***	.68***	.68***	.60***	.70***	-

Nota: \*  $p < .05$ . \*\*  $p < .01$ . \*\*\*  $p < .001$

**Figura 1**

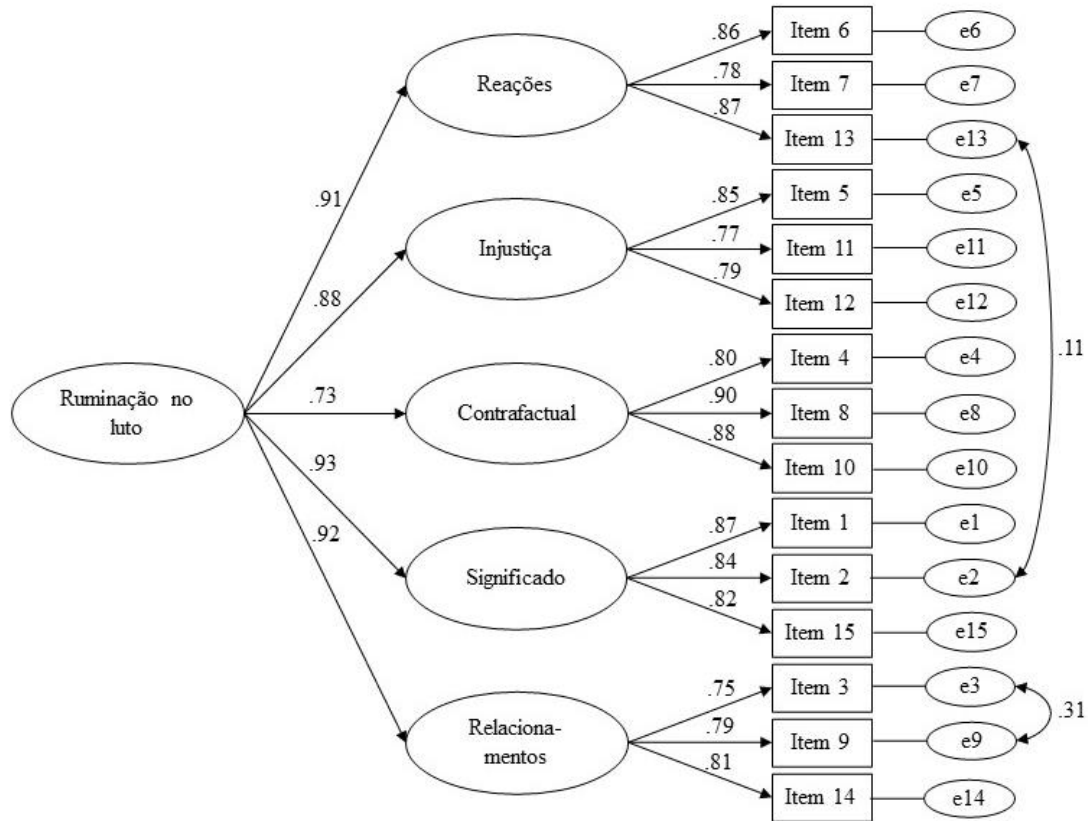
*Estrutura de cinco fatores correlacionados da versão portuguesa da Utrecht Grief Rumination Scale*



Nota: Diagrama da AFC correspondente ao Modelo 3 com pesos fatoriais padronizados. O termo “e” refere-se a erro do item correspondente.

**Figura 2**

*Estrutura de cinco fatores de segunda ordem da versão portuguesa da Utrecht Grief Rumination Scale*



Nota: Diagrama da AFC correspondente ao Modelo 5 com pesos fatoriais padronizados. O termo “e” refere-se a erro do item correspondente.

### Validade Convergente e Divergente

A validade convergente foi analisada através da VEM dos itens de cada fator (Maroco, 2014), assumindo que valores superiores a .50 suportam evidências de validade convergente (Fornell & Larcker, 1981). Quanto à validade divergente, utilizou-se a comparação entre a VEM e a VMP e VMaxP, em que a primeira deverá apresentar valores superiores às outras variâncias para indicar a presença de validade divergente.

O critério de Fornell e Larcker (1981) para a validade convergente foi alcançado, dado que todas as cinco subescalas da UGRS revelaram uma VEM > .50, tal como se pode verificar na Tabela 5.

Relativamente à validade divergente, os fatores “Injustiça” e “Contrafactual” revelaram uma VEM superior à VMP e à VMaxP, suportando a validade divergente. No entanto, embora os fatores “Reações” e “Significado” tenham revelado uma VEM superior à

VMP, o valor da VEM foi inferior à VMaxP, em ambos os fatores, o que indica uma evidência não satisfatória de validade divergente. Por último, o fator “Relacionamentos” apresentou uma VEM inferior à VMP e à VMaxP, revelando inexistência de validade divergente.

### Tabela 5

*Variância Extraída Média, Variância Média Partilhada e Variância Máxima Partilhada em cada fator da versão portuguesa da UGRS*

	VEM	VMP	VMaxP
Reações	.709	.612	.794
Injustiça	.645	.607	.699
Contrafactual	.742	.453	.498
Significado	.719	.639	.794
Relacionamentos	.609	.632	.699

Nota: VEM: Variância Extraída Média; VMP: Variância Média Partilhada; VMaxP: Variância Máxima Partilhada.

### Validade Concorrente

A validade concorrente parece ser suportada por correlações significativas positivas entre os *scores* da UGRS e os sintomas de psicopatologia (i.e., LP, ansiedade, depressão e stress pós-traumático).

Todas as correlações entre a UGRS e as suas subescalas, com outras medidas de avaliação relevantes para a validade estão descritas na Tabela 6. Os resultados revelaram associações positivas significativas, e com magnitude forte (Cohen, 1988), entre o *score* total da UGRS e sintomas de LP medidos pela PG-13,  $r(240) = .73, p < .001$ . As correlações entre a UGRS e indicadores de ansiedade e depressão (BSI) também foram positivas e fortes,  $r(240) = .66, p < .001$ ;  $r(240) = .65, p < .001$ , respetivamente. Os resultados revelaram ainda associações positivas significativas entre o *score* total da UGRS e sintomas de stress pós-traumático medidos pela IES-6,  $r(240) = .68, p < .001$ . Considerando as subescalas da UGRS, o padrão de correlação com LP, ansiedade, depressão, e stress pós-traumático, de uma forma geral, seguiu o padrão do *score* total da escala.

**Tabela 6**

*Correlações de Pearson entre o Score total da UGRS e das suas subescalas com medidas de luto, stress pós-traumático, ansiedade e depressão*

	PG-13	IES-6	BSI Ansiedade	BSI Depressão
UGRS Total	.73***	.69***	.66***	.65***
UGRS Reações	.59***	.55***	.56***	.54***
UGRS Injustiça	.65***	.63***	.51***	.52***
UGRS Contrafactual	.55***	.55***	.55***	.57***
UGRS Significado	.72***	.63***	.57***	.57***
UGRS Relacionamentos	.63***	.59***	.61***	.58***

Nota: UGRS: *Utrecht Grief Rumination Scale*, PG-13: *Prolonged Grief Disorder Scale- 13*, IES-6: *Impact of Event Scale - 6*, BSI: *Brief Symptom Inventory* Ansiedade e Depressão. \*  $p < .05$ . \*\*  $p < .01$ . \*\*\*  $p < .001$

### **Fiabilidade**

Relativamente à fiabilidade, os valores de Alfa de *Cronbach* ( $\alpha$ ) e Ómega de *McDonald* ( $\omega$ ) devem ser no mínimo .60 para serem considerados adequados (Hair, Risher et al., 2019). Em relação à homogeneidade (correlação média inter-item) os valores critério de aceitação são entre .15 e .50 (Clark e Watson, 1995), o que não se verifica no presente estudo (cf. Tabela 7).

A consistência interna global da UGRS é excelente ( $\alpha = .95$ ;  $\omega = .95$ ), apresenta um valor de correlação média inter-item ( $r_{mi}$ ) de .55 e valores de correlação item-total ( $r_{it}$ ) entre .68 e .77, os valores de consistência interna foram bons em todos os fatores (DeVellis, 2012). A subescala “Reações” apresenta um  $\alpha = .88$  e  $\omega = .88$ , um valor de  $r_{mi}$  de .70 e valores de  $r_{it}$  entre .71 e .79. A subescala “Injustiça” apresenta um  $\alpha = .84$  e  $\omega = .84$ , um valor de  $r_{mi}$  de .64 e valores de  $r_{it}$  entre .68 e .75. A subescala “Contrafactual” apresenta um  $\alpha = .89$  e  $\omega = .90$ , um valor de  $r_{mi}$  de .74 e valores de  $r_{it}$  entre .74 e .83. A subescala “Significado” apresenta um  $\alpha = .88$  e  $\omega = .88$ , um valor de  $r_{mi}$  de .72 e valores de  $r_{it}$  entre .74 e .80. A subescala “Relacionamentos” apresenta um  $\alpha = .86$  e  $\omega = .86$ , um valor de  $r_{mi}$  de .67 e valores de  $r_{it}$  entre .65 e .79.

**Tabela 7**

*Medidas de Fiabilidade e Homogeneidade dos cinco fatores da versão portuguesa da Utrecht Grief Rumination Scale*

Fatores	$\alpha$	$\omega t$	Correlação média inter-item
UGRS Reações	.88	.88	.70
UGRS Injustiça	.84	.84	.64
UGRS Contrafactual	.89	.90	.74
UGRS Significado	.88	.88	.72
UGRS Relacionamentos	.86	.86	.67

Nota:  $\alpha$ : Alfa de *Cronbach*;  $\omega t$ : Ómega de *McDonald*.

## Discussão

O presente estudo teve como objetivo estudar as características psicométricas da UGRS através de uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC; validade de construto), das validades convergente, divergente, e critério concorrente e da fiabilidade do instrumento numa amostra da população de adultos portugueses em processo de luto.

Relativamente à sensibilidade dos itens da UGRS, a análise da assimetria e curtose revelou que a escala é sensível aos vários subtipos de ruminação no luto medidos.

Quanto à validade de construto, foram executadas AFC, tendo por base estudos recentes de adaptação e validação da UGRS para diferentes populações (Doering et al., 2018; Eisma et al., 2012; Eisma et al., 2014a; Sveen et al., 2019; Tang et al., 2019), sendo testados: um modelo com cinco fatores correlacionados e um modelo de segunda ordem com cinco fatores. Estes modelos revelaram valores idênticos em quase todos os índices de ajustamentos (RMSEA, TLI, CFI, GFI), contudo o modelo hierárquico/segunda ordem com cinco fatores, revelou um valor AIC ligeiramente inferior. As inter-correlações entre os cinco fatores da versão Portuguesa da UGRS foram superiores aos valores obtidos nos estudos de validação da versão Alemã (Doering et al., 2018), da versão Inglesa e Holandesa (Eisma et al., 2014a), mas relativamente semelhantes aos valores encontrados no estudo de validação da versão Sueca e Chinesa desta escala (Sveen et al., 2019; Tang et al., 2019). Recorrendo ao valor do AIC, bem como às inter-correlações entre as subescalas da UGRS, o modelo de segunda ordem parece ser mais ajustado, refletindo melhor a estrutura fatorial desta escala numa amostra portuguesa de adultos enlutados. Segundo este modelo existe um denominador comum (i.e., ruminação no luto) que explica cinco processos de pensamento, ou seja, subtipos de ruminação no luto: a dimensão Reações composta pelos itens 6, 7 e 13, relativa a analisar as reações emocionais do próprio à perda; a dimensão Injustiça constituída pelos itens 5, 11 e 12, correspondente a pensamentos sobre a injustiça da perda; a dimensão Contrafactual composta pelos itens 4, 8 e 10, relativa a pensamentos contrafactuais, ou seja, imaginar realidades alternativas nas quais o ente querido não faleceu; a dimensão Significado constituída pelos itens 1, 2 e 15, correspondente a pensamentos sobre o significado e consequências da perda; e a dimensão Relacionamentos composta pelos itens 3, 9 e 14, relativa a pensamentos sobre a resposta dos outros à perda.

Ainda sobre a AFC, para alcançar um ajustamento aos dados mais adequado, foi necessário adicionar dois parâmetros, a covariância entre os erros dos itens 3 e 9, e dos itens 13 e 2. Estas covariâncias podem ser justificadas teoricamente. Designadamente, o item 3

(“Questionou-se se recebeu o apoio adequado dos membros da sua família”) e o item 9 (“Questionou-se se recebeu o apoio adequado dos amigos e conhecidos”) revelam semelhanças semânticas, e além disso ambos avaliam a recorrência de pensamentos relativos à adequabilidade do suporte social recebido. Do ponto de vista teórico a covariância entre estes erros faz sentido, dado que o item 3 e 9 pertencem à subescala “Relacionamentos”, construto teórico que avalia os pensamentos relacionados ao apoio social recebido após a perda de um ente querido (Eisma et al., 2014a). Relativamente à covariância entre o resíduo do item 13 e 2, o item 13 (“Tentou perceber os seus sentimentos sobre esta perda”) pertence à dimensão “Reações” o que é coerente com um subtipo de ruminação que implica que o indivíduo enlutado procure recorrentemente alcançar uma compreensão mais profunda sobre as suas reações emocionais à perda (Eisma, Schut, et al., 2015). O item 2 (“Analisou o significado pessoal da perda para si”) pertence à dimensão “Significado”. Do ponto de vista teórico, a correlação entre estes dois itens pode ser fundamentada, uma vez que a ruminação no luto consiste principalmente em pensamentos sobre as razões e significado da perda e as emoções gerais relacionadas com a mesma (Eisma et al., 2014a), e além disso, indivíduos enlutados tendem a envolver-se numa ruminação contínua sobre as suas próprias reações e sobre as razões pelas quais a perda ocorreu, como uma forma de evitar a realidade da perda e as emoções a esta associada (Boelen et al., 2006).

De seguida iremos comparar os resultados obtidos nas AFC do presente estudo, que apontam o modelo hierárquico de cinco fatores de segunda ordem como o modelo mais ajustado aos dados, com os resultados apresentados em estudos de validação da UGRS noutros países. Na amostra Holandesa, Inglesa e Alemã foi demonstrado que embora os dois modelos apresentem índices de ajustamento similares, o modelo de cinco fatores correlacionados, parece ser ligeiramente melhor (Doering et al., 2018; Eisma et al., 2014a). No entanto, Sveen e colaboradores (2019), na versão Sueca da UGRS, numa amostra de pais enlutados, demonstraram que o modelo hierárquico de segunda ordem revelava um ajustamento aos dados ligeiramente melhor, o que foi igualmente considerado na versão chinesa da UGRS (Tang et al., 2019), dado que os resultados das inter-correlações entre os cinco fatores foram elevados. Segundo o modelo hierárquico, a UGRS pode ser utilizada como uma medida geral de ruminação no luto e como uma medida que permite avaliar subtipos de ruminação no luto. Os resultados descritos na literatura sobre esta temática (e.g., Sveen et al., 2019), bem como os resultados encontrados no presente estudo, sugerem que os subtipos de ruminação podem ser estudados de forma independente, mas quando estudados

em conjunto permitem aceder a um construto mais global, nomeadamente a ruminação no luto, definida teoricamente como um processo cognitivo caracterizado por pensamentos recorrentes, repetitivos e focados no *self* sobre as causas e consequências da perda, e sobre as emoções relacionadas à perda (Eisma et al., 2012). Partindo da definição deste construto geral, e considerando o modelo hierárquico da UGRS podemos verificar que as subescalas Injustiça e Contrafactual representam pensamentos sobre as causas, e as subescalas Reações, Significado e Relacionamentos sobre as consequências e sentimentos relacionados. Portanto o conjunto destas subescalas permitem compreender o processo mais abrangente de ruminação no luto.

Em relação à validade convergente, a partir da análise do critério Fornell e Larcker (1981) foi demonstrada evidência de validade convergente para todas as subescalas estudadas, uma vez que a VEM foi superior a .50 em todos os fatores da UGRS.

Relativamente à validade concorrente, o *score* total da UGRS e das suas subescalas, revelaram correlações positivas significativas e fortes com sintomas de LP o que replica os resultados encontrados em estudos anteriores de adaptação e validação desta escala (Doering et al., 2018; Eisma et al., 2014a; Sveen et al., 2019; Tang et al., 2019). O *score* total da UGRS revela correlações positivas significativas e fortes com sintomas de ansiedade e depressão, sendo a associação encontrada superior aos resultados encontrados noutros estudos (Doering et al., 2018; Eisma et al., 2014a; Sveen et al., 2019; Tang et al., 2019). Não obstante, o padrão de correlações continua a sugerir que a ruminação no luto revela uma associação mais forte com sintomas de LP do que com sintomas de ansiedade e depressão. Globalmente, as associações positivas e significativas entre ruminação no luto e sintomas de vários tipos de psicopatologia, em particular o LP, stress pós-traumático, ansiedade e depressão, encontradas neste estudo, parecem estar de acordo com o defendido por Ehrling e Watkins (2008), que consideraram que formas negativas de pensamento repetitivo, incluindo a ruminação, são um fator de risco transdiagnóstico para diversas perturbações.

No que concerne à validade divergente, dado que nas dimensões “Reações” e “Significado” os valores da VEM foram inferiores aos valores da VMP, e na dimensão “Relacionamentos” inferior aos valores da VMP e da VMaxP, não foi encontrada evidência de validade divergente para estas três subescalas. Adicionalmente, as correlações elevadas entre os cinco fatores latentes (Reações, Injustiça, Contrafactual, Significado e Relacionamentos) sugerem o modelo hierárquico com um fator de primeira ordem (i.e., ruminação no luto), o qual foi efetivamente estudado e revelou ser o modelo mais ajustado

aos dados. Estes resultados parecem suportar a existência de um fator comum de ruminação no luto, que embora tenha subdimensões com especificidades próprias, revela uma característica mais global do funcionamento cognitivo.

Relativamente à fiabilidade, a versão Portuguesa da UGRS demonstrou valores de Alfa de *Cronbach* e Ómega de *McDonald* bons em todas as subescalas, sendo estes superiores a .70 (Nunnally & Bernstein, 1994), demonstrando que a fiabilidade de todos os construtos avaliados através da versão Portuguesa da UGRS era adequada. Os valores de Alfa de *Cronbach* em cada subescala são comparáveis aos valores encontrados noutros estudos de avaliação das propriedades psicométricas desta escala (e.g. Eisma et al., 2014a).

### **Limitações e sugestões para estudos futuros**

Este estudo apresenta algumas limitações, que são importantes destacar. O *design* transversal do estudo não permitiu realizar uma análise teste-reteste, não sendo possível retirar conclusões relativamente à estabilidade temporal da versão Portuguesa da UGRS, contudo a mesma foi considerada adequada num estudo longitudinal na versão Holandesa desta escala (Eisma et al., 2014a). Assim, é necessária a realização de estudos futuros com *design* longitudinal para dar continuidade aos estudos de fiabilidade e investigar a validade preditiva da versão Portuguesa da UGRS.

Outras limitações, estão relacionadas com o facto de a amostra ser por conveniência e do tipo *snowball*, não sendo representativa da população portuguesa. Adicionalmente, a amostra testada é composta maioritariamente por mulheres enlutadas, o que mais uma vez exemplifica a sobre-representação deste subgrupo na maioria dos estudos sobre o luto (Doering et al., 2018; Eisma et al., 2014a), não sendo uma amostra representativa da população enlutada em geral. Esta diferença pode refletir uma maior necessidade que as mulheres parecem ter em expressar as suas emoções e em procurar apoio, comparativamente aos homens (Doka & Martin, 2010; Stroebe et al., 2001). Consequentemente, são necessários estudos que englobem amostras equilibradas, para que também seja possível retirar conclusões relativamente às diferenças entre género.

Outra limitação encontrada está relacionada com a utilização de escalas de autorrelato, assim os resultados obtidos podem ter sido enviesados pela perceção que o próprio tem em relação às suas características pessoais e/ou aspetos relacionados com a desejabilidade social.

Relativamente à recolha de dados, esta foi realizada por telefone e via *online*, no entanto, como a amostra é constituída por participantes de um estudo mais alargado, não foi registado o número de questionários recolhidos em cada um dos formatos, o que pode ser apontado como uma limitação, pois impossibilitou a realização de estudos comparativos.

Como este estudo surgiu na sequência de um projeto alargado, o protocolo de investigação não incluía instrumentos validados para a população portuguesa que avaliem a ruminação traço, logo relativamente à validade convergente é necessária mais investigação, nomeadamente para testar a associação da versão Portuguesa da UGRS com outras medidas de ruminação (e.g., Escala de Respostas Ruminativas- Versão Reduzida; Dinis et al., 2011). Ainda, em relação à validade divergente, e pelos motivos supracitados, o presente estudo não incluiu instrumentos que avaliem construtos teoricamente não relacionados à ruminação no luto, sendo por isso necessários estudos futuros que testem a validade divergente com um método de testagem clássico possibilitando mais evidência sobre as qualidades psicométricas da versão Portuguesa da UGRS. Efetivamente, existem estudos psicométricos desta escala em amostras de diferentes populações (e.g., inglesa, alemã e chinesa) nos quais foi verificada adequada validade convergente através da análise da correlação entre ruminação no luto e ruminação traço (Doering et al., 2018; Eisma et al., 2014a; Tang et al., 2019). Ainda, no estudo de validação da versão chinesa da escala, a validade divergente foi suportada por valores de correlação entre ruminação no luto e *mindfulness* inferiores aos valores de correlação entre ruminação no luto e ruminação traço (Tang et al., 2019).

É importante mencionar que neste estudo foram seguidos os procedimentos dos autores de base (Eisma et al., 2014a) para a análise da validade concorrente, i.e., as correlações da UGRS com as escalas de LP, stresse pós-traumático, ansiedade e depressão, no pressuposto de que a ruminação no luto é preditora de desenvolvimento de psicopatologia. Apesar do contributo dos resultados encontrados e de existir evidência na literatura, de que a ruminação no luto pode ser preditora de uma proporção significativa de variância adicional, em sintomas de ansiedade (4%), depressão (5%) e LP (22%; Eisma et al., 2014a), o método de testagem utilizado pode ser apontado como uma limitação. Mais especificamente, considerando que o estudo da validade concorrente implica a correlação dos resultados no instrumento com um critério externo do construto que está a ser medido (i.e., *gold standard*; Fayers & Machin, 2007), entendem-se como relevantes estudos futuros nos quais a validade concorrente seja testada a partir da correlação da UGRS com instrumentos *gold standards* cada vez mais adequados à ruminação do luto.

### **Forças e implicações para a clínica e investigação**

Relativamente à recolha de dados, tal como sugerido por Eisma e colaboradores (2014a) no estudo de validação desta escala para a população Inglesa, não foi colocada restrição temporal no tempo pós-morte, pois era pretendido assegurar um conjunto de dados que incluíssem participantes que experimentaram uma variedade de sintomas e níveis de ruminação, não necessariamente circunscritos a fases iniciais de luto. Adicionalmente, não obstante a limitação identificada anteriormente sobre os diferentes formatos de recolha dos dados, o esforço de divulgação do questionário em diversas frentes (e.g. contactos telefónicos, redes sociais, *site*) pode ser considerado como uma força deste estudo, uma vez que permitiu incluir participantes que de outra forma não poderiam participar, nomeadamente pessoas que não tinham facilidade em utilizar as novas tecnologias para participar em estudos *online*.

A validação da UGRS para a população portuguesa tem implicações para a investigação e estudos futuros. Primeiramente, o estudo da relação da ruminação no luto com medidas de psicopatologia e de bem-estar emocional poderá contribuir para aumentar a investigação internacional sobre a distinção do potencial adaptativo e maladaptativo da ruminação ao longo do processo de luto (Doering et al., 2018; Eisma, Schut, et al., 2015). Além disso, considerando que os níveis de ruminação podem ser reduzidos através de intervenções psicológicas (Eisma et al., 2014b) e efetivamente, as intervenções cognitivo-comportamentais e intervenções baseadas no *mindfulness* têm se demonstrado eficazes (Querstret & Cropley, 2013), é fundamental compreender o contributo da ruminação no desenvolvimento e persistência de problemas de saúde mental após a perda, visto que essa informação pode contribuir para o aumento da eficácia de intervenções terapêuticas em enlutados com elevados níveis de ruminação e LP (Eisma et al., 2014b). Ainda, as circunstâncias inerentes à perda durante a pandemia parecem aumentar o envolvimento em processos cognitivos maladaptativos (Wallace et al., 2020; Zhai & Du, 2020), impulsionado a vivência de um período de enorme solidão e de inúmeras perdas, existindo risco elevado de LP (Gabriel & Paulino, 2021). Assim, no contexto pandémico atual torna-se ainda mais urgente a adaptação e validação de medidas que permitam avaliar ruminação no luto, e que contribuam para o aumento de investigação sobre as implicações da redução dos níveis deste tipo de ruminação na eficácia das intervenções em indivíduos em processos de luto disfuncionais (Doering et al., 2018).

A validação desta escala tem ainda implicações para a clínica. De facto, é necessário mais conhecimento sobre ruminação no luto, de modo a otimizar a intervenção psicológica de pacientes com LP (Doering et al., 2018), pois se a ruminação no luto for uma estratégia de evitamento tal como defende a Hipótese da Ruminação como Evitamento (Stroebe et al., 2007a), a intervenção na ruminação no luto pode ser eficaz se o terapeuta recorrer a técnicas de exposição, pois de acordo com esta teoria a melhor estratégia de intervenção na ruminação e *distress* associado ao luto passa pelo confronto sistemático com os aspetos da perda que o indivíduo procura evitar (Eisma & Stroebe, 2017). No entanto, se a ruminação no luto for uma estratégia de confrontação, tal como sugere a Teoria dos Estilos de Resposta, a ativação comportamental pode ser uma estratégia terapêutica mais eficaz para reduzir a ruminação no luto (Eisma, Boelen, et al., 2015), pois de acordo com esta teoria, o ciclo de ruminação pode ser interrompido se a pessoa se distrair dos pensamentos recorrentes (Eisma & Stroebe, 2017). Não obstante, existem estudos (e.g., Papa et al., 2013) que consideram que a combinação destas técnicas (i.e., exposição e ativação comportamental) pode ser a melhor forma de intervir na ruminação no luto, até porque as duas teorias são consideradas válidas (Eisma & Stroebe, 2017). Adicionalmente, a distinção entre os aspetos funcionais e disfuncionais de pensamentos repetitivos após a perda tem importância teórica e clínica, pois um aumento de conhecimento nesta área de estudo pode ser aplicado ao desenvolvimento e melhoria de intervenções com o objetivo de reduzir o *distress* associada ao luto. Por exemplo, ruminação no luto sobre injustiça prevê níveis mais elevados de LP, enquanto a ruminação que se foca na compreensão emocional tem um efeito adaptativo e prevê uma redução de níveis de LP (Eisma, Schut, et al., 2015).

Em suma, a UGRS é uma escala essencialmente desenvolvida para investigação científica, no entanto pode ainda ser aplicada clinicamente como medida breve para avaliar a ruminação em pessoas em processo de luto (Eisma et al., 2014a). Apesar das limitações apresentadas, e de acordo com a pesquisa realizada, este estudo psicométrico é o primeiro estudo a fornecer evidência relativamente à validade e fiabilidade da versão Portuguesa da UGRS. Os resultados obtidos sugerem que a UGRS é um instrumento válido para avaliar o construto de ruminação no luto em Portugal, em contextos clínicos e de investigação.

## Referências Bibliográficas

- Albuquerque, S., Coelho, A., Teixeira, A. M., & Santos, A. R. (2021). Luto complicado: Concetualização, avaliação e intervenção. In Gabriel, S., Paulino, M, & Baptista, T. M. (Coor.), *Luto: Manual de intervenção psicológica* (1ª ed., pp. 21-40). Factor.
- Andrews, P. W. Altman, M., Sevcikova, M., & Cacciatore, J. (2021). An evolutionary approach to grief-related rumination: Construction and validation of the Bereavement Analytical Rumination Questionnaire. *Evolution and Human Behavior*, 42(5), 441-452. <https://doi.org/10.1016/j.evolhumbehav.2021.03.007>
- Boelen, P. A., van den Hout, M. A., & van den Bout, J. (2006). A cognitive-behavioral conceptualization of complicated grief. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 13(2), 109-128. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2850.2006.00013.x>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor analysis for applied research* (2<sup>nd</sup> ed.). The Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2009). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2<sup>nd</sup> ed.). Routledge/Taylor & Francis.
- Canavarro, M. C. (1999). Inventário de Sintomas Psicopatológicos: BSI. In M. R. Simões, M. Gonçalves, & L. S. Almeida (Eds.), *Testes e provas psicológicas em Portugal* (vol. II, pp. 87-109). SHO/APPORT.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Construction validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7(3), 309-319. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.309>
- Cann, A., Calhoun, L. G., Tedeschi, R. G., Triplett, K. N. Vishnevsky, T., & Lindstrom, C. M. (2011). Assessing posttraumatic cognitive processes: The Event Related Rumination Inventory. *Anxiety, Stress, & Coping: An International Journal*, 24(2), 137-156. <http://dx.doi.org/10.1080/10615806.2010.529901>
- Chang, W. H. (2011). *How to write and submit an academic paper with SEM*. Tingmao.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2<sup>nd</sup> ed.). L. Erlbaum Associates.
- Delalibera, M., Coelho, A., & Barbosa, A. (2011). Validação do instrumento de avaliação do luto prolongado para a população portuguesa [Validation of prolonged grief disorder instrument for Portuguese population]. *Acta Médica Portuguesa*, 24(6), 935-942.
- DeVellis, R. (2012). *Scale development: Theory and applications* (3<sup>rd</sup> ed., Vol. 26). Sage.

- Dinis, A., Gouveia, J. P., Duarte, C., & Castro, T. (2011). Estudo de validação da versão portuguesa da escala de respostas ruminativas – Versão reduzida. *Psychologica*, (54), 175-202. [https://doi.org/10.14195/1647-8606\\_54\\_7](https://doi.org/10.14195/1647-8606_54_7)
- Doering, B. K., Barke, A., Friehs, T., & Eisma, M. (2018). Assessment of grief-related rumination: Validation of the German Version of the Utrecht Grief Rumination Scale (UGRS). *BMC Psychiatry*, 18, Article 43. <https://doi.org/10.1186/s12888-018-1630-1>
- Doka, K. J., & Martin, T. L. (2010). *Grieving beyond gender: Understanding the ways men and women mourn* (Rev. ed.). Routledge
- Ehring, T., & Watkins, E.R. (2008). Repetitive negative thinking as a transdiagnostic process. *International Journal of Cognitive Therapy*, 1(3), 192-205. <https://doi.org/10.1521/ijct.2008.1.3.192>
- Eisma, M. C., Boelen, P. A., van den Bout, J., Stroebe, W., Schut, H., Lancee, J., & Stroebe, M. S. (2015). Internet-based exposure and behavioral activation for complicated grief and rumination: A randomized controlled trial. *Behavior Therapy*, 46(6), 729-748. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2015.05.007>
- Eisma, M. C., Lang, T. A., & Boelen, P. A. (2020). How thinking hurts: Rumination, worry, and avoidance processes in adjustment to bereavement. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 27(4), 548-558. <https://doi.org/10.1002/cpp.2440>
- Eisma, M. C., & Stroebe, M. S. (2017). Rumination following bereavement: An overview. *Bereavement Care*, 36(2), 58-64. <http://dx.doi.org/10.1080/02682621.2017.1349291>
- Eisma, M. C., Stroebe, M. S., Schut, H., Boelen, P., van den Bout, J., & Stroebe, W. (2012). 'Waarom is dit mij overkomen?' Ontwikkeling en validatie van de Utrechtse RouwRuminatieSchaal [Development and validation of the Utrecht Grief Rumination Scale]. *Gedragstherapie*, 45(4), 369–388.
- Eisma, M. C., Stroebe, M., Schut, H., van den Bout, J., Boelen, P. A., & Stroebe, W. (2014a). Development and psychometric evaluation of the Utrecht Grief Rumination Scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 36, 165-176. <https://doi.org/10.1007/s10862-013-9377-y>
- Eisma, M. C., Schut, H. A., Stroebe, M. S., van den Bout, J., Stroebe, W., & Boelen, P. A. (2014b). Is rumination after bereavement linked with loss avoidance? Evidence from eye-tracking. *PloS ONE*, 9(8), e104980. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0104980>
- Eisma, M. C., Schut, H. A., Stroebe, M. S., Boelen, P. A., van den Bout, J., & Stroebe, W. (2015). Adaptive and maladaptive rumination after loss: A three-wave longitudinal

- study. *British Journal of Clinical Psychology*, 54(2), 163–180. <https://doi.org/10.1111/bjc.12067>
- Fayers, P. M., & Machin, D. (2007). *Quality of life: The assessment, analysis and interpretation of patient-reported outcomes* (2<sup>nd</sup> ed.). John Wiley & Sons Ltd.
- Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS* (3<sup>rd</sup> ed.). Sage Publications.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Gabriel, S., & Paulino, M. (2021). COVID-19: O processo de luto em tempos de pandemia. In Gabriel, S., Paulino, M., & Baptista, T. M. (Coor.), *Luto: Manual de intervenção psicológica* (1<sup>a</sup> ed., pp. 267-278). Pactor.
- Hair, J.F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8<sup>th</sup> ed.). Cengage.
- Hair, J.F., Risher, J.J., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European Business Review*, 31(1), 2-24. <https://doi.org/10.1108/EBR-11-2018-0203>
- Hair, J. F., Sarstedt, M., Hopkins, L., & Kuppelwieser, V. G. (2014). Partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM): An emerging tool in business research. *European Business Review*, 26(2), 106-121. <https://doi.org/10.1108/EBR-10-2013-0128>
- Hosey, M. M., Leoutsakos, J. M. S., Li, X., Dinglas, V. D., Bienvenu, O. J., Parker, A. M., Hopkins, R. O., Needham, D. M., & NeufeldK, J. (2019) Screening for posttraumatic stress disorder in ARDS survivors validation of the Impact of Event Scale 6 (IES 6). *Critical Care*, 23(1), Article 276. <https://doi.org/10.1186/s13054-019-2553-z>
- Hu, L., & Bentler, P. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Jackson, D. L., Gillaspay, J. A., Jr. & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. *Psychological Methods*, 14(1), 6-23. <https://doi.org/10.1037/a0014694>
- Jordan, A. H., & Litz, B. T. (2014). Prolonged grief disorder: Diagnostic, assessment, and treatment considerations. *Professional Psychology: Research and Practice*, 45(3), 180-187. <https://doi.org/10.1037/a0036836>

- Kazdin, A. (2017). *Research design in clinical psychology* (5<sup>th</sup> ed.). Pearson.
- Lopes, A. (2013). *Covergent validity of impact of event scale-revised and impact of event scale-6 portuguese versions* [Master thesis, CESPU].
- Luttenbacher, I., Breukel, J. S., & Adamson, M. M. (2021). The mediating role of rumination in the relationship between loneliness and depression in university students during the COVID-19 pandemic. *COVID, 1*(2), 447–457. <https://doi.org/10.3390/covid1020038>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment* (1<sup>st</sup> ed.). Psychology Press.
- Maroco, J. (2014). *Análise estatística com o spss statistics* (6<sup>a</sup> ed.). Report Number, Lda.
- Michael, T., Halligan, S. L., Clark, D. M., & Ehlers, A. (2007). Rumination in posttraumatic stress disorder. *Depression and Anxiety, 24*(5), 307-317. <https://doi.org/10.1002/da.20228>
- Nolen-Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology, 100*(4), 569-582. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.100.4.569>
- Nolen-Hoeksema, S., Wisco, B. E., & Lyubomirsky, S. (2008). Rethinking rumination. *Perspectives on Psychological Science, 3*(5), 400-424. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6924.2008.00088.x>
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1994). *Psychometric theory* (3<sup>rd</sup> ed.). McGrawHill.
- Papa, A., Rummel, C., Garrison-Diehn, C., & Sewell, M. T (2013). Behavioral activation for pathological grief. *Death Studies, 37*(10), 913–936. <https://doi.org/10.1080/07481187.2012.692459>
- Prigerson, H. G., Horowitz, M. J., Jacobs, S. C., Parkes, C. M., Aslan, M., Goodkin, K., Raphael, B., Marwit, S. J., Wortman, C., Neimeyer, R. A., Bonanno, G., Block, A. D., Kissane, D., Boelen, P., Maercker, A., Litz, B. T., Johnson, J. G., First, M. B. & Maciejewski, P. K. (2009). Prolonged grief disorder: Psychometric validation of criteria proposed for DSM-V and ICD-11. *PLoS Medicine, 6*(8), e1000121. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1000121>
- Prigerson, H. G., Vanderwerker, L. C., & Maciejewski, P. K. (2007). A case for inclusion of prolonged grief disorder in DSM-V. In M. S. Stroebe, R. O. Hansson, H. Schut, & W. Stroebe (Eds.), *Handbook of bereavement research and practice* (pp. 165–186). American Psychological Association.

- Querstret, D., & Cropley, M. (2013). Assessing treatments used to reduce rumination and/or worry: A systematic review. *Clinical Psychology Review*, 33(8), 996-1009. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2013.08.004>
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145–154. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
- Rocha, J. P. (2021). Processo de luto: Instrumentos de avaliação. In Gabriel, S., Paulino, M., & Baptista, T. M. (Coor.), *Luto: Manual de intervenção psicológica* (1ª ed., pp. 383-395). Pactor.
- Segerstrom, S. C., Stanton, A. L., Alden, L. E., & Shortridge, B. E. (2003). A multidimensional structure for repetitive thought: What's on your mind, and how, and how much? *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(5), 909-921. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.5.909>
- Shear, M. K. (2015). Complicated grief. *The New England Journal of Medicine*, 372(2), 153-160. <https://doi.org/10.1056/NEJMcp1315618>
- Shigemoto, Y. (2022). Association between daily rumination and posttraumatic growth during the COVID-19 pandemic: An experience sampling method. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 14(2), 229-236. <http://dx.doi.org/10.1037/tra0001061>
- Stroebe, M. S., Boelen, P. A., van den Hout, M., Stroebe, W., Salemink, E., & van den Bout, J. (2007a). Ruminative coping as avoidance: A reinterpretation of its function in adjustment to bereavement. *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience*, 257(8), 462–472. <https://doi.org/10.1007/s00406-007-0746-y>
- Stroebe, M. S., Schut, H., & Stroebe, W. (2007b). Health outcomes of bereavement. *The Lancet*, 370(9603), 1960-1973. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(07\)61816-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(07)61816-9)
- Stroebe, M. S., Stroebe, W., & Schut, H. (2001). Gender differences in adjustment to bereavement: An empirical and theoretical review. *Review of General Psychology*, 5(1), 62–83. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.5.1.62>
- Sveen J., Pohlkamp L., Kreichbergs U., & Eisma M. C. (2019) Rumination in bereaved parents: Psychometric evaluation of the Swedish version of the Utrecht Grief Rumination Scale (UGRS). *PLoS ONE* 14(3): e0213152. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0213152>

- Tang, S., Eisma, M. C., Li, J., & Chow, A. Y. M., (2019). Psychometric evaluation of the Chinese version of the Utrecht Grief Rumination Scale. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 26(2), 262-272. <https://doi.org/10.1002/cpp.2348>
- Thoresen, S., Tambs, K., Hussain, A., Heir, T., Johansen, V. A., & Bisson, J. I. (2010). Brief measure of posttraumatic stress reactions: Impact of Event Scale-6. *Social Psychiatric and Psychiatric Epidemiology*, 45(3), 405-412. <https://doi.org/10.1007/s00127-009-0073-x>
- van der Houwen, K., Stroebe, M. S., Schut, H., Stroebe, W., & van den Bout, J. (2010). Mediating processes in bereavement: The role of rumination, threatening grief interpretations, and deliberate grief avoidance. *Social science & medicine*, 71(9), 1669–1676. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2010.06.047>
- Wallace, C. L., Wladkowski, S. P., Gibson, A., & White, P. (2020). Grief during the COVID-19 pandemic: Considerations for palliative care providers. *Journal of Pain and Symptom Management*, 60(1), 70-76. <https://doi.org/10.1016/j.jpainsymman.2020.04.012>
- Zhai, Y., & Du, X. (2020). Mental health care for international Chinese students affected by the COVID-19 outbreak. *The Lancet Psychiatry*, 7(4), e22. [https://doi.org/10.1016/s2215-0366\(20\)30089-4](https://doi.org/10.1016/s2215-0366(20)30089-4)

## Anexos

### Anexo 1 – Consentimento Informado

O objetivo do estudo é explorar o impacto da perda e os fatores envolvidos e a sua influência no processo de luto. Este estudo envolve várias entidades académicas e de saúde e foi aprovado pela Comissão de Ética da Administração Regional de Saúde Centro e Norte.

#### Quem pode participar neste estudo?

Podem participar neste estudo todas as pessoas maiores de 18 anos que tenham sofrido uma perda significativa.

#### O que me será pedido?

Ser-lhe-á pedido que responda às questões que vão ser apresentadas sobre si e a sua experiência de luto. O questionário durará aproximadamente 25 minutos. Não existem respostas certas nem erradas, o importante é que responda com sinceridade. O preenchimento do presente questionário poderá constituir uma experiência difícil, na medida em que poderão surgir emoções e memórias dolorosas. Pode também constituir um momento de crescimento pessoal, pois promove a reflexão sobre a sua experiência e o modo como tem lidado com a sua perda.

#### As minhas respostas são confidenciais?

Toda a informação recolhida será totalmente confidencial e será garantido o anonimato. Os dados só serão utilizados para fins de investigação. Não haverá nenhum dado pessoal recolhido que permitirá saber quem responde. Somente os elementos da equipa da investigação têm acesso aos dados e estes dados serão tratados, apenas, de forma conjunta, ou seja, em conjunto com as respostas das outras pessoas que participaram.

#### E se eu começar a responder às questões, mas não terminar?

Trata-se de um estudo voluntário, se decidir não participar, em qualquer momento e por qualquer motivo, pode interromper a sua participação.

Agradecemos, desde já, o tempo disponibilizado e também a sua participação, caso seja esse o seu desejo.

- Sim, dou o meu consentimento livre e informado e aceito participar neste estudo.
- Não aceito participar neste estudo.