

LUIANA DANIELA NAPOLEÃO LAFAYETTE

**TRADUÇÃO, ADAPTAÇÃO E VALIDAÇÃO DA
ESCALA *CO-RUMINATION QUESTIONNAIRE* PARA
PESSOAS EM RELAÇÃO AMOROSA**

Orientadora: Professora Doutora Patrícia M. Pascoal

Coorientadora: Professora Doutora Magda Sofia Roberto

Universidade Lusófona de Humanidades e Tecnologias

Escola de Psicologia e Ciências da Vida

Lisboa

2020

LUIANA DANIELA NAPOLEÃO LAFAYETTE

**TRADUÇÃO, ADAPTAÇÃO E VALIDAÇÃO DA
ESCALA *CO-RUMINATION QUESTIONNAIRE* PARA
PESSOAS EM RELAÇÃO AMOROSA**

Dissertação defendida em provas públicas na
Universidade Lusófona de Humanidades e Tecnologias
no dia 25 de junho de 2020, perante o júri nomeado pelo
Despacho de Nomeação nº 126/2020, de 6 de maio de
2020, com a seguinte composição:

Presidente:

Professora Doutora Bárbara Nazaré

Arguente:

Professor Doutor Pedro Joel Rosa

Orientadora:

Professora Doutora Patrícia M. Pascoal

Universidade Lusófona de Humanidades e Tecnologias

Escola de Psicologia e Ciências da Vida

Lisboa

2020

Dedicatória

É com amor e profunda gratidão que dedico este trabalho à Marta e ao Eduardo, os meus queridos pais.

Agradecimentos

Primeiramente, à minha orientadora, Professora Doutora Patrícia M. Pascoal, pelo seu entusiasmo genuíno e contagiante, bem como pela forma determinada, sensível e crítica com que orientou o estudo. No decurso desta trabalhosa e enriquecedora jornada, a sua partilha inspirou-me a novos desafios no âmbito da investigação científica.

À minha coorientadora, Professora Doutora Magda Sofia Roberto, pela sua motivação, atenção e disponibilidade constantemente demonstradas. A sua sensibilidade e «paciência de Jó» face às minhas inúmeras questões, aliadas às palavras de incentivo, foram muito significativas.

À autora da medida em análise, Amanda Rose, pela sua atenção e disponibilidade ao permitir o uso do *Co-rumination Questionnaire* (CRQ) no presente estudo.

À minha família, em especial, aos meus pais, irmã e tios, pelo amor, apoio e confiança incondicionais. Palavras nunca serão suficientes para expressar o amor e gratidão que sinto por vocês.

Aos meus amigos, em especial, a Melanie Silva e a Ivanilda Costa. A vossa presença apaziguadora e o sentido de humor constantes atenuaram a minha ansiedade e me confortaram em diversos momentos.

À Professora Doutora Bárbara Nazaré e ao Professor Doutor Pedro Joel Rosa, pela transmissão clara dos seus conhecimentos. O vosso entusiasmo, domínio e disponibilidade ao longo das aulas, permitiram-me desconstruir a «aversão» pela disciplina de Métodos de investigação em Psicologia Clínica e Saúde e a desenvolver o interesse pelo processo de validação de instrumentos psicológicos.

Às minhas colegas do Mestrado, em especial, a Jéssica Abreu, a Sofia Magalhães e a Tatiana Carvalhal, pelo companheirismo e incentivo expressos durante a execução deste trabalho.

Por fim, mas não menos importantes, aos participantes do estudo, pela colaboração e empenho demonstrados, quer na partilha do protocolo, como no preenchimento do mesmo. Sem o vosso contributo, o presente trabalho não teria sido possível.

Resumo

O *Co-rumination Questionnaire* (CRQ) é um instrumento que se propõe a avaliar a tendência do indivíduo para co-ruminar com amigos próximos do mesmo género. No corrente estudo, visou-se traduzir a versão original do CRQ para a língua portuguesa, adaptá-la para o contexto «relação amorosa» e analisar a sua validade de construto, fiabilidade interna e sensibilidade.

Foi um estudo não experimental, descritivo e transversal que recorreu a uma amostra de 261 participantes ($M = 35.34$; $DP = 10.05$) de ambos os géneros, de expressão portuguesa, que experienciavam uma relação amorosa exclusiva há pelo menos um ano. Os resultados da AFC indicaram um melhor ajustamento aos dados pelo «modelo bifatorial», ao passo que se verificou uma melhor adequabilidade da parte da estrutura unifatorial a ele integrada. Para a consistência interna, o valor do ómega hierárquico e do *alfa de Cronbach* obtidos para o *score* geral sugerem uma fiabilidade muito boa. As validades convergente e discriminante foram calculadas, e suportadas, mediante o Coeficiente de Correlação de Pearson. Também se verificou uma sensibilidade adequada dos itens da medida.

De nosso conhecimento, este estudo é o primeiro, a nível internacional, a integrar a adaptação e validação do CRQ para o contexto de «díade amorosa». Os seus resultados preliminares são promissores e sugerem tratar-se de uma medida que pode ser útil para o contexto de investigação e/ou prática clínica.

Palavras-Chave: *Co-rumination Questionnaire*, relação amorosa, validade de construto, fiabilidade interna, sensibilidade.

Abstract

The *Co-rumination Questionnaire* (CRQ) is an instrument that aims to assess the individual's tendency to co-ruminate with close friends of the same gender. In the current study, the aim was to translate the original version of the CRQ into portuguese, to adapt it to the context of «love relationship» and to analyze its construct validity, internal reliability and sensitivity.

It was a non-experimental, descriptive and cross-sectional study that used a sample of 261 participants ($M = 35.34$; $SD = 10.05$), of both genders, of portuguese expression, who had experienced an exclusive love relationship for at least a year. The AFC results indicated a better adjustment to the data by the «two-factor model», while there was a better suitability of the part of the unifactorial structure integrated with it. For internal consistency, the value of the hierarchical omega and *Cronbach's alpha* obtained for the general score suggest a very good reliability. Convergent and discriminant validities were calculated and supported, using Pearson's Correlation Coefficient. There was also an adequate sensitivity of the measurement items.

To our knowledge, this study is the first, at the international level, to integrate the adaptation and validation of the CRQ for the context of «loving dyad». Its preliminary results are promising and suggest that it is a measure that may be useful in the context of research and/or clinical practice.

Keywords: *Co-rumination Questionnaire*, love relationship, construct validity, internal reliability, sensitivity.

Abreviaturas, siglas e símbolos

% – Percentagem

α – Coeficiente *alpha* de *Cronbach*

ω – Coeficiente omega

AFC – Análise Fatorial Confirmatória

AFE – Análise Fatorial Exploratória

BIC – *Bayesian Information Criteria*

CFI – *Comparative Fit Index*

CRQ – *Co-rumination Questionnaire*

DP – Desvio-padrão

e.g. – Por exemplo

EP – Erro Padrão

et al. – E outros

GMSEX – *Global Measure of Sexual Satisfaction*

i.e. – Isto é

M – Média

MLM – *Maximum Likelihood Estimation*

N – Tamanho da amostra

n – Número de sujeitos por variável

NS – Não significativo

p – Valor da probabilidade

pp. – Páginas

r – Coeficiente de Correlação de *Pearson*

RMSEA – *Root Mean Square Error Approximation*

Luiana Daniela Napoleão Lafayette, Tradução, adaptação e validação da escala *Co-rumination Questionnaire* para pessoas em relação amorosa

RRS-SF – *Ruminative Responses Scale – Short Form*

SPSS – *Statistical Package for Social Sciences*

SRMR – *Standardized Root Mean Square Residual*

TLI – *Tucker-Lewis Index*

VCE – Variância Comum Explicada

Índice Geral

Resumo	5
Abstract	6
Abreviaturas e siglas	7
Introdução	12
Capítulo 1 – Revisão de Literatura	14
1.1. Enquadramento teórico	15
1.2. Instrumento de medida	21
1.2.1. Co-rumination Questionnaire (CRQ)	21
1.2.1.1. Descrição do instrumento	22
1.2.1.2. Características psicométricas	23
1.3. Objetivo do estudo	24
1.4. Pertinência do estudo	24
Capítulo 2 – Método	26
2.1. Amostra	27
2.1.1. Distribuição das escalas de medida pela amostra	28
2.2. Medidas	29
2.2.1. Questionário sociodemográfico	29
2.2.2. Co-rumination Questionnaire (CRQ)	29
2.2.3. Ruminative Responses Scale – Short Form (RRS-SF)	29
2.2.4. Global Measure of Sexual Satisfaction (GMSEX)	30
2.3. Procedimento	31
2.4. Análise de dados	32
Capítulo 3 – Resultados	35
3.1. Caracterização dos itens do Co-rumination Questionnaire (CRQ)	36
3.2. Estrutura fatorial	37
3.3. Consistência interna	39
3.4. Validades convergente e discriminante	40
Capítulo 4 – Discussão	41

4.1. Discussão dos resultados	42
4.2. Limitações	45
4.3. Considerações finais	45
Referências	48
Apêndice	i
Anexos	v

Índice de quadros

Tabela 1 – Caracterização Sociodemográfica da Amostra	27
Tabela 2 – Distribuição das Escalas CRQ, RRS-SF e GMSEX pela Amostra	28
Tabela 3 – Medidas Descritivas dos Itens do CRQ e da sua Distribuição	36
Tabela 4 – Índice de Ajustamento para os Modelos de Análise Fatorial Confirmatória	37
Tabela 5 – Pesos Fatoriais Estandarizados e Variância Comum Explicada para o Modelo Bifatorial	38
Tabela 6 – Correlações Item-Total Corrigidas e o Valor de <i>alpha</i> de <i>Cronbach</i> para cada Item Excluído	39
Tabela 7 – Correlações entre o CRQ, a RRS-SF e a GMSEX	40

Introdução

O presente trabalho tem como objeto de estudo a medida *Co-rumination Questionnaire* (CRQ), um instrumento que se propõe a avaliar a tendência do indivíduo para co-ruminar com amigos próximos do mesmo género (Rose, 2002).

Por «co-ruminar» ou «co-ruminação» entende-se o ato que ocorre em díade e se caracteriza pela discussão excessiva e recorrente (Rose, 2002) dos próprios problemas e de emoções negativas a eles relacionadas (Kroemeke, 2019). Referida como uma resposta ao *stress* (Rose & Rudolph, 2006) e/ou um padrão de *coping* (Kroemeke, 2019), a sua conceitualização está relacionada aos construtos da «autorrevelação» e da «ruminação» (Rose, 2002). Estudos desenvolvidos sugerem que a co-ruminação é mais expectável no género feminino (e.g., Rose, 2002; Carlucci, D'Ambrosio, Innamorati, Saggino & Balsamo, 2018; Smith & Rose, 2011) e que a sua presença está associada a efeitos quer positivos quer negativos na adaptação socio-emocional do indivíduo (Rose, Carlson & Waller, 2007; Rose, Schwartz-Mette, Glick, Smith & Luebbe, 2014). Complementarmente, a revisão da literatura denota uma possível influência da parte da co-ruminação sobre a qualidade da saúde, na medida em que a mesma prevê e se relaciona positivamente a indicadores de psicopatologia no âmbito da imagem corporal e do comportamento alimentar (Rudiger & Winstead, 2013).

No que concerne o CRQ, o mesmo foi desenvolvido por Rose (2002) a partir do contexto «relação de amizade» e é tido como o ponto de partida na mensuração da «co-ruminação». Dado o interesse pela investigação deste construto entre clínicos e investigadores, o referido instrumento já foi aplicado em vários estudos com amostra infanto-juvenil e adolescente (e.g., Rose, 2002; Rose et al., 2007; Schwartz-Mette & Rose, 2012; Starr & Davila, 2009; Tompkins, Hockett, Abraibesh & Witt, 2011) e amostra adulta emergente e/ou adulta (e.g., Byrd-Craven, Geary, Rose & Ponzi, 2008; Carlucci et al., 2018; Ciesla, Dickson, Anderson & Neal, 2011; Davidson, Grant, Byrd-Craven, Mills, Judah & Lechner, 2014; Whitton & Kuryluk, 2012) de ambos os géneros e de diferentes etnias.

Não obstante a pertinência do CRQ, Davidson, Grant, Byrd-Craven, Mills, Judah e Lechner (2014) destacam o reduzido investimento em investigações debruçadas sobre as suas características psicométricas. Há registo da alteração desta medida para diferentes contextos interpessoais, como por exemplo, Waller e Rose (2010) que o adaptaram para a relação «mãe-filho(a) adolescente», ou Calmes e Roberts (2008) que avaliaram os níveis de co-ruminação em relações próximas com um amigo do mesmo género, com um dos pais, com o companheiro de

quarto do mesmo género e até com o(a) parceiro(a) amoroso(a), sendo este último equivalente ao interesse do presente estudo. A revisão da literatura também revela a modificação do CRQ para o contexto de saúde, pontuando-se o trabalho desenvolvido por Kroemeke (2019), em que este analisa a co-ruminação como uma estratégia de *coping* face a problemáticas de saúde. Há registo da tradução e validação do referido instrumento para a língua italiana pelos autores Balsamo, Carlucci, Sergi e Saggino (2016), ao passo que para países de expressão portuguesa não foram encontrados estudos que registem a sua tradução, adaptação e/ou validação.

No presente estudo pretende-se traduzir a versão original do CRQ para a língua portuguesa, adaptá-la para o contexto diádico «relação amorosa» e analisar a sua validade de construto (fatorial, convergente e discriminante), fiabilidade interna e sensibilidade.

A população-alvo foi definida por indivíduos maiores de idade que falavam a língua portuguesa como língua nativa e experienciavam uma relação amorosa exclusiva há pelo menos um ano. A amostra foi constituída por 261 participantes ($M = 35.34$; $DP = 10.05$) de ambos os sexos, integrou várias identidades de género e derivou do método de amostragem não probabilístico, respetivamente, a técnica do tipo «amostragem em bola de neve». Tratou-se de um estudo não experimental, descritivo e transversal. Nele, a estatística descritiva e a análise exploratória dos dados foram realizadas a partir do *software Statistical Package for Social Sciences* (v. 20, SPSS Inc., Chicago, IL) e as análises fatoriais confirmatórias mediante o R (R Core Team, 2018) através do pacote *lavaan* (Rosseel, 2012) e do pacote *semTools* (semTools Contributors, 2016).

A partir do tema de investigação, espera-se favorecer o conhecimento na área da co-ruminação e contribuir com a validação do CRQ junto de uma amostra composta por sujeitos em relação amorosa exclusiva.

Capítulo 1 – Revisão de Literatura

1.1. Enquadramento teórico

O suporte social é definido por Cohen (2004) como uma «rede» social que provê ao indivíduo recursos psicológicos e materiais que se destinam a beneficiar a competência do mesmo para lidar com o *stress*. Ele engloba diversos processos (Haggard, Robert & Rose, 2011) e é, globalmente, percecionado como adaptativo e benéfico (Rose et al., 2007), como por exemplo, o suporte informativo que favorece o uso de estratégias a nível de *coping* ou de resolução de problemas (Marroquín, 2011). Complementarmente, Bukowski, Newcomb e Hartup (citados por Rose, 2002) assinalam que uma maior proximidade em relações interpessoais tende a atuar como fator protetor face a dificuldades emocionais. Contudo, a revisão da literatura identifica um processo de suporte particularmente complexo, com compensações no ajustamento socio-emocional do indivíduo, denominado «co-ruminação» (Byrd-Craven et al., 2008; Rose, 2002).

O termo «co-ruminação» foi abordado pela psicóloga Amanda Rose em 2002, num estudo original orientado para a compreensão das relações de amizade entre crianças e adolescentes do mesmo género. Trata-se de um construto relativamente recente (Rose et al., 2007) cuja concetualização está relacionada com os construtos da «autorrevelação» e da «ruminação» (Rose, 2002) que, para uma melhor compreensão do construto que estamos a abordar, passaremos a explicitar.

De uma forma simples, entende-se por autorrevelação o ato de intimidade (Sprecher & Hendrick, 2004) pela qual o indivíduo revela detalhes sobre si a outras pessoas, podendo estes variar de tópicos superficiais a assuntos mais sensíveis e privados (Masaviru, 2016). Já a ruminação, de acordo com a Teoria dos Estilos de Resposta (*Response Styles Theory*; Nolen-Hoeksema, 1991), é definida como o ato de pensar de forma repetitiva e passiva sobre os sintomas de conteúdo emocional negativo, sobre as suas possíveis causas, significados e consequências.

Face ao exposto, a revisão da literatura esclarece que a co-ruminação integra os aspetos relacionais da autorrevelação normativa (e.g., a partilha de pensamentos e sentimentos pessoais) (Schwartz-Mette & Rose, 2012) e as nuances emocionais negativas da ruminação (e.g., o forte foco negativo) (Waller & Rose, 2010), pelo que é concetualizada como uma forma grave e negativa de autorrevelação e uma expressão social da ruminação (Rose, 2002). Apesar das semelhanças referidas, a co-ruminação diferencia-se da autorrevelação normativa e da ruminação (Rose, 2002). Comparativamente à autorrevelação normativa, a co-ruminação

distingue-se pela partilha excessiva e repetitiva de temáticas negativas (Waller & Rose, 2010) e pelas suas componentes (e.g., reviver e/ou especular sobre problemas) que denotam uma relação à problemáticas de ordem emocional, nomeadamente, a sintomas de internalização (Rose, 2002; Rose et al., 2007; Schwartz-Mette & Rose, 2012), isto é, sintomas depressivos e de ansiedade. Relativamente à ruminação, a co-ruminação difere desta pois é um processo interpessoal (Calmes & Roberts, 2008) que implica habitualmente a externalização oral de problemas e inquietações de uma pessoa para outra (Rose, 2002).

Em seguimento, a revisão da literatura explica que a co-ruminação é uma resposta ao *stress* (Rose & Rudolph, 2006), tendo-se comprovado a sua tradução fisiológica por meio da medição dos níveis de cortisol (Byrd-Craven et al., 2008). Também mencionada como um estilo de *coping* (Byrd-Craven, Granger & Auer, 2010; Kroemeke, 2019), ela se manifesta em relações diádicas (Rose, 2002) próximas (Calmes & Roberts, 2008; Haggard et al., 2011) orientadas pelo objetivo inerente de apoio mútuo (Boren, 2013). O ato de «co-ruminar» é praticado por ambos os géneros (Rose, 2002; Rose et al., 2007) e pode ocorrer em diferentes tipos de relacionamento (Barstead, Bouchard & Shih, 2013; Starr & Davila, 2009), sendo mais expectável em relações interpessoais próximas que envolvem autorrevelação e intimidade (Calmes & Roberts, 2008).

Rose (2002) descreve a co-ruminação como uma discussão frequente de problemáticas em que há recorrência de tópicos e um encorajamento mútuo para a discussão, especulação e foco em problemas e sentimentos negativos. Outros autores sustentam a definição concetual da co-ruminação, considerando-a um processo interpessoal de natureza contemplativa e passiva (Calmes & Roberts, 2008) que não é direcionado para a resolução das inquietações abordadas (Boren, 2013). A sua caracterização é complementada por outras investigações que revelam que as cognições desadaptativas são socialmente reforçadas e podem ser expressas de forma oral (Ciesla et al., 2011) e/ou escrita, como por exemplo, a co-ruminação *online* (Frison, Bastin, Bijttebier & Eggermont, 2018).

Face a revisão da literatura, observou-se um interesse inicial pela pesquisa da co-ruminação com amostras infanto-juvenis e adolescente no contexto de relacionamento de amizade. Na sua pesquisa original, Rose (2002) avaliou os níveis de co-ruminação de 608 estudantes de ambos os géneros, com idades compreendidas entre os 9 e os 13 anos, e hipotetizou que a co-ruminação estava relacionada não só ao processo de adaptação interpessoal, concretamente, a adaptação em relações de amizade (e.g., ao favorecer a perceção

de uma maior autorrevelação, proximidade, intimidade, segurança, aceitação, validação na relação de amizade), como também a dificuldades no processo de adaptação intrapessoal, especificamente, a adaptação emocional (e.g., experienciar baixa autoestima, sintomas de internalização).

Por conseguinte, a partir dos resultados obtidos por Rose (2002), pontuaram-se variações significativas nos níveis de co-ruminação entre os géneros, tendo o género feminino apresentado uma frequência superior à do género masculino. Adicionalmente, o género feminino também reportou uma maior proximidade e qualidade na relação de amizade e maiores índices de sintomas de internalização. Observaram-se ainda, associações positivas e significativas entre a co-ruminação e uma maior qualidade e proximidade na relação de amizade e entre a co-ruminação e os sintomas de internalização, tendo elas sido parcialmente explicadas pela variância partilhada entre a co-ruminação e os construtos da autorrevelação e ruminação (Rose, 2002), respetivamente. Complementarmente, dados do mesmo estudo sugerem que os processos ruminativos e os processos de autorrevelação atuam como mecanismos por meio da qual a co-ruminação influencia a adaptação socio-emocional do indivíduo, uma vez que a co-ruminação contribui para os sintomas de internalização a partir dos processos ruminativos e favorece a adaptação em contexto de relações de amizade mediante os processos de autorrevelação (Rose, 2002).

Posteriormente, Rose, Carlson e Waller (2007), num estudo longitudinal desenvolvido a partir de uma amostra infanto-juvenil e adolescente de ambos os géneros, encontraram resultados que não só corroboraram as associações observadas no trabalho de Rose (2002), como indicaram existir uma relação recíproca entre a co-ruminação e a adaptação socio-emocional em indivíduos do género feminino, na medida em que a co-ruminação previu o aumento dos sintomas de internalização e de uma qualidade positiva na relação de amizade e estes, por sua vez, previram uma maior frequência da co-ruminação no referido género. Por outro lado, os resultados referentes ao género masculino revelaram que os sintomas de internalização e uma qualidade positiva na relação de amizade previram o aumento na frequência da co-ruminação e que a co-ruminação previu uma maior qualidade na relação de amizade, mas não anteviu os sintomas de internalização (Rose et al., 2007). Em suma, estes resultados demonstram que nas raparigas a co-ruminação é preditora de sintomatologia de internalização e nos rapazes não.

A partir dessa diferença de «prognóstico» para cada género, não só se depreende uma dualidade da parte da co-ruminação, como a própria literatura explica que esta opera de forma paradoxal (Byrd-Craven et al., 2010) e distinta para ambos os géneros (Rose et al., 2007). No que concerne o género feminino, maiores níveis de co-ruminação podem contribuir para o desenvolvimento e/ou manutenção de uma grande qualidade e proximidade em relações de amizade, mas acarretar maior sintomatologia de internalização (Rose, 2002). Já para o género masculino, a co-ruminação pode favorecer relações diádicas mais próximas e não denota representar um risco para a adaptação emocional (Rose et al., 2007) pois não prevê sintomas de internalização. De modo complementar, Rose (2002) infere que menores níveis de co-ruminação neste género podem servir de «salvaguarda» perante dificuldades emocionais (caso o indivíduo passe menos tempo com amigos que apresentem um funcionamento ruminativo), mas interferir no desenvolvimento de uma relação de amizade próxima e de qualidade devido aos reduzidos níveis de autorrevelação.

Sobre a prevalência, estudos anteriores denotam consenso e indicam que a co-ruminação é mais expectável no género feminino (e.g., Carlucci et al., 2018; Rose et al., 2014; Schwartz-Mette & Rose, 2012; Smith & Rose, 2011), concretamente, em adolescentes (e.g., Rose, 2002; Rose et al., 2007). Deste modo, a revisão da literatura indica alguns fatores que podem explicar a vulnerabilidade do género feminino para este comportamento, sendo eles: (a) maior tendência para a ruminação (Hart & Thompson, 1996; Nolen-Hoeksema, Parker & Larson, 1994; Rose, 2002; Schwartz & Koenig, 1996); (b) tendência para procurar por apoio e vivenciar *stress* no contexto de uma relação de amizade diádica (Rose & Rudolph, 2006); (c) uma maior frequência de autorrevelação (Parker & Asher, 1993; Rose, 2002); (d) experienciar uma interação diádica mais prolongada quando comparado ao género masculino (Benenson, Apostoleris & Parnass, 1997; Rose & Rudolph, 2006); e (e) denota tendência para afetividade e expressividade interpessoal, o que pode refletir uma maior empatia e sensibilidade para com o sofrimento alheio (Buhrmester & Furman, 1987; Rose & Rudolph, 2006).

No que concerne a pesquisa da co-ruminação em contexto «relação amorosa», salienta-se o estudo longitudinal de Starr e Davila (2009), com uma amostra composta por adolescentes do género feminino, cujos resultados indicaram a existência de uma associação positiva entre a co-ruminação e as experiências amorosas. Em outras palavras, verificou-se que adolescentes do género feminino que vivenciam um maior número de experiências amorosas apresentam maiores níveis de co-ruminação com amigos próximos. Dados do mesmo estudo também

indicaram que a co-ruminação e as experiências amorosas interagem para predizer mudanças a nível de sintomas depressivos (Starr & Davila, 2009). Ou seja, se por um lado o nível de co-ruminação modera a relação entre as experiências amorosas e os sintomas depressivos, por outro, a quantidade de experiências amorosas modera a relação entre a co-ruminação e os sintomas depressivos (Starr & Davila, 2009). Quer isto dizer que: a) para adolescentes que co-ruminam mais, as experiências amorosas predizem o aumento de sintomas depressivos, ao contrário de adolescentes que co-ruminam menos; e b) para adolescentes com um maior envolvimento em experiências amorosas, a co-ruminação está associada a maiores níveis de sintomas depressivos, ao contrário de adolescentes que apresentam um envolvimento amoroso reduzido. Outro estudo, cujos participantes foram adultos emergentes de ambos os géneros, teve como objetivo avaliar a relação entre o co-ruminar com um amigo próximo sobre problemáticas amorosas e a qualidade do relacionamento amoroso (Keast, 2014). Os resultados obtidos indicaram uma correlação negativa significativa entre o «co-ruminar» e a qualidade do relacionamento amoroso, o que sugere um prejuízo na relação amorosa quando um dos seus integrantes co-rumina frequentemente com um amigo próximo sobre as suas questões mais íntimas (Keast, 2014). Também foi pontuada uma correlação negativa significativa entre a co-ruminação e a duração da relação amorosa atual (Keast, 2014), pelo se depreende a maior possibilidade de uma relação amorosa acabar se a frequência de co-ruminação sobre questões íntimas entre dois amigos aumentar. Estes dois estudos estabelecem a importância das relações amorosas enquanto conteúdo sobre o qual se co-rumina, mas não abordam diretamente a co-ruminação enquanto processo que pode ocorrer em díades amorosas.

Ainda no âmbito amoroso, mas com uma amostra constituída por adultos emergentes e adultos de ambos os géneros, Calmes e Roberts (2008) exploraram o papel da co-ruminação no funcionamento interpessoal e emocional do indivíduo. Ao contrário do que se verificou em investigações anteriores (e.g., Rose, 2002; Rose et al., 2007), os resultados do estudo não indicaram variações significativas nos níveis de co-ruminação entre os géneros (Calmes & Roberts, 2008). Adicionalmente, verificou-se que uma maior frequência de co-ruminação entre o casal está associada a uma maior satisfação do mesmo com a relação e que a co-ruminação com o par amoroso não se correlaciona de forma significativa ao *distress* emocional (Calmes & Roberts, 2008), conforme comumente se observou noutros tipos de relacionamento (e.g., Rose, 2002; Waller & Rose, 2010).

Para uma melhor compreensão do fenómeno «co-ruminação», deve-se também destacar os padrões de comunicação nele presentes. Os autores Rose, Schwartz-Mette, Glick, Smith e Luebbe (2014) avaliaram, junto de uma amostra composta por adolescentes de ambos os géneros, os processos microssociais que sustentam e reforçam o diálogo de problemas entre amigos que co-ruminam. Os resultados apresentados sugerem que durante a co-ruminação há prevalência para respostas «engajadas» (e.g., dar informação/ opinião; reconhecer/ motivar; dar suporte/ concordar; perguntar; relatar experiência; dar conselho), o que favorece a continuidade da discussão do problema (Rose, Schwartz-Mette, Glick, Smith & Luebbe, 2014). A co-ruminação não esteve associada aos estilos de resposta que envolvessem humor, risadas e respostas «sem engajamento», como por exemplo, mudar de assunto, manter o silêncio (Rose et al., 2014), pelo que se depreende a sua menor frequência diante de um «estilo de amizade inseguro/ pouco fiável» (Starr & Davila, 2009). À semelhança do que pôde ser observado no estudo de Rose (2002), algumas nuances da co-ruminação foram associadas a uma adaptação positiva em relações de amizade (e.g., falar extensivamente, reformular e/ou especular sobre o problema), ao passo que outras estiveram relacionadas a sintomas de internalização (e.g., pensar sobre o afeto negativo) (Rose et al., 2014).

Relativamente à associação entre a co-ruminação e a sintomatologia de internalização, Stone, Uhrlas e Gibb (2010) advertem para as relações entre pares que têm por base estratégias co-ruminativas. O «pensamento repetitivo» pode criar vulnerabilidades que mantêm e/ou exacerbam a fisiopatologia de perturbações depressivas e de ansiedade (Watkins, 2008). No que tange os sintomas depressivos, o foco consistente e negativo sobre tópicos problemáticos característico na co-ruminação (Rose, 2002) interfere no envolvimento de atividades que podem oferecer ao indivíduo uma distração em relação ao problema que o aflige (Tompkins et al., 2011), o que pode predizer o aumento do afeto negativo característico na depressão (Rose et al., 2007). No caso dos sintomas de ansiedade, a associação com a co-ruminação pode ser explicada pelo foco passivo, consistente e especulativo orientado para o futuro, de causas, detalhes e consequências (Rose et al., 2007; Tompkins et al., 2011). Devido à natureza da co-ruminação, é atribuído um significado maior aos problemas, o que acaba por os exacerbar, afetar a sua resolução e, consequentemente, gerar mais preocupações sobre os mesmos (Rose et al., 2007) e as consequências potencialmente negativas deles decorrentes (Rose, 2002).

Em complemento, outros estudos também dão a conhecer a relação entre a co-ruminação e: (a) o aumento significativo da hormona do stress, o cortisol (Byrd-Craven et al., 2008); (b) a ingestão de álcool (Ciesla et al., 2011); (c) distorções cognitivas relacionadas com

a imagem corporal e o comportamento alimentar perturbado (Rudiger & Winstead, 2013); (d) esquemas cognitivos desadaptativos (Carlucci et al., 2018); e (e) o aumento de «conflitos trabalho-família» para mulheres que experienciam uma elevada supervisão abusiva no ambiente de trabalho (Haggard et al., 2011). Curiosamente, ressaltando o estudo que revelou esta última associação, o mesmo examinou o envolvimento de uma amostra adulta em comportamentos co-ruminativos no contexto laboral. Os dados obtidos sugerem que as mulheres não só co-ruminam mais que os homens sobre questões do trabalho, como a vivência de uma elevada supervisão abusiva pelas mesmas potencia o efeito negativo das compensações do ajustamento derivadas da co-ruminação, sendo estas últimas, os «conflitos trabalho-família» (Haggard et al., 2011). Ou seja, mulheres que co-ruminam com um/uma amigo(a) do seu ambiente de trabalho sobre problemáticas laborais e experienciam uma elevada supervisão abusiva, apresentam uma maior frequência de conflitos nos contextos familiar e de trabalho (Haggard et al., 2011).

1.2. Instrumento de medida

1.2.1. Co-rumination Questionnaire (CRQ; Rose, 2002)

No que respeita a mensuração da «co-ruminação», a revisão da literatura pontua o *Co-rumination Questionnaire* (CRQ), um instrumento desenvolvido por Rose (2002) a partir de um contexto de relações de amizade. No seu estudo original, Rose (2002) não chega a referir informação detalhada sobre o processo de construção dos itens do CRQ, mas salienta que os mesmos foram projetados de modo a aferir níveis mais extremos de autorrevelação em comparação à autorrevelação normativa. Neste seguimento, os itens que compõem o CRQ podem ser consultados no anexo I (pp. vi-viii).

Dado o interesse pela pesquisa da «co-ruminação» entre clínicos e investigadores, o CRQ já foi aplicado em vários estudos com amostra infanto-juvenil e adolescente (e.g., Rose, 2002; Tompkins et al., 2011) e amostra adulta emergente e/ou adulta (e.g., Carlucci et al., 2018; Ciesla et al., 2011) de ambos os géneros e de diferentes etnias. A revisão da literatura indica que esta medida já foi modificada para diferentes contextos interpessoais (e.g., Calmes & Roberts, 2008; Frison et al., 2018; Haggard et al., 2011; Keast, 2014; Waller & Rose, 2010) e para o âmbito da saúde (e.g., Kroemeke, 2019). Há também registo da tradução e validação da versão original para a língua italiana por Balsamo et al. (2016).

1.2.1.1. Descrição do instrumento

O CRQ é um inventário de auto-relato que foi inicialmente desenvolvido para avaliar a tendência do indivíduo para co-ruminar com amigos próximos do mesmo gênero (Rose, 2002). Composto por 27 itens, ele engloba nove áreas, denominadas «áreas de conteúdo», que estão relacionadas à co-ruminação (Rose et al., 2007) e dizem respeito a: (a) frequência com que é discutido um problema; (b) discussão do problema em vez de se envolver em outras atividades; (c) encorajamento do indivíduo para que o amigo discuta os problemas; (d) encorajamento do amigo para que o indivíduo discuta os problemas; (e) tendência para discutir o mesmo problema de forma contínua; (f) especulação sobre as causas do problema; (g) especulação sobre as consequências do problema; (h) especulação sobre aspectos do problema que não são compreendidos; e (i) foco em sentimentos negativos (Rose, 2002). No seu estudo original, Rose (2002) explica que cada «área de conteúdo» é representada por três itens e revela o enquadramento de alguns itens à respectiva «área de conteúdo». Em esclarecimento, este enquadramento pode ser consultado no anexo II (pp. ix-x).

Sobre a escala de resposta para cada item, é utilizada uma escala do tipo Likert de 5 pontos, em que 1 corresponde a «Não é de todo verdade» e 5 a «Completamente verdade» (Rose, 2002), na qual o participante classifica o grau em que o item melhor descreve a sua interação com o melhor amigo ou amigo próximo (Tompkins et al., 2011).

No que concerne a estrutura fatorial, a análise fatorial exploratória (AFE) do estudo original de Rose (2002) revelou a existência de um único fator, cujos itens apresentaram pesos fatoriais superiores a .45. Hankin, Stone e Wright (2010), apesar de optarem pela redução da medida para nove itens, também apoiaram a ideia de uma estrutura unifatorial, após efetuarem a análise fatorial. Contrariamente, em outro estudo, a AFE realizada por Davidson et al. (2014) veio salientar maior adequabilidade para uma estrutura de três fatores de primeira ordem. Esta solução de três fatores, representada de forma hierárquica pelas subescalas «*Rehashing*» (i.e., repetir), «*Mulling*» (i.e., ponderar) e «*Encouraging problem talk*» (i.e., incentivar a conversa sobre problemas), respetivamente, explicou 60,19% da variância total e foi suportada pela análise fatorial confirmatória (AFC) integrada ao mesmo estudo, na medida em que apresentou melhores índices de ajustamento aos dados (Davidson et al., 2014) quando comparada ao modelo unifatorial proposto por Rose (2002). Em reforço, a AFC desenvolvida por Balsamo et al. (2016) veio corroborar a proposta de representação do CRQ por um modelo hierárquico

trifatorial de primeira ordem, uma vez que este também apresentou um bom enquadramento aos dados no respetivo estudo.

Com relação aos três fatores que compõem o modelo hierárquico apresentado por Davidson et al. (2014), a revisão da literatura esclarece que o primeiro fator, «*Rehashing*», envolve a discussão de aspetos e implicações de um problema em detalhes, ao passo que o segundo fator, «*Mulling*», descreve o desejo do indivíduo discutir problemas continuamente. Já o terceiro e último fator, «*Encouraging problem talk*», diz respeito à tendência para incitar os outros a se concentrarem sobre o problema em detrimento de outras atividades (Davidson et al., 2014). No que tange a composição de cada fator, Davidson et al. (2014) pontuaram a saturação de 15 itens para o primeiro fator («*Rehashing*»; itens 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 25, 26 e 27), a saturação de sete itens para o segundo fator («*Mulling*»; itens 3, 4, 7, 8, 9, 11 e 12) e a saturação de quatro itens para o terceiro fator («*Encouraging problem talk*»; itens 2, 5, 6 e 10). Por outro lado, para Balsamo et al. (2016), à exceção da composição do fator «*Rehashing*» que se mantém, o fator «*Mulling*» resume-se a seis itens (itens 1, 2, 5, 6, 9 e 10) e o fator «*Encouraging problem talk*» a quatro itens (itens 4, 7, 11 e 12).

A administração do CRQ pode ser feita em grupo (Rose et al., 2007; Schwartz-Mette & Rose, 2012) e a sua cotação consiste numa classificação média das pontuações obtidas nos 27 itens (Rose, 2002), sendo um *score* mais alto o indicador de um nível mais elevado de co-ruminação (Barstead et al., 2013; Tompkins et al., 2011).¹

Apesar de a literatura não referir um público-alvo, o instrumento já foi aplicado em população não clínica (Davidson et al., 2014; Rose, 2002) e clínica (Stone, Uhrllass & Gibb, 2010).

1.2.1.2. Características psicométricas

Em termos de fiabilidade interna, os valores do Coeficiente *alpha* de Cronbach (α) encontrados variaram entre .95 (Carlucci et al., 2018; Starr & Davila, 2009), .96 (Byrd-Craven et al., 2008; Ciesla et al., 2011; Rose, 2002) e .97 (Rose et al., 2007; Schwartz-Mette & Rose, 2012). Complementarmente, Davidson et al. (2014) referem que as três subescalas que compõem o modelo trifatorial, por eles proposto, exibem valores de consistência interna adequados. A fiabilidade temporal foi medida por Rose, Carlson e Waller (2007) através do

¹ A cotação proposta por Rose (2002) considera a estrutura unifatorial referida no seu estudo original e consiste num *score* geral.

teste-reteste, num intervalo aproximado de 6 meses, e apresentou um valor de correlação de efeito moderado ($r = .54$; $p < .0001$).

No que diz respeito à validade, os resultados de estudos anteriores denotam a existência de validade convergente a partir de associações estatisticamente significativas entre o CRQ e versões revistas da subescala *Intimate Exchange* e *Responses to Depression Questionnaire* (Rose, 2002), com o *Ruminative Response Questionnaire* e *Penn State Worry Questionnaire* (Davidson et al., 2014) e as três subescalas do *State Trait Inventory for Cognitive and Somatic Anxiety* (Balsamo, Carlucci, Sergi & Saggino, 2016; Carlucci et al., 2018). A validade discriminante pôde ser considerada a partir da ausência de uma associação estatisticamente significativa entre o score total do CRQ e o *Center for Epidemiologic Studies Depression Scale* (Davidson et al., 2014).

1.3. Objetivo do estudo

O presente estudo visa contribuir para a validação internacional do CRQ, junto de uma amostra de sujeitos em relação amorosa exclusiva, ao passo que se efetua a sua tradução para a língua portuguesa. Deste modo, foram definidos como objetivos do mesmo: (1) traduzir a versão original do CRQ para a língua portuguesa; (2) adaptar a versão traduzida para o contexto «relação amorosa»; e (3) analisar a sua validade de construto (fatorial, convergente e discriminante), fiabilidade interna e sensibilidade.

1.4. Pertinência do estudo

Diante de adversidades e/ou de *distress* emocional, a procura pelo suporte em indivíduos que nos são significativos é uma tendência primária (Chow, Buhrmester & Tan, 2014) que não só reflete o grau de importância atribuído à relação enquanto recurso de regulação emocional num nível intra e/ou interpessoal (e.g., Horn & Maercker, 2016), como também pode favorecer o nosso entendimento sobre o seu funcionamento e/ou as suas estratégias de base. Se por um lado a revisão da literatura denota um interesse recorrente pela pesquisa da «co-ruminação», por outro, é notório o esporádico investimento em estudos psicométricos orientados para a medida que a avalia (i.e., o CRQ).

Integrando o âmbito do corrente trabalho e de que se tenha conhecimento, há apenas um estudo que avalia a co-ruminação com o par amoroso (e.g., Calmes & Roberts, 2008), mas

não há nenhum que valide o CRQ para este contexto interpessoal. Apesar da elaboração do CRQ remontar há quase duas décadas, quando integramos o seu construto às «relações amorosas», deparamo-nos com uma área muito pouco investida e/ou examinada. Os estudos dirigidos a adultos emergentes e/ou adultos denotam divergências relativamente aos efeitos da co-ruminação sobre a relação amorosa e/ou para os elementos do casal (e.g., Calmes & Roberts, 2008; Keast, 2014), carecem de suporte posterior à sua publicação e «deixam em aberto» questões relevantes para o entendimento da co-ruminação em contexto de díade amorosa. A título de exemplo, se para jovens adultos o parceiro romântico emerge como a figura principal de intimidade (Chow, Roelse, Buhrmester & Underwood, 2012), por quê é que co-ruminar com um amigo sobre questões íntimas afeta a qualidade e a duração da relação amorosa?

Neste sentido e em suporte à observação feita por alguns autores (e.g., Davidson et al., 2014), considera-se que o investimento psicométrico deste estudo associado à validação do CRQ no contexto «relação amorosa», constitui um benefício ao exame e compreensão de componentes co-ruminativas, como o «co-cismar» (Horn & Maercker, 2016) na referida conjuntura interpessoal, principalmente quando se tem atenção às associações previamente encontradas entre a «co-ruminação» e outros construtos (e.g., sintomas depressivos). Em reforço e a título de exemplo, a presença de uma medida válida poderá possibilitar: (a) o acesso a um valor médio de «co-ruminação» e o seu exame em amostras clínicas (e.g., se o índice de co-ruminação é mais baixo ou mais alto); (b) o esclarecimento sobre a magnitude dos efeitos psicológicos e socio-emocionais a nível da díade amorosa e/ou de um dos elementos do casal; (c) avaliar a relação entre a co-ruminação e outros construtos, como a «co-reavaliação», bem como os efeitos dessa interação (e.g., se a co-ruminação e a co-reavaliação predizem mudanças a nível de uma condição clínica já existente, como a depressão, num dos elementos do casal), etc.

Capítulo 2 – Método

2.1. Amostra

Para o presente estudo, os critérios de exclusão foram: a) não experienciar uma relação amorosa monogâmica há pelo menos um ano; b) não ter a língua portuguesa como língua materna; e c) ser menor de idade. A amostra integrou 261 participantes, com idades compreendidas entre os 18 e os 67 anos ($M = 35.34$; $DP = 10.05$), dos quais 74.7% se identificaram com o género feminino ($n = 195$), 94.2% não se consideram transgénero ($n = 245$), 89.3% referiram-se como heterossexuais ($n = 233$) e 35% eram casados ($n = 91$). No que concerne o último grau de formação escolar concluído, 41% frequentou a licenciatura ($n = 107$). Em termos da área e/ou zona de residência 50.8% reside no centro da área urbana ($n = 131$). Informação adicional sobre os restantes dados sociodemográficos da amostra é apresentada na Tabela 1.

Tabela 1

Caracterização Sociodemográfica da Amostra (N =261)

Variável	N	%
<i>Identidade de género</i>		
Género feminino	195	74.7
Género masculino	64	24.5
Não binária	1	0.4
Sem género	1	0.4
<i>Transgénero</i>		
Sim	12	4.6
Não	245	94.2
Não sei	2	0.8
Prefiro não responder	1	0.4
<i>Orientação sexual</i>		
Heterossexual	233	89.3
Gay	4	1.5
Lésbica	7	2.7
Bissexual	13	5
Indefinida	1	0.4
Outra	3	1.1
<i>Estatuto da relação</i>		
União de facto/ Coabitação	86	33.1
Casamento	91	35

Namoro	76	29.2
Outra	7	2.7
<i>Formação escolar</i>		
9º ano ou equivalente	2	0.8
12º ano ou equivalente	61	23.4
Licenciatura	107	41
Mestrado	69	26.4
Doutoramento	14	5.4
Outra	8	3.1
<i>Área de residência</i>		
Centro da área urbana	131	50.8
Periferia de um centro urbano	83	32.2
Centro urbanizado de uma zona rural	18	7
Zona rural junto a um centro urbano	15	5.8
Zona rural com muita densidade populacional	6	2.3
Zona rural com pouca população	5	1.9

Nota. Na caracterização sociodemográfica da amostra ($N = 261$) foi encontrado um *missing value* nas variáveis «Transgénero» e «Estatuto da relação», e três *missing values* na variável «Área de residência».

2.1.1. Distribuição das escalas de medida pela amostra

Para descrever a distribuição das escalas usadas no presente estudo, utilizaram-se a média como medida de tendência central e o desvio-padrão como medida de dispersão, conforme representado na Tabela 2. Segundo Martins (2011), a média consiste no resultado da soma de todos os valores dos indivíduos numa determinada variável, dividido pelo número total de valores. Já o desvio-padrão, indica a dispersão média dos valores individuais em relação ao valor da média da amostra na variável selecionada (Martins, 2011).

Tabela 2

Distribuição das Escalas CRQ, RRS-SF e GMSEX pela Amostra ($N = 261$)

<i>Escalas</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Score CRQ	67.01	20.82
Score RRS-SF _{Cismar}	11.30	3.70

Score RRS-SF _{Reflexiva}	10.85	3.35
Score total RRS-SF	22.16	6.38
Score GMSEX	13.55	7.92

2.2. Medidas

2.2.1. Questionário sociodemográfico

Este questionário avaliou os dados sociodemográficos dos participantes e é constituído por questões que apuram a identidade de género, a idade, a orientação sexual, o estatuto da relação atual, o último grau de formação escolar concluído e a área de residência.

2.2.2. Co-rumination Questionnaire (CRQ; Rose, 2002)

O CRQ é um inventário de auto-relato composto por 27 itens (Rose, 2002). Nele é usada uma escala do tipo Likert de 5 pontos, que varia entre 1 (Não é de todo verdade) e 5 (Completamente verdade), na qual o participante classifica o grau em que o item melhor descreve a sua interação com o melhor amigo ou amigo próximo (Tompkins et al., 2011). Para a amostra do presente estudo, o valor de *alpha* foi de .95, ao passo que o valor do Coeficiente omega hierárquico (ω) foi de .86. Informação adicional sobre o instrumento pode ser consultada no Capítulo 1, destinado à revisão da literatura (pp. 21-24).

2.2.3. Ruminative Responses Scale – Short Form (RRS-SF; Treynor, Gonzalez & Nolen-Hoeksema, 2003)

Desenvolvida pelos autores Treynor, Gonzalez e Nolen-Hoeksema (2003), a RRS-SF propõe-se a medir a frequência com que o indivíduo tende a ruminar em resposta ao seu humor depressivo, mediante instrução para que o mesmo reflita acerca do que geralmente faz e pensa quando está em baixo, triste ou deprimido (Dinis, Gouveia, Duarte & Castro, 2011).

Composta por 10 itens, a RRS-SF apresenta uma estrutura bifatorial e os seus fatores são denominados de «Cismar» e «Reflexiva» (Dinis et al., 2011). Relativamente à descrição dos fatores, o fator «Cismar» reúne os itens 1, 3, 6, 7 e 8 e refere-se à comparação passiva da situação atual com algum padrão não alcançado (Treynor et al., 2003); um exemplo de item para este fator é “*Penso acerca de uma situação recente desejando que ela tivesse corrido melhor*”. Já o fator «Reflexiva» detém os itens 2, 4, 5, 9 e 10 e pode englobar tanto uma componente positiva como negativa, uma vez que se refere ao esforço ativo para ganhar *insight*

sobre o problema e consiste no uso de estratégias cognitivas com o intuito de aliviar os sintomas depressivos (Treyner et al., 2003); um exemplo de item para este fator é “*Análise eventos recentes para compreender porque é que estou deprimido(a)*”.

Relativamente ao formato da medida, é utilizada uma escala do tipo Likert de 4 pontos, em que 1 corresponde a «Quase Nunca» e 4 a «Quase Sempre» (Treyner et al., 2003). Em termos de pontuação, a mesma pode variar de 10 a 40 pontos (Zanon, Dellazzana-Zanon & Junior, 2018) e é obtida mediante o somatório de todos os itens (Piraman, Tavakoli & Torkan, 2016), sendo que uma pontuação mais alta é indicadora de maior nível de ruminação (Lucena-Santos, Pinto-Gouveia, Carvalho & Oliveira, 2018).

A RRS-SF foi traduzida, adaptada e validada para a população portuguesa pelos autores Dinis, Gouveia, Duarte e Castro (2011). Os valores de consistência interna para a versão original da RRS-SF foram de .77 para a dimensão cismar e .72 para a dimensão reflexiva (Treyner et al., 2003), ao passo que para a versão portuguesa foram de .75 para a dimensão reflexiva e .76 para a dimensão cismar (Dinis et al., 2011). Para a amostra do presente estudo, os valores de consistência interna obtidos foram de .78 para a dimensão cismar e .68 para a dimensão reflexiva.

2.2.4. Global Measure of Sexual Satisfaction (GMSEX; Lawrance & Byers, 1995)

Desenvolvido por Lawrance e Byers (1995), o GMSEX é adequado para ambos os sexos e destina-se a avaliar a satisfação sexual global no contexto de uma relação íntima mediante apreciação subjetiva que cada elemento do casal faz da sua relação sexual atual com o/a seu/sua companheiro/a (Pascoal, Narciso, Pereira & Ferreira, 2013). Este instrumento unifactorial é composto por 5 itens (e.g., “*Na globalidade, como descreveria a sua relação sexual com o/a seu/sua companheiro(a)?*”) cujas respostas se apresentam numa escala do tipo Likert de 7 pontos (Pascoal et al., 2013). Em termos de pontuação total, a mesma pode variar de 5 a 35 pontos (Pascoal, Sanchez, Raposo & Pechorro, 2016), sendo que um *score* superior é indicador de uma maior satisfação sexual (Mark, Herbenick, Fortenberry, Sanders & Reece, 2013).

No estudo original, o GMSEX demonstrou ter uma boa consistência interna, com valor *alpha* de Cronbach de .90, e uma boa estabilidade temporal, com índice de correlação de .84 entre as duas primeiras aplicações e de .78 entre a segunda e terceira aplicação (Lawrance & Byers, 1995). O GMSEX foi traduzido e validado em três amostras da população portuguesa

por Pascoal, Narciso, Pereira e Ferreira (2013), apresentou qualidades psicométricas adequadas, com valores *alpha* de *Cronbach* a variar entre .83 e .94, e bons resultados para a validade convergente (Peixoto, Amarelo-Pires, Biscaia & Machado, 2018). No presente estudo, o valor de consistência interna foi de .95.

2.3. Procedimento

Primeiramente, o projeto foi submetido à Comissão de Ética e Deontologia da Escola de Psicologia e Ciências da Vida da ULHT. Após o seu parecer favorável e concedida a autorização da autora da versão original do CRQ (Rose, 2002) para o uso da medida e sua adaptação para o contexto de co-ruminação com o par amoroso, procedeu-se à tradução e adaptação, tendo este processo sido conduzido de forma cuidada, de modo a evitar incongruências, erros de interpretação e discrepâncias. Ou seja, inicialmente, a medida foi traduzida da língua original (i.e., inglesa) para a língua portuguesa, de forma independente, por três pessoas distintas que têm a língua portuguesa como língua materna. Nesta fase, o termo «amigo» presente na versão original foi substituído pela expressão «companheir@». Posterior à revisão das três versões, foi desenvolvida uma versão portuguesa final pela responsável pelo projeto, tendo a mesma sido seguida de uma nova tradução para a língua inglesa (i.e., retroversão), de maneira a garantir a precisão do conteúdo traduzido. A versão portuguesa traduzida e adaptada pode ser consultada no apêndice I (pp. ii-iv). Logo depois, procedeu-se à inserção do protocolo de investigação com a versão final na plataforma *online* «Qualtrics», foi desativada a opção «obrigatoriedade de resposta» e foi desenvolvido um teste piloto com voluntários, de modo a determinar a compreensibilidade e interpretação dos itens e da instrução dada. Nenhuma compensação monetária ou outros incentivos foram oferecidos aos voluntários. Da mesma forma, não foram efetuadas mudanças adicionais à versão final.

Para a constituição da amostra, foi usado o método de amostragem não probabilístico, respetivamente, a técnica «amostragem em bola de neve». Isto é, a partir de um grupo de participantes que apresentaram as características desejadas, foi-lhes pedido o contacto de outros indivíduos que exibissem as mesmas características. Neste sentido, a amostra foi crescendo a medida que novos indivíduos foram indicados para o estudo. A recolha foi *online*, com a divulgação do link do estudo nas redes sociais (e.g., Facebook, Messenger, Whatsapp), e transcorreu em dois momentos, tendo o primeiro sido entre março e abril de 2019 e o segundo entre outubro e novembro do mesmo ano. As duas rondas de recolha visaram reforçar a dimensão da amostra que terminou com 261 participantes.

No que concerne o acesso ao formulário *online*, foram usados como recursos: computadores, *tablets* e/ou *smartphones* com ligação à internet. Na página inicial, os participantes tiveram acesso ao consentimento informado, na qual constaram informações relativas ao estudo (e.g., o seu objetivo, a participação voluntária, a recolha de dados, o sigilo e a confidencialidade). Seguidamente, mediante a decisão de prosseguir, os participantes puderam preencher individualmente e de forma aleatória as várias medidas facultadas. O tempo de aplicação do formulário demorou aproximadamente 15 minutos. Foram disponibilizadas ligações na página de encerramento do estudo que remetem para *websites* informativos, caso os participantes desejassem obter mais informações sobre algum dos temas abordados. Em respeito à sua autonomia, foi ainda fornecido o contato eletrónico da responsável pelo projeto, caso estes desejassem ter acesso ao resultado do estudo, ao seu material e/ou fazer questões referentes ao mesmo. Trata-se de um estudo não experimental, descritivo e transversal. O tema de investigação foi delegado à orientanda pela sua orientadora, Professora Doutora Patrícia M. Pascoal.

2.4. Análise de dados

Inicialmente, a distribuição dos dados foi analisada no sentido de caracterizar o seu centro (e.g., média) e a sua dispersão (e.g., desvio-padrão), descrevendo-se ainda, as características sociodemográficas da amostra. A análise exploratória dos dados averiguou, também, possíveis desvios face à distribuição normal e existência de dados extremos (i.e., *outliers*). Adiante, analisou-se a validade de construto do CRQ testando-se a estrutura de três modelos fatoriais através de uma AFC, utilizando o estimador *Maximum Likelihood Estimation* (MLM) com erros-padrão robustos para corrigir face à possível não-normalidade dos dados.

Posteriormente, testou-se a estrutura fatorial de um modelo unidimensional (Modelo 1), ou seja, os 27 itens do CRQ ficaram integrados numa única dimensão geral. Este modelo corresponde à estrutura teórica proposta por Rose (2002). Logo depois, os 27 itens foram agrupados em três fatores de primeira ordem (Modelo 2), denominados «*Rehashing*», «*Mulling*» e «*Encouraging problem talk*», que vai ao encontro da configuração proposta por Davidson et al. (2014) em estudo psicométrico. Finalmente, testou-se um modelo bifatorial (Modelo 3) que avaliou, em simultâneo, a estrutura unifatorial e a estrutura de primeira ordem com três fatores, para averiguar se: (1) os itens podem ser agrupados em três subescalas e numa escala geral, levando à possibilidade de se utilizarem *scores* gerais e *scores* por dimensão; ou se (2) inversamente, apesar dos itens representarem diferentes domínios, não se verifica

fiabilidade suficiente entre essas dimensões para a sua utilização independente, devendo existir apenas um *score* geral.

De modo a identificar a estrutura fatorial com melhor ajustamento aos dados, considerou-se o valor de Satorra-Bentler χ^2 (S-B χ^2) e os seguintes indicadores de ajustamento: o *Comparative Fit Index* (CFI), o *Tucker-Lewis Index* (TLI), o *Root Mean Square Error Approximation* (RMSEA), com intervalo de confiança de 90%, o *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) e o *Bayesian Information Criteria* (BIC). Neste sentido, os modelos fatoriais com melhor ajustamento devem apresentar valores de CFI e de TLI próximos a .90 ou, idealmente, superiores a .95 (Bentler, 1990; Bentler & Dudgeon, 1996), e valores de RMSEA e de SRMR inferiores a .08 (Hu & Bentler, 1999). Com relação ao BIC, o modelo com melhor ajustamento deverá apresentar o menor valor de BIC entre os modelos testados (Kass & Raftery, 1995). Adicionalmente, no caso da testagem do modelo bifatorial, avaliou-se o Coeficiente ómega hierárquico (Reise, Moore & Haviland, 2010) para o fator geral (ω_H) e por subescala (ω_S). Salienta-se que este coeficiente fornece uma estimativa mais precisa (DeVellis, 2017) do que o Coeficiente *alpha* de Cronbach quando se assumem estruturas latentes, controlando as diferentes fontes de variabilidade (Reise et al., 2010). Especificamente, o coeficiente ómega deve ser superior a .50 para que exista fiabilidade suficiente para a utilização da escala geral e/ou subescalas (Reise, Scheines, Widaman & Haviland, 2013). Avaliou-se, ainda, a proporção de variância comum explicada (VCE) para o fator geral e respectivas subescalas para ilustrar quanto é que cada uma destas dimensões contribui para explicar a variância comum dos itens.

Para analisar a consistência interna da estrutura fatorial com melhor ajustamento utilizou-se o Coeficiente *alpha* de Cronbach. Valores inferiores a .60 sugerem uma consistência interna inaceitável, entre .60 e .70 uma consistência interna adequada, ao passo que valores superiores a .70 revelam uma consistência interna muito satisfatória (Nunnally & Bernstein, 1994).

A validade convergente foi analisada a partir do Coeficiente de Correlação de Pearson, entre o *score* total do CRQ e os *scores* das duas subescalas da RRS-SF, esperando-se encontrar associações positivas e significativas de intensidade moderada, visto que ambas as escalas avaliam construtos teoricamente relacionados. Para a validade discriminante, foi aplicado o Coeficiente de Correlação de Pearson, entre o *score* total do CRQ e o *score* total da GMSEX, esperando-se encontrar uma associação não significativa entre a co-ruminação e a satisfação sexual.

A estatística descritiva e a análise exploratória dos dados foram realizadas a partir do *software Statistical Package for Social Sciences* (v. 20, SPSS Inc., Chicago, IL), ao passo que as análises fatoriais confirmatórias foram conduzidas em R (R Core Team, 2018) através do pacote *lavaan* (Rosseel, 2012) e do pacote *semTools* (semTools Contributors, 2016).

Capítulo 3 – Resultados

3.1. Caracterização dos itens do *Co-rumination Questionnaire* (CRQ)

Foi realizada uma análise exploratória de dados dos 27 itens que integram o CRQ. Conforme pode ser verificado na Tabela 3, para cada item, recolheu-se informação sobre as suas médias e desvios-padrão, bem como informação adicional sobre a sua assimetria, curtose e respetivos erros-padrão. Os resultados sugerem desvios face à distribuição normal dos dados. Neste sentido, averiguou-se a existência de dados extremos (*outliers*) através de gráficos «Caixa de bigodes» que indicaram a existência de *outliers* entre os itens 2, 7, 14, 18, 23, 25 e 27. Contudo, pela análise dos gráficos *detrended* Q-Q verificou-se que o desvio das observações face aos valores esperados com base no pressuposto da distribuição normal apenas ultrapassava ligeiramente um desvio-padrão para o item 23 (correspondendo a 1.7% de dados extremos neste item). Nos restantes itens, os valores observados mantiveram-se em torno de 0, na linha horizontal. Sendo esta percentagem inferior ao valor *cut-off* de 5% (Aguinis, Gottfredson & Joo, 2013) e o desvio face à distribuição normal pouco acentuado prosseguiu-se a análise de dados, mantendo-se estes na análise.

Tabela 3

Medidas Descritivas (Média e Desvio-Padrão) dos Itens do CRQ e da sua Distribuição (Assimetria, Curtose e Respetivos Erros Padrão)

Itens	<i>M (DP)</i>	Assimetria (<i>EP</i>)	Curtose (<i>EP</i>)
1	2.27 (1.12)	.54 (.02)	-.64 (.04)
2	3.39 (1.14)	-.24 (.02)	-.77 (.04)
3	3.83 (1.08)	-.76 (.02)	-.01 (.04)
4	2.91 (1.19)	.11 (.02)	-.79 (.04)
5	2.75 (1.14)	.09 (.02)	-.80 (.04)
6	2.91 (1.28)	.02 (.02)	-1.09 (.04)
7	3.51 (1.22)	-.49 (.02)	-.69 (.04)
8	2.86 (1.25)	.09 (.02)	-1.04 (.04)
9	2.38 (1.18)	.38 (.02)	-.85 (.04)
10	2.17 (1.08)	.74 (.02)	-.03 (.04)
11	2.71 (1.21)	.21 (.02)	-.89 (.04)
12	2.71 (1.26)	.34 (.02)	-.91 (.04)
13	1.93 (1.04)	.94 (.02)	.09 (.04)
14	2.51 (1.19)	.41 (.02)	-.78 (.04)
15	2.82 (1.23)	.22 (.02)	-.96 (.04)

16	2.28 (1.18)	.53 (.02)	-.78 (.04)
17	2.38 (1.12)	.45 (.02)	-.58 (.04)
18	1.78 (.99)	1.17 (.02)	.67 (.04)
19	2.32 (1.13)	.58 (.02)	-.50 (.04)
20	2.22 (1.13)	.72 (.02)	-.23 (.04)
21	2.25 (1.11)	.58 (.02)	-.49 (.04)
22	2.33 (1.11)	.53 (.02)	-.42 (.04)
23	1.51 (.82)	1.74 (.02)	3.12 (.04)
24	2.36 (1.12)	.45 (.02)	-.65 (.04)
25	1.82 (1.00)	1.07 (.02)	.32 (.04)
26	2.09 (1.19)	.73 (.02)	-.59 (.04)
27	1.87 (1.07)	1.18 (.02)	.74 (.04)

3.2. Estrutura fatorial

Na Tabela 4 encontram-se os resultados para os três modelos fatoriais testados. O modelo com melhor ajustamento aos dados foi o «Modelo 3» que representa a estrutura bifatorial ($S-B \chi^2 = 637.933$, $p < .001$, CFI = .91, TLI = .90, RMSEA = .07, RMSEA 90% IC [.07, .09], SRMR = .07). Quer a estrutura unifatorial (Modelo 1), quer a estrutura de primeira ordem com três fatores (Modelo 2) não obtiveram índices de ajustamento adequados, ainda que os resultados do segundo modelo tenham sido superiores, em termos de ajustamento, face aos apresentados para o Modelo 1. Adicionalmente, a comparação da diferença de valores de qui-quadrado entre os modelos propostos foi significativa, sugerindo uma maior adequabilidade do «Modelo 3», cujos valores de BIC são, também, os mais baixos.

Tabela 4

Índices de Ajustamento para os Modelos de Análise Fatorial Confirmatória (N = 261)

Modelos	S-B χ^2	Df	BIC	CFI	TLI	RMSEA A	SRMR	df, S-B _{diff} χ^2	Comparação de Modelos
Modelo 1	1084.561	324	17078	0.79	0.77	0.12	0.09		-
Modelo 2	816.451	321	16717	0.86	0.85	0.09	0.08	3, 193.63****	Modelo 1
Modelo 3	637.933	297	16536	0.91	0.90	0.08	0.07	24, 117.19****	Modelo 2

Nota. Modelo 1 (estrutura unidimensional); Modelo 2 (estrutura de primeira ordem com três fatores); Modelo 3 (modelo bifatorial). *** $p < .001$.

Contudo, apesar da multidimensionalidade da estrutura do CRQ, com os itens a representarem não só um fator geral, como três fatores de primeira ordem, os valores do coeficiente ómega hierárquico sugerem que apenas se pode utilizar o fator geral ($\omega_h = .86$) existindo uma baixa fiabilidade dos coeficientes estimados para as três subescalas ($\omega_{\text{Rehashing}} = .15$; $\omega_{\text{Smulling}} = .40$; $\omega_{\text{Stalk}} = .33$). A partir da variância comum explicada (VCE), verifica-se que o fator geral é o que mais contribui para explicar a variância dos itens (70.5%) (consultar Tabela 5).

Tabela 5

Pesos Fatoriais Estandarizados e Variância Comum Explicada para o Modelo Bifatorial (Modelo 3, $N = 261$)

Itens	Fator Geral	Rehashing	Mulling	Talk
1	.44	-.23		
2	.32			.66
3	.18		.48	
4	.40		.63	
5	.58			.40
6	.51			.53
7	.40		.33	
8	.49		.74	
9	.67		.15	
10	.77			.19
11	.62		.23	
12	.53		.57	
13	.85	.03 ^{NS}		
14	.67	.47		
15	.56	.53		
16	.75	.29		
17	.72	.32		
18	.86	.12 ^{NS}		
19	.70	.53		
20	.74	.50		
21	.71	.52		

22	.71	.46		
23	.79	.01 ^{NS}		
24	.64	.51		
25	.83	.16		
26	.69	.36		
27	.81	.09 ^{NS}		
VCE	70.5%	13.5%	10.3%	5.7%

Nota. NS: peso fatorial não significativo a .05; VCE (variância comum explicada).

3.3. Consistência interna

A fiabilidade interna do CRQ foi avaliada a partir do Coeficiente *alpha* de Cronbach (α) e do Coeficiente Omega hierárquico (ω). Para o fator geral, o valor de *alpha* foi de .95, ao passo que o valor do omega hierárquico foi de .86. A exceção de quatro itens (itens 1, 2, 3 e 7), todos os outros itens apresentaram um valor de correlação com o total do CRQ igual e/ou superior a .5, conforme pode ser observado na Tabela 6. Verificou-se também, um valor médio de correlação inter-item de .45.

Tabela 6

Correlações Item-Total Corrigidas e o Valor de alpha de Cronbach para cada Item Excluído

Itens	Correlação item-total corrigida	<i>Alpha</i> de Cronbach se o item for excluído
1	.29	.96
2	.46	.96
3	.31	.96
4	.50	.95
5	.67	.95
6	.58	.95
7	.47	.95
8	.60	.95
9	.63	.95
10	.72	.95
11	.60	.95
12	.65	.95
13	.76	.95
14	.75	.95

15	.70	.95
16	.76	.95
17	.76	.95
18	.77	.95
19	.78	.95
20	.79	.95
21	.76	.95
22	.76	.95
23	.67	.95
24	.71	.95
25	.77	.95
26	.70	.95
27	.71	.95

3.4. Validades convergente e discriminante

Os resultados (consultar a Tabela 7) apontam para a existência de correlações positivas e significativas de intensidade moderada a baixa (Finch, Immekus & French, 2016) entre o *score* total do CRQ e as dimensões «cismar» ($r = .31$; $p < .001$) e «reflexiva» ($r = .29$; $p = .001$) da RRS-SF, respetivamente. Com relação à correlação entre o *score* total do CRQ e a GMSEX (consultar a Tabela 7), verificou-se uma associação negativa e significativa de pequeno efeito ($r = -.09$, $p = .001$).

Tabela 7

Correlações entre o CRQ, a RRS-SF e a GMSEX (N = 261)

	1	2	3	4
1. CRQ	-			
2. RRS-SF _{CISMAR}	.31**	-		
3. RRS-SF _{REFLEXIVA}	.29**	.63**	-	
4. GMSEX	-.09**	.17**	.15**	-

Nota. ** $p < .01$

Capítulo 4 – Discussão

4.1. Discussão dos resultados

O corrente estudo teve como propósito traduzir a versão original do CRQ para a língua portuguesa, adaptá-la para o contexto «relação amorosa» e fornecer evidências que suportassem o seu processo de validação, mediante a verificação da sua validade de construto (validade fatorial, convergente e discriminante), fiabilidade interna e sensibilidade dos seus resultados.

No decurso da análise à validade de construto, os resultados da AFC revelaram que dentre os três modelos testados, o «Modelo 3» foi o que apresentou melhor ajustamento aos dados. Este modelo, designado de «modelo bifatorial», integrou uma estrutura unifatorial e uma estrutura de primeira ordem com três fatores. Em seguimento, dentre este «modelo bifatorial», os resultados denotaram uma maior adequabilidade para a estrutura unifatorial na medida em que: (1) o fator geral foi o que mais contribuiu para explicar a variância dos itens (70.5%); e (2) os valores do coeficiente ómega hierárquico indicaram que apenas um fator geral devia ser calculado e um *score* geral interpretado ($\omega_H = .86$). Com relação a estrutura de primeira ordem com três fatores, face a baixa fiabilidade interna apresentada pelas subescalas «*Rehashing*» ($\omega_H = .15$), «*Mulling*» ($\omega_H = .40$) e «*Encouraging problem talk*» ($\omega_H = .33$), Maroco e Garcia-Marques (2006) não recomendam o uso das mesmas pelo elevado risco de se obterem resultados não significativos e/ou de o instrumento não medir o que propõe a medir. Deste modo, a hipótese de que os itens podiam ser agrupados em três subescalas e numa escala geral, levando à possibilidade de se utilizarem *scores* gerais e *scores* por dimensão, não foi suportada. Em estudos anteriores, o CRQ também foi apresentado como um instrumento unifatorial (Hankin, Stone & Wright, 2010; Rose, 2002).

Complementarmente, no que concerne a representatividade dos itens que compõem a estrutura unifatorial obtida, a revisão da literatura sugere a manutenção de itens com carga fatorial superior a .50 (Almeida & Freire, 2017). Atendo-se a este critério, os itens 1, 2, 3, 4, 7 e 8 denotam ser pouco representativos do fator geral (i.e., apresentaram valores inferiores a .50), pelo que estudos subsequentes devem avaliar o contributo dos mesmos para a estrutura do instrumento. Em termos de comparação, os pesos fatoriais apresentados pelos itens no presente estudo mostraram-se, na sua maioria, relativamente superiores aos pesos fatoriais referidos no estudo original de Rose (2002).

Para a validade convergente, conforme hipotetizado, verificou-se uma concordância nos resultados das correlações entre o *score* total do CRQ e os *scores* das duas dimensões da RRS-SF. Ou seja, a validade convergente foi atestada a partir das correlações positivas e

significativas observadas, de intensidade média a pequena (Finch, Immekus & French, 2016), entre o *score* total do CRQ e as dimensões «cismar» e «reflexiva» da RRS-SF, respetivamente. Face a estas diferenças de intensidade nas correlações, depreende-se que as mesmas derivem da concetualização e das propriedades dos respetivos construtos (i.e., co-ruminação e ruminação). Neste sentido, o efeito moderado entre o CRQ e a dimensão «cismar» pode ser explicado pelas semelhanças partilhadas entre a co-ruminação e o «cismar» inerente a ruminação. Ou seja, a «co-ruminação» implica um forte foco negativo (Waller & Rose, 2010) que se reflete na recorrência de tópicos problemáticos (Rose, 2002), pelo que vai ao encontro do que o «cismar» representa, que é um pensamento perseverante centrado sobre as consequências negativas do humor depressivo e obstáculos à resolução dos problemas (Dinis et al., 2011). Por outro lado, infere-se que a correlação positiva de pequena intensidade encontrada entre o CRQ e a dimensão «reflexiva» derive da convergência entre a co-ruminação e o «refletir» (e.g., quando o indivíduo considera, contempla ou «medita» sobre uma problemática) que é contraposta pela sobreposição de diferenças partilhadas pelos mesmos. Em esclarecimento, Calmes e Roberts (2008) explicam que o ato de «co-ruminar» detém uma natureza contemplativa e engloba questões que não são conclusivas para ambos os lados; ele não é orientado para a resolução de problemas (Boren, 2013), pelo que contraria a dimensão «reflexiva» na medida em que esta, independentemente da sua componente positiva e negativa, implica um esforço intencional (Whitmer & Gotlib, 2011), é orientada para extrair conclusões construtivas (Kroemeke, 2019) e remete ao uso de estratégias cognitivas que visam atenuar os sintomas depressivos (Treyner et al., 2003).

Em complemento à reflexão sobre a intensidade das referidas correlações, concretamente, ao facto de a «co-ruminação» não apresentar uma associação mais forte com as dimensões da «ruminação», salienta-se que o CRQ e a RRS-SF não avaliam o mesmo construto, pelo que é pouco expectável uma associação de grande efeito entre ambos. Deste modo e considerando o que já foi pontuado por Rose (2002), depreende-se que a intensidade das correlações observadas seja reflexo da variância partilhada entre a «co-ruminação» e a «ruminação». Curiosamente, à semelhança da correlação de pequena intensidade encontrada entre o CRQ e a dimensão «reflexiva», outra investigação já tinha indicado uma correlação de pequeno efeito entre o CRQ e o *Ruminative Response Questionnaire* (Davidson et al., 2014), uma medida diferente da que foi usada no presente estudo (i.e., RRS-SF), mas que avalia o mesmo construto (i.e., ruminação) e considera as mesmas dimensões (i.e., dimensões «cismar» e «reflexiva»).

Relativamente a validade discriminante, esperou-se encontrar uma associação não significativa, contudo, verificou-se a presença de uma correlação negativa e significativa de pequeno efeito entre as medidas CRQ e GMSEX. Apesar de a correlação ser significativa, este resultado não inviabiliza a presença de validade discriminante, na medida em que se verifica uma associação de pequeno efeito (Swank & Mullen, 2017), como expectável entre construtos não relacionados, pelo que se infere que o CRQ e o GMSEX não medem o mesmo construto. Neste sentido, a revisão da literatura recorda que o construto do CRQ, denominado «co-ruminação», é um ato diádico entre pessoas próximas (Calmes & Roberts, 2008; Haggard et al., 2011) que envolve uma partilha excessiva e recorrente de problemas e emoções negativas (Kroemke, 2019; Rose, 2002). Já o construto da medida GMSEX, a «satisfação sexual», é definido como uma resposta afetiva decorrente da avaliação subjetiva das dimensões positivas e negativas vinculadas ao relacionamento sexual (Lawrance & Byers, 1995).

No que diz respeito a consistência interna, os valores do ómega hierárquico ($\omega_H = .86$) e do *alfa de Cronbach* ($\alpha = .95$) obtidos para o *score* geral sugerem uma fiabilidade muito satisfatória, dentro dos critérios propostos por Nunnally e Bernstein (1994). Em seguimento, pontua-se que o valor do *alfa de Cronbach* adquirido no corrente estudo é concordante com o valor apresentado em investigações prévias (e.g., Carlucci et al., 2018; Starr & Davila, 2009). Por outro lado, em reflexão a este valor de *alpha* e partindo dos critérios propostos por DeVellis (2017), o mesmo pode indicar a necessidade de se reduzir o número de itens no CRQ. Esta ideia, pode ser suportada pelos pesos fatoriais verificados, atendo-se ao critério de .50 recomendado por Almeida e Freire (2017), pela média das correlações inter-item observadas (superou o valor médio ideal de 0.40) e pelo critério do valor da correlação item-total corrigida (≥ 0.5), uma vez que também foram observadas correlações inferiores ao ponto de corte (e.g., itens 1, 2, 3 e 7). Num estudo anterior, há registo da utilização de uma versão reduzida do CRQ composta por apenas nove itens (um para cada «área de conteúdo»), cujos valores de consistência interna variaram entre .89 e .91 (Hankin et al., 2010).

Sobre a sensibilidade dos itens da medida, a mesma foi avaliada através dos coeficientes de assimetria e curtose, atendo-se ao critério liberal, considerando-se adequado que os valores variassem entre -1 e 1 (Martins, 2011). Mediante os resultados obtidos, verificou-se que a maior parte dos itens apresentou uma distribuição de valores de assimetria mais próximos a zero, o que denota uma distribuição aproximadamente normal e sugere uma sensibilidade psicométrica adequada dos mesmos itens. Por outro lado, pontua-se uma menor sensibilidade

da parte dos itens que apresentaram valores superiores a um (e.g., itens 18, 23, 25 e 27) e que também exibiram alguns *outliers*. Em termos comparativos, não foram encontrados registos da análise da sensibilidade dos itens do CRQ nos estudos psicométricos prévios.

4.2. Limitações

Não obstante o contributo deste estudo, o mesmo apresenta algumas limitações que devem ser consideradas. Apesar de o recrutamento *online* e da «amostragem em bola de neve» terem apresentado algumas vantagens específicas para a pesquisa (e.g., contacto mais fácil com a população-alvo, amostragem mais direta e prática para os participantes), depreende-se que outros sujeitos da população não tiveram a possibilidade de integrar a amostra (e.g., indivíduos sem acesso a *internet*, indivíduos que não estivessem numa relação amorosa monogâmica) e que os resultados deste estudo se confinam à amostra obtida, pelo que na perspetiva de Almeida e Freire (2017) os mesmos não são representativos a outros sujeitos da população e não podem ser generalizados.

Face ao exposto, embora a amostra do estudo tenha englobado um número significativo de sujeitos ($N = 261$) e que este enquadre um valor estimado para uma população de 800 sujeitos (Krejcie & Morgan, 1970), a mesma não é representativa para outros sujeitos da população (algo expectável, dadas as características da amostra, e.g., estar numa relação amorosa exclusiva).

A estabilidade temporal da versão portuguesa do CRQ para pessoas em relação amorosa não foi investigada. Pontua-se também que não foi tida em consideração uma população clínica e/ou que não foram usados indicadores de ajustamento emocional. Ou seja, não foi usada nenhuma escala que avaliasse, por exemplo, a depressão e/ou ansiedade, os participantes não foram questionados sobre um possível sofrimento emocional, sobre o seguimento de uma terapêutica, etc.

4.3. Considerações finais

Apesar das limitações acima mencionadas, o presente estudo contribui com uma breve revisão do construto «co-ruminação» e revela-se pertinente na medida em que, de que temos conhecimento, é: (a) o primeiro estudo em contexto nacional, a pontuar a co-ruminação em díades amorosas, bem como a traduzir e a adaptar o CRQ para o contexto interpessoal de «relacionamento amoroso»; e (b) é o primeiro a nível internacional, a contribuir para o processo

de validação do CRQ em díades amorosas, a partir de uma análise preliminar sobre algumas das suas qualidades psicométricas.

Devido aos mecanismos pela qual a co-ruminação opera e as suas implicações socio-emocionais e clínicas, faz sentido um olhar mais atento às dinâmicas interpessoais e um maior investimento, quer em programas de prevenção, como em medidas psicológicas adequadas à sua mensuração. Relativamente a esta última, aprecia-se uma estrutura unifatorial composta por vinte e um itens e infere-se que esta reformulação beneficie a medida, deixando-a melhor representada, e que ajude a controlar o risco de «não-respostas» e de atrito (estando a medida acompanhada de outros instrumentos de avaliação) em estudos subsequentes. Deste modo, considera-se relevante que, posteriormente, seja examinado o comportamento fatorial dos itens da versão portuguesa do CRQ, que o contributo dos mesmos para a estrutura do instrumento seja verificado e a sua permanência e/ou saída justificada. Complementarmente, incentiva-se a realização de análises que visem suportar as características psicométricas ainda pouco exploradas do instrumento (e.g., estabilidade temporal) e corroborar a sensibilidade do mesmo. Ainda neste sentido, em reforço à validade convergente e tendo em conta a intensidade das correlações observadas, sugere-se que a mesma seja reavaliada posteriormente com outra medida, cujo construto esteja teoricamente relacionado ao construto do CRQ (e.g., *Sexual Self-Disclosure Questionnaire*, que avalia a autorrevelação, mas no âmbito sexual); para esse caso, poderá se verificar a intensidade da correlação e inferir, por exemplo, se a mesma é «condicionada» pela variância partilhada entre os construtos, conforme se depreendeu na corrente análise.

Em seguimento, o procedimento não probabilístico utilizado favoreceu o contacto com as variáveis de interesse, pelo que o objetivo era incidir sobre um grupo e não sobre uma amostra representativa da população. Mas como tudo, apresenta limitações, pelo que também se incentiva o uso de amostras mais representativas em futuros estudos orientados para a validação (e.g., para o contexto de amizade, à semelhança da versão original do CRQ), para a análise de associações e/ou de diferenças entre as variáveis de interesse (e.g., podendo-se integrar uma amostra clínica).

Outro aspeto a referir é o de a amostra ter agregado maioritariamente apenas um elemento do casal, pelo que se teve acesso apenas ao autorrelato deste único elemento sobre o seu funcionamento intrapessoal (e.g., se ruma tendencialmente, em que grau revê a sua satisfação sexual no contexto de relação íntima com o par amoroso) e interpessoal (e.g., se co-

rumina frequentemente). Neste sentido, considera-se importante que em estudos futuros a co-ruminação seja analisada na perspetiva de ambos elementos do casal, podendo-se desenvolver uma adaptação do que foi abordado por Keast (2014), já para o âmbito da sexualidade humana, ao passo que se explora: (a) a relação entre a co-ruminação com o par amoroso e a satisfação sexual; (b) se a autorrevelação sexual pode moderar a relação entre a co-ruminação e o índice de satisfação sexual entre o casal e/ou de sintomas de internalização (e.g., em que grau, autorrevelar-se sexualmente com @ parceir@ pode reduzir/ aumentar as inseguranças em relação à imagem corporal reforçadas pela co-ruminação). Paralelamente, pondera-se merecedor de atenção a relação entre a «satisfação sexual» e a «ruminação», dadas as correlações observadas.

Em conclusão, para o contexto clínico e/ou de investigação, o CRQ apresenta-se como uma medida útil e de fácil aplicação que não só contribui para a avaliação parcial do funcionamento interpessoal do indivíduo, como também possibilita o acesso a uma estimativa dos valores médios da «co-ruminação», pelo que ela pode começar a ser usada e examinada em população clínica de modo a, por exemplo, averiguar possíveis diferenças nos valores apresentados comparativamente a uma amostra não clínica. Os resultados preliminares do corrente estudo fornecem evidências que suportam a estrutura unifatorial da versão portuguesa do CRQ, a sua validade convergente e discriminante, bem como a sua fiabilidade interna e a sensibilidade adequada dos seus itens (expeto os itens 18, 23, 25 e 27), junto de uma amostra constituída por adultos emergentes, adultos e idosos de ambos sexos, em relação amorosa, de diferentes grupos (e.g., minorias sexuais), pertencentes a países de expressão portuguesa (e.g., Angola, Brasil e Portugal).

Referências

- Aguinis, H., Gottfredson, R. K., & Joo, H. (2013). Best-practice recommendations for defining, identifying, and handling outliers. *Organizational Research Methods*, 16(2), 270–301. <https://doi.org/10.1177/1094428112470848>
- Almeida, L. S., & Freire, T. (2017). Análise e discussão dos resultados. In L. Almeida, & T. Freire (Eds.), *Metodologia da investigação em psicologia e educação* (5ª ed., pp. 135-155). Braga: Psiquilibrios Edições.
- Balsamo, M., Carlucci, L., Sergi, M. R., & Saggino, A. (2016). Validazione della versione italiana del Co-rumination Questionnaire: Risultati preliminari. *Psicoterapia Cognitiva e Comportamentale*, 22(1), 13-34. Retrieved from https://www.researchgate.net/publication/299645494_Validazione_della_versione_italiana_del_Co-Rumination_Questionnaire_risultati_preliminari
- Barstead, M. G., Bouchard, L. C., & Shih, J. H. (2013). Understanding gender differences in co-rumination and confidant choice in young adults. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 32(7), 791-808. <https://doi.org/10.1521/jscp.2013.32.7.791>
- Benenson, J. F., Apostoleris, N. H., & Parnass, J. (1997). Age and sex differences in dyadic and group interaction. *Developmental Psychology*, 33(3), 538-543. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.33.3.538>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bentler, P. M., & Dudgeon, P. (1996). Covariance structure analysis: Statistical practice, theory, and directions. *Annual Review of Psychology*, 47, 563-592. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.47.1.563>
- Boren, J. P. (2013). Co-rumination partially mediates the relationship between social support and emotional exhaustion among graduate students. *Communication Quarterly*, 61(3), 253-267. <https://doi.org/10.1080/01463373.2012.751436>
- Buhrmester, D., & Furman, W. (1987). The development of companionship and intimacy. *Child Development*, 58(4), 1101-1113. <https://doi.org/10.2307/1130550>

- Byrd-Craven, J., Granger, D. A., & Auer, B. J. (2010). Stress reactivity to co-rumination in young women's friendships: Cortisol, alpha-amylase, and negative affect focus. *Journal of Social and Personal Relationships*, 28(4), 469-487. <https://doi.org/10.1177/0265407510382319>
- Byrd-Craven, J., Geary, D. C., Rose, A. J., & Ponzi, D. (2008). Co-ruminating increases stress hormone levels in women. *Hormones and Behavior*, 53(3), 489-492. <https://doi.org/10.1016/j.yhbeh.2007.12.002>
- Calmes, C. A., & Roberts, J. E. (2008). Rumination in interpersonal relationships: Does co-rumination explain gender differences in emotional distress and relationship satisfaction among college students?. *Cognitive Therapy and Research*, 32(4), 577-590. <https://doi.org/10.1007/s10608-008-9200-3>
- Carlucci, L., D'Ambrosio, I., Innamorati, M., Sagginò, A., & Balsamo, M. (2018). Co-rumination, anxiety, and maladaptive cognitive schemas: When friendship can hurt. *Psychology Research and Behavior Management*, 11, 133-144. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S144907>
- Chow, C. M., Buhrmester, D., & Tan, C. C. (2014). Interpersonal coping styles and couple relationship quality: Similarity versus complementarity hypotheses. *European Journal of Social Psychology*, 44(2), 175-186. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2000>
- Chow, C. M., Roelse, H., Buhrmester, D., & Underwood, M. K. (2012). Transformations in friend relationships across the transition into adulthood. In B. Laursen, & W. A. Collins (Eds.), *Relationship pathways from adolescence to young adulthood* (pp. 91-108). Thousand Oaks: SAGE.
- Ciesla, J. A., Dickson, K. S., Anderson, N. L., & Neal, D. J. (2011). Negative repetitive thought and college drinking: Angry rumination, depressive rumination, co-rumination, and worry. *Cognitive Therapy and Research*, 35(2), 142-150. <https://doi.org/10.1007/s10608-011-9355-1>
- Cohen, S. (2004). Social relationships and health. *American Psychologist*, 59(8), 676-684. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.59.8.676>

- Davidson, C. L., Grant, D. M., Byrd-Craven, J., Mills, A. C., Judah, M. R., & Lechner, W. V. (2014). Psychometric properties of the Co-rumination Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 70, 171-175. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.07.002>
- DeVellis, R. F. (2017). Guidelines in scale development. In L. Bickman & D. Rog (Series Eds.), & R. DeVellis (Vol. Ed.), *Scale development: Vol. 26. Theory and applications* (4ª ed., pp.103-141). Thousand Oaks: 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
- Finch, W. H., Immekus, J. C., & French, B. F. (2016). Validity. In W. H. Finch, J. C. Immekus, & B. F. French (Eds.), *Applied psychometrics using SPSS and AMOS* (pp. 95-167). Nova Iorque: Information Age Publishing Inc.
- Frison, E., Bastin, M., Bijttebier, P., & Eggermont, S. (2018). Helpful or harmful? The different relationships between private facebook interactions and adolescents' depressive symptoms. *Media Psychology*, 22(2), 244-272. <https://doi.org/10.1080/15213269.2018.1429933>
- Haggard, D. L., Robert, C., & Rose, A. J. (2011). Co-rumination in the workplace: Adjustment trade-offs for men and women who engage in excessive discussions of workplace problems. *Journal of Business and Psychology*, 26(1), 27-40. <https://doi.org/10.1007/s10869-010-9169-2>
- Hankin, B. L., Stone, L., & Wright, P. A. (2010). Corumination, interpersonal stress generation, and internalizing symptoms: Accumulating effects and transactional influences in a multiwave study of adolescents. *Development and Psychopathology*, 22(1), 217-235. <https://doi.org/10.1017/S0954579409990368>
- Hart, B. I., & Thompson, J. M. (1996). Gender role characteristics and depressive symptomatology among adolescents. *The Journal of Early Adolescence*, 16(4), 407-426. <https://doi.org/10.1177/0272431696016004003>
- Horn, A. B., & Maercker, A. (2016). Intra- and interpersonal emotion regulation and adjustment symptoms in couples: The role of co-brooding and co-reappraisal. *BMC Psychology*, 4(1), 1-11. <https://doi.org/10.1186/s40359-016-0159-7>

- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kass, R. E., & Raftery, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 773-795. <https://doi.org/10.1080/01621459.1995.10476572>
- Keast, H. (2014). *The relation of co-rumination to romantic relationship quality* (Honors thesis, King's University College at the University of Western Ontario, London, Canada). Retrieved from https://ir.lib.uwo.ca/cgi/viewcontent.cgi?article=1014&context=psychK_uht
- Krejcie, R. V., & Morgan, D. W. (1970). Determining sample size for research activities. *Educational Psychological Measurement*, 30, 607-610. Retrieved from https://home.kku.ac.th/sompong/guest_speaker/KrejcieandMorgan_article.pdf
- Kroemeke, A. (2019). Coping flexibility and health-related quality of life among older adults: The compensatory effect of co-rumination. *Frontiers in Psychology*, 10(59). <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00059>
- Lawrance, K., & Byers, E. S. (1995). Sexual satisfaction in long-term heterosexual relationships: The interpersonal exchange model of sexual satisfaction. *Personal Relationships*, 2(4), 267-285. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.1995.tb00092.x>
- Lucena-Santos, P., Pinto-Gouveia, J., Carvalho, S. A., & Oliveira, M. S. (2018). Is the widely used two-factor structure of the Ruminative Responses Scale invariant across different samples of women?. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 91(3), 398-416. <https://doi.org/10.1111/papt.12168>
- Mark, K. P., Herbenick, D., Fortenberry, J. D., Sanders, S., & Reece, M. (2013). A psychometric comparison of the three scales and a single-item measure to assess sexual satisfaction. *The Journal of Sex Research*, 51(2), 159-169. <https://doi.org/10.1080/00224499.2013.816261>
- Maroco, J., & Garcia-Marques, T. (2006). Qual a fiabilidade do alfa de cronbach? Questões antigas e soluções modernas?. *Laboratório de Psicologia*, 4(1), 65-90. <https://doi.org/10.14417/lp.763>

- Marroquín, B. (2011). Interpersonal emotion regulation as a mechanism of social support in depression. *Clinical Psychology Review*, 31(8), 1276-1290. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2011.09.005>
- Martins, C. (2011). Análise exploratória de dados. In C. Martins (Ed.), *Manual de análise de dados quantitativos com recurso ao IBM® SPSS®: Saber decidir, fazer, interpretar e redigir* (1ª ed., pp. 211-240). Braga: Psiquilíbrios Edições.
- Masaviru, M. (2016). Self-disclosure: Theories and model review. *Journal of Culture, Society and Development*, 18, 43-47. Retrieved from: https://www.researchgate.net/publication/301789757_Self-Disclosure_Theories_and_Model_Review
- 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., Parker, L. E., & Larson, J. (1994). Ruminative coping with depressed mood following loss. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67(1), 92-104. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.1.92>
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1994). *Psychometric theory* (3ª ed.). Nova Iorque: McGraw-Hill.
- Parker, J. G., & Asher, S. R. (1993). Friendship and friendship quality in middle childhood: Links with peer group acceptance and feelings of loneliness and social dissatisfaction. *Developmental Psychology*, 29(4), 611-621. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.29.4.611>
- Pascoal, P. M., Narciso, I. S. B., Pereira, N. M., & Ferreira, A. S. (2013). Processo de validação da Global Measure of Sexual Satisfaction em três amostras da população portuguesa. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 26(4), 691-700. <https://doi.org/10.1590/S0102-79722013000400009>
- Pascoal, P. M., Sanchez, D. T., Raposo, C. F., & Pechorro, P. (2016). Initial validation of the Sexual Pleasure Scale in clinical and non-clinical samples of partnered heterosexual people. *The Journal of Sexual Medicine*, 13(9), 1408-1413. <https://doi.org/10.1016/j.jsxm.2016.06.010>

- Peixoto, M. M., Amarelo-Pires, I., Biscaia, M. S. P., & Machado, P. P. P. (2018). Sexual self-esteem, sexual functioning and sexual satisfaction in portuguese heterosexual university students. *Psychology & Sexuality*, 9(4), 305-316. <https://doi.org/10.1080/19419899.2018.1491413>
- Piraman, M. J., Tavakoli, M., & Torkan, H. (2016). Rumination and co-rumination: Factors predicting depression. *International Journal of Educational & Psychological Researches*, 2(2), 99-104. <https://doi.org/10.4103/2395-2296.178865>
- R Development Core Team. (2015). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Retrieved from <http://www.R-project.org/>
- Reise, S. P., Moore, T. M., & Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544-559. <https://doi.org/10.1080/00223891.2010.496477>
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5–26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Rose, A. J. (2002). Co-rumination in the friendships of girls and boys. *Child Development*, 73(6), 1830-1843. <https://doi.org/10.1111/1467-8624.00509>
- Rose, A. J., Carlson, W., & Waller, E. M. (2007). Prospective associations of co-rumination with friendship and emotional adjustment: Considering the socioemotional trade-offs of co-rumination. *Developmental Psychology*, 43(4), 1019-1031. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.43.4.1019>
- Rose, A. J., & Rudolph, K. D. (2006). A review of sex differences in peer relationship processes: Potential trade-offs for the emotional and behavioral development of girls and boys. *Psychological Bulletin*, 132(1), 98-131. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.132.1.98>

- Rose, A. J., Schwartz-Mette, R. A., Glick, G. C., Smith, R. L., & Luebbe, A. M. (2014). An observational study of co-rumination in adolescent friendships. *Developmental Psychology*, 50(9), 2199-2209. <https://doi.org/10.1037/a0037465>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An r package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48, 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rudiger, J. A., & Winstead, B. A. (2013). Body talk and body-related co-rumination: Associations with body image, eating attitudes, and psychological adjustment. *Body Image*, 10(4), 462-471. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2013.07.010>
- Schwartz, J. A. J., & Koenig, L. J. (1996). Response styles and negative affect among adolescents. *Cognitive Therapy and Research*, 20(1), 13-36. <https://doi.org/10.1007/bf02229241>
- Schwartz-Mette, R. A., & Rose, A. J. (2012). Co-rumination mediates contagion of internalizing symptoms within youths' friendships. *Developmental Psychology*, 48(5), 1355-1365. <https://doi.org/10.1037/a0027484>
- semTools Contributors. (2015). *semTools: Useful tools for structural equation modeling*. R package version 0.4-9. Retrieved from <http://cran.r-project.org/package=semTools>
- Smith, R. L., & Rose, A. J. (2011). The “cost of caring” in youths' friendships: Considering associations among social perspective taking, co-rumination, and empathetic distress. *Developmental Psychology*, 47(6), 1792-1803. <https://doi.org/10.1037/a0025309>
- Sprecher, S., & Hendrick, S. S. (2004). Self-disclosure in intimate relationships: Associations with individual and relationship characteristics over time. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 23(6), 857-877. <https://doi.org/10.1521/jscp.23.6.857.54803>
- Starr, L. R., & Davila, J. (2009). Clarifying co-rumination: Associations with internalizing symptoms and romantic involvement among adolescent girls. *Journal of Adolescence*, 32(1), 19-37. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2007.12.005>
- Stone, L. B., Uhrlas, D. J., & Gibb, B. E. (2010). Co-rumination and lifetime history of depressive disorders in children. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 39(4), 597-602. <https://doi.org/10.1080/15374416.2010.486323>

- Swank, J. M., & Mullen, P. R. (2017). Evaluating evidence for conceptually related constructs using bivariate correlations. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 50(4), 270-274. <https://doi.org/10.1080/07481756.2017.1339562>
- Tompkins, T. L., Hockett, A. R., Abraibesh, N., & Witt, J. L. (2011). A closer look at co-rumination: Gender, coping, peer functioning and internalizing/ externalizing problems. *Journal of Adolescence*, 34(5), 801-811. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2011.02.005>
- Treynor, W., Gonzalez, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination reconsidered: A psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research*, 27(3), 247-259. <https://doi.org/10.1023/A:1023910315561>
- Waller, E. M., & Rose, A. J. (2010). Adjustment trade-offs of co-rumination in mother-adolescent relationships. *Journal of Adolescence*, 33(3), 487-497. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2009.06.002>
- Watkins, E. R. (2008). Constructive and unconstructive repetitive thought. *Psychological Bulletin*, 134(2), 163-206. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.134.2.163>
- Whitmer, A., & Gotlib, I. H. (2011). Brooding and reflection reconsidered: A factor analytic examination of rumination in currently depressed, formerly depressed, and never depressed individuals. *Cognitive Therapy and Research*, 35(2), 99-107. <https://doi.org/10.1007/s10608-011-9361-3>
- Whitton, S. W., & Kuryluk, A. D. (2012). Intrapersonal moderators of the association between relationship satisfaction and depressive symptoms: Findings from emerging adults. *Journal of Social and Personal Relationships*, 30(6), 750-770. <https://doi.org/10.1177/0265407512467749>
- Zanon, C., Dellazzana-Zanon, L. L., & Junior, E. M. (2018). Adaptação e evidências de validade da Escala de Resposta Ruminativa no Brasil. *Avaliação Psicológica*, 17(2), 170-179. <https://doi.org/10.15689/ap.2018.1702.13559.02>

Apêndice

Luiana Daniela Napoleão Lafayette, Tradução, adaptação e validação da escala *Co-rumination Questionnaire* para pessoas em relação amorosa

Apêndice I

Co-rumination Questionnaire (CRQ) - versão portuguesa traduzida e adaptada para díade amorosa

Pense na forma como habitualmente é a vossa relação amorosa.

Assinale a resposta adequada tendo em conta a seguinte escala:

1	2	3	4	5
Não é de toda verdade	Um pouco verdade	De alguma forma é verdade	Maioritariamente verdade	Completamente verdade

1. Quando estamos juntos, passamos a maior parte do tempo a falar sobre os meus problemas ou os do/a meu/minha companheiro/a.	
2. Quando um de nós tem um problema, falamos sobre o problema, em vez de falarmos sobre outra coisa ou fazermos outra coisa.	
3. Quando o/a meu/minha companheiro/a me conta que tem um problema, mais tarde tento que fale mais sobre isso.	
4. Quando tenho um problema, o/a meu/minha companheiro/a tenta sempre que eu continue a falar muito sobre isso.	
5. Quando um de nós tem um problema, falamos sobre isso durante muito tempo.	
6. Quando nos vemos, se um de nós tiver um problema, falamos sobre isso mesmo que tenhamos combinado fazer outras coisas juntos.	
7. Quando o/a meu/minha companheiro/a tem um problema, tento sempre que me conte todos os pormenores do que aconteceu.	
8. Depois de contar ao/à meu/minha companheiro/a que tenho um problema, mais tarde ele/a tenta sempre que eu fale mais sobre esse problema.	
9. Em quase todas as vezes que nos vemos, falamos sobre os problemas de cada um/a.	
10. Se um/a de nós tem um problema, quando estamos juntos/as passamos o tempo a falar disso, mesmo podendo fazer outras coisas.	
11. Quando o/a meu/minha companheiro/a tem um problema, tento sempre que ele/a continue a falar sobre isso.	
12. Quando eu tenho um problema, o/a meu/minha companheiro/a tenta sempre que eu lhe conte todos os pormenores do que aconteceu.	
13. Continuamos a falar sobre o problema, mesmo depois de já sabermos todos os pormenores do que aconteceu.	

14. Falamos durante muito tempo para tentar perceber as diferentes razões que podem ter levado ao problema.	
15. Tentamos perceber todas as coisas más que o problema pode trazer.	
16. Passamos muito tempo a tentar perceber partes do problema que não conseguimos compreender.	
17. Falamos muito sobre como a pessoa com o problema se sente mal.	
18. Falamos sobre todos os aspetos do problema vezes sem conta.	
19. Falamos muito sobre o problema para compreender como aconteceu.	
20. Falamos muito sobre todas as coisas más que o problema pode trazer.	
21. Falamos muito sobre os aspetos do problema que não compreendemos.	
22. Falamos durante muito tempo sobre como um/a de nós ficou afetado/a pelo problema.	
23. Habitualmente, falamos sobre o problema todos os dias, mesmo que não haja novidades.	
24. Falamos sobre todas as razões que podem ter levado ao problema.	
25. Passamos muito tempo a falar sobre as coisas más que o problema irá trazer.	
26. Tentamos perceber tudo acerca do problema, mesmo podendo haver aspetos que nunca iremos compreender.	
27. Passamos muito tempo a falar sobre a tristeza ou a raiva da pessoa com o problema.	

Anexos

Luiana Daniela Napoleão Lafayette, Tradução, adaptação e validação da escala *Co-rumination Questionnaire* para pessoas em relação amorosa

Anexo I

Itens do *Co-rumination Questionnaire* (CRQ; Rose, 2002)

1. *We spend most of our time together talking about problems that my friend or I have.*
2. *If one of us has a problem, we will talk about the problem rather than talking about something else or doing something else.*
3. *After my friend tells me about a problem, I always try to get my friend to talk more about it later.*
4. *When I have a problem, my friend always tries really hard to keep me talking about it.*
5. *When one of us has a problem, we talk about it for a long time.*
6. *When we see each other, if one of us has a problem, we will talk about the problem even if we had planned to do something else together.*
7. *When my friend has a problem, I always try to get my friend to tell me every detail about what happened.*
8. *After I've told my friend about a problem, my friend always tries to get me to talk more about it later.*
9. *We talk about problems that my friend or I are having almost every time we see each other.*
10. *If one of us has a problem, we will spend our time together talking about it, no matter what else we could do instead.*
11. *When my friend has a problem, I always try really hard to keep my friend talking about it.*
12. *When I have a problem, my friend always tries to get me to tell every detail about what happened.*
13. *We will keep talking even after we both know all of the details about what happened.*

14. *We talk for a long time trying to figure out all the different reasons why the problem might have happened.*
15. *We try to figure out every one of the bad things that might happen because of the problem.*
16. *We spend a lot of time trying to figure out parts of the problem we can't understand.*
17. *We talk a lot about how bad the person with the problem feels.*
18. *We'll talk about every part of the problem over and over.*
19. *We talk a lot about the problem in order to understand why it happened.*
20. *We talk a lot about all of the different bad things that might happen because of the problem.*
21. *We talk a lot about parts of the problem that don't make sense to us.*
22. *We talk for a long time about how upset it has made one of us with the problem.*
23. *We usually talk about that problem every day even if nothing new has happened.*
24. *We talk about all of the reasons why the problem might have happened.*
25. *We spend a lot of time talking about what bad things are going to happen because of the problem.*
26. *We try to figure out everything about the problem, even if there are parts we may never understand.*
27. *We spend a long time talking about how sad or mad the person with the problem feels.*

Anexo II

Enquadramento de alguns itens pelas «áreas de conteúdo» do *Co-rumination Questionnaire* (CRQ; Rose, 2002)

<i>Itens</i>	<i>Área de conteúdo</i>
6. <i>When we see each other, if one of us has a problem, we will talk about the problem even if we had planned to do something else together.</i>	Discussão do problema em vez de se envolver em outras atividades
9. <i>We talk about problems that my friend or I are having almost every time we see each other.</i>	Frequência com que é discutido um problema
11. <i>When my friend has a problem, I always try really hard to keep my friend talking about it.</i>	Encorajamento do indivíduo para que o amigo discuta os problemas
12. <i>When I have a problem, my friend always tries to get me to tell every detail about what happened.</i>	Encorajamento do amigo para que o indivíduo discuta os problemas
15. <i>We try to figure out every one of the bad things that might happen because of the problem.</i>	Especulação sobre as consequências do problema
16. <i>We spend a lot of time trying to figure out parts of the problem we can't understand.</i>	Especulação sobre aspetos do problema que não são compreendidos
17. <i>We talk a lot about how bad the person with the problem feels.</i>	Foco em sentimentos negativos
18. <i>We'll talk about every part of the problem over and over.</i>	Tendência para discutir o mesmo problema de forma contínua
24. <i>We talk about all of the reasons why the problem might have happened.</i>	Especulação sobre as causas do problema