



Psicologia Ciência e Profissão

ISSN: 1414-9893

revista@pol.org.br

Conselho Federal de Psicologia

Brasil

Veloso Gouveia, Valdiney; Silva Silveira, Samara; Silva Santos, Walberto; Bomfim de Souza, Sarah Stella; Pereira Belo, Raquel

Escala de Ciúme Romântico (ECR): Evidências Psicométricas de uma Versão Reduzida

Psicologia Ciência e Profissão, vol. 35, núm. 2, abril-junio, 2015, pp. 326-341

Conselho Federal de Psicologia

Brasília, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=282039481006>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais artigos
- ▶ Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Escala de Ciúme Romântico (ECR): Evidências Psicométricas de uma Versão Reduzida

Romantic Jealousy Scale: Psychometric Evidence for a Brief Version

Escala de Celo Romântico (ECR): Evidencias Psicométricas de una Versión Reducida

Valdiney Veloso Gouveia
Universidade Federal da Paraíba

Samara Silva Silveira
Universidade de Fortaleza

Walberto Silva dos Santos &
Sarah Stella Bomfim de Souza
Universidade Federal do Ceará

Raquel Pereira Belo
Universidade Federal do Piauí

<http://dx.doi.org/10.1590/1982-370302142013>

Artigo

Resumo: Este artigo objetivou descrever a elaboração da versão reduzida da *Escala de Ciúme Romântico (ECR)*, reunindo evidências de sua adequação psicométrica. Dois estudos foram realizados. No *Estudo 1* participaram 301 pessoas com idade média de 29 anos (54,2% mulheres). Estes responderam a *ECR* e perguntas demográficas. Os resultados apoiaram a adequação psicométrica da *ECR*, cuja análise de componentes principais mostrou dois componentes (*ameaça* e *não ameaça*) com alfas de Cronbach (α) superiores a 0,70. No *Estudo 2* participaram 281 pessoas com idade média de 24 anos (51,6% mulheres), as quais responderam o mesmo questionário do estudo prévio. Os resultados da análise fatorial confirmatória endossaram a solução bifatorial, resultando em uma medida breve com 15 itens, cujos fatores também apresentaram α s acima de 0,70. Concluindo, esta parece ser uma medida que apresenta evidências de validade fatorial e consistência interna, podendo ser útil em contextos de pesquisa e clínico.

Palavras-chave: Ciúme. Romântico. Escala. Validade. Precisão.

Abstract: This article aims to describe the development of a reduced version of the Romantic Jealousy Scale (RJS), gathering evidence of its psychometric adequacy. Two studies were conducted. Study 1 involved 301 people with a mean age of 29 years (54.2% women), who answered RJS and demographic questions. Results supported the psychometric adequacy of RJS, for which principal component analysis revealed two components (*threat* and *non-threat*), showing Cronbach's alphas greater than 0.70. Furthermore, in Study 2, there were 281 participants with a mean age of 24 years (51.6% women), who answered the same questionnaire as in the previous study. Results of confirmatory factor analysis endorsed the two-factor solution, resulting in a reduced measure with 15 items, whose factors also revealed Cronbach's alphas greater than 0.70. In conclusion, RJS seems to be an instrument revealing an evidence of factorial validity and reliability, thereby being useful in both clinical and research contexts.

Keywords: Jealousy. Romantic. Scale. Validity. Reliability.

Resumen: Este artículo ha tenido como objetivo describir el desarrollo de la versión reducida de la *Escala de Celos Románticos (ECR)*, reuniendo pruebas de su adecuación psicométrica. Se realizaron dos estudios. En el *Estudio 1* participaron 301 personas con edad promedio de 29 años (54,2% mujeres), quienes contestaron la *ECR* y preguntas demográficas. Los resultados apoyaron la adecuación psicométrica de la *ECR*, cuyo análisis de componentes principales mostró dos dimensiones (*amenaza* y *no-amenaza*), que presentaron alfas de Cronbach (α) superiores a 0,70. En el *Estudio 2* participaron 281 personas con edad promedio de 24 años (51,6% mujeres), quienes contestaron el mismo cuestionario del estudio anterior. Los resultados del análisis factorial confirmatorio respaldaron la solución de dos factores, que resultó en una medida corta de 15 ítems, mostrando factores con α s por encima de 0,70. Concluyendo, esta parece ser una medida que presenta evidencias de validez factorial y fiabilidad, pudiendo ser útil en contextos de investigación y clínico.

Palabras clave: Celos. Romántico. Escala. Validez. Fiabilidad.

O ciúme é uma emoção natural, como o medo, a tristeza ou a alegria (Baroncelli, 2011; Hart & Legerstee, 2013; Parrott, 1991). Relatado em diversos contextos, sua compreensão varia de acordo com a época (Almeida, 2007; Baroncelli, 2011). De fato, trata-se de um tema antigo, recorrente, que carrega consigo uma intensidade emocional e afeta os relacionamentos humanos. Etimologicamente, tem

raízes no latim (*zelumen*) e grego (*zelosus*), compartilhando o sentido original de se referir a um sentimento de cuidado e zelo para com o outro (Cardoso, Dalco & Bandeli, 2003; Ferreira-Santos, 2003). Sob a ótica psicopatológica, pode assumir um caráter negativo (Torres, Ramos & Cerqueira, 1999). Com efeito, em excesso, o zelo se converte em uma forma possessiva que suprime o

lado positivo da afeição, tornando o ciúme um sentimento de insegurança, egoísmo, prepotência e temor.

O ciúme é frequentemente visto como uma mistura de emoções que, diferentemente da raiva, da tristeza, do medo ou da felicidade, não pode ser facilmente reconhecido por meio de manifestações corporais, como as expressões faciais (Hart & Legerstee, 2013; Parrott, 1991). Segundo Ferreira-Santos (2003), mais adequado do que categorizá-lo como um sentimento, seria abordá-lo como um estado, que emerge em situações específicas (“sentir ciúmes”), ou uma qualidade (traço), quando predomina no dia a dia (“ser ciumento”), pois envolve um complexo de pensamentos, ações e sentimentos que ameaçam as estruturas física e psíquica das pessoas envolvidas. Pfeiffer e Wong (1989) consideram o ciúme como uma variável multidimensional, caracterizada por componentes cognitivos, emocionais e comportamentais.

Entende-se, pois, que o ciúme é expresso sempre que o indivíduo, envolvido em algum relacionamento interpessoal (e.g., familiar, amoroso, fraternal, laboral), sente-se ameaçado e tem medo de ter essa relação excluída de sua vida. Tal ameaça deve envolver, necessariamente, a possibilidade de perda da relação para um rival; não sendo o relacionamento, exclusivamente, amoroso, e o rival, obrigatoriedade, uma pessoa. O que está presente no contexto da emoção é o envolvimento de um triângulo, no qual os personagens são o ciumento, o “objeto” amado e o rival, aspectos que diferenciam o ciúme da inveja, que surge em meio a uma diáde, em que o indivíduo invejoso procura destruir os planos e realizações dos desejos do outro (Hart & Legerstee, 2013; Milfont & Gouveia, 2009; Parrott, 1991).

A ênfase no estudo do ciúme costuma variar em razão da área. Por exemplo, na Psicologia Social Cognitiva, ele é estudado com base nas percepções eliciadas a partir de eventos externos e interpretações dadas à ameaça sexual ou emocional (DeSteno & Salovey, 1996; Harris & Christenfeld,

1996). As formas de expressão diante de tais ameaças dependem da maneira como cada indivíduo interpreta cognitivamente a experiência, sem desconsiderar a influência de aspectos culturais sobre os significados elaborados (Harris, 2003; Mathes, 1991; Parrott, 1991). Na Psicologia Evolucionista, o ciúme é concebido como um fator adaptativo para a reprodução e a perpetuação genética, agindo no sentido de preservar a relação afetiva perante uma ameaça, apresentando-se de formas diferentes entre homens e mulheres (Buss & Haselton, 2005). Estima-se que o sexo masculino visa à redução dos riscos da parceira engravidar de um rival, enquanto que o feminino busca afastar a possibilidade do homem procriar com outras mulheres, retirando, consequentemente, as gratificações e a proteção da parceira atual e de seus filhos (Buss & Haselton, 2005; Buss, Larsen, Westen & Semmelroth, 1992; DeSteno, Bartlett, Braverman & Salovey, 2002; Grice & Seely, 2000; Kennair, Nordeide, Andreassen, Johanne & Pallesen, 2011; Sagarin, Becker, Guadagno, Nicastle & Millevoi, 2003).

Segundo Almeida (2007), o ciúme pode assumir funções protecionistas ou retaliadoras e, quando manifestado perante um estímulo que aparenta ser desproporcional ao comportamento observado, pode ser considerado como uma psicopatologia. O ciúme preventivo é concebido como normal e importante para os relacionamentos, pois, diante da percepção de ameaça à autoestima e/ou à qualidade da relação, a pessoa tende a investir mais no casal e em si mesma, buscando alternativas saudáveis que visem afastar possíveis rivais. Essa complexa organização de pensamentos, sentimentos e ações voltados para a proteção do relacionamento, White (1981) nomeou de ciúme romântico, uma vez que se faz presente, especificamente, nas relações amorosas. Este tipo é o que interessa no presente artigo.

O ciúme tem influência importante nas relações, pois marca a provável existência de compromisso entre os envolvidos. Coerentemente, Pines e Aronson (1983) sustentam que o ciúme pode ser benéfico para os relacionamentos, uma vez que ensina as

pessoas a não menosprezarem seus parceiros, torna o relacionamento mais duradouro, funciona como indicador de amor, promove relacionamentos mais excitantes, possibilita a avaliação do próprio relacionamento e faz o outro se sentir mais desejado. Portanto, embora sua ausência e forma excessiva possam representar um problema – neste caso, sendo um fator destrutivo da relação –, manifestá-lo em algum grau pode até ser benéfico para o relacionamento. Porém, advertem Bueno e Carvalho (2012), as diferenças individuais em suas manifestações dependerão da cultura e predisposições psicológicas, as quais interferirão no seu curso e intensidade. Isso demanda considerar o contexto em que se apresenta.

É possível encontrar algumas escalas para mensurar o ciúme. Umas têm base apenas em aspectos normativos e constitutivos, outras envolvem características consideradas patológicas, e há ainda aquelas direcionadas à detecção de diferenças na maneira que homens e mulheres vivenciam o ciúme. Especificamente, produziram-se nos anos de 1980 e 1990 algumas delas, como a *Chronic Jealousy Scale* (White, 1980), a *Interpersonal Jealousy Scale* (Mathes & Severa, 1981), a *Multidimensional Jealousy Scale* (Pfeiffer & Wong, 1989) e a *Forced-Choice Measure* (Buss et al., 1992). Mais recentemente, encontra-se também a *Jealousy Induction Scale* (Mattingly, Whitson & Mattingly, 2012).

Apesar do uso comum desses instrumentos em pesquisas internacionais, no contexto brasileiro elas são escassamente mencionadas e não se encontra evidências de seu uso. Além disso, neste país ainda são raras as publicações destinadas à adaptação ou construção de instrumentos para mensuração do ciúme. De fato, diversas das referências nacionais nesse campo correspondem a teses, dissertações ou resumos de congressos. Entretanto, duas têm sido as exceções: a *Escala de Ciúme Romântico - ECR* (Ramos, Yazawa, & Salazar, 1994) e o *Inventário de Ciúme Romântico - ICR* (Carvalho, Bueno & Kebleris, 2008). Contudo, estes instrumentos vêm passando por revisões (Bueno, Carvalho, Moreira, Capelo, Fernandes et al., 2012) de seus autores desde que foram elaborados,

procurando reunir evidências de sua adequação psicométrica.

Em seu estudo original, Ramos et al. (1994) encontraram uma estrutura com três fatores principais (*não ameaça*, *exclusão* e *interferência*), que foram também achados por Ramos (1998), porém nomeados diferentemente: *aceitação*, *raiva* e *dor*. Os itens de *aceitação* descrevem situações de interação do parceiro (a) com uma terceira pessoa, mas que são consideradas normais e sem ameaças à relação. O fator *raiva* retrata emoções mais agressivas ou situações de vergonha que podem surgir na interação com o rival. Finalmente, o fator *dor* sugere desconfortos emocionais, como incômodo, irritação ou indignação. Apesar de ter apresentado avanços em relação à versão anterior, a *ECR* ainda carece de melhoramentos, pois sua estrutura não parece tão evidente. Mesmo neste último estudo, constatou-se uma mistura dos itens dos fatores de *dor* e *raiva*.

Bueno e Carvalho (2012) revisaram o *ICR*, procurando aumentar seu número de itens e reformulando suas sentenças com o objetivo de obter fatores relacionados apenas a ocorrência de ciúme romântico e não com a sua ausência, como ocorreu no instrumento original. Três fatores buscaram avaliar os aspectos cognitivos, emocionais e comportamentais relacionados com a percepção de uma (possível) interação do parceiro com um rival. Os outros três manifestam as reações agressivas, de baixa autoestima e investigação, independente de serem emocionais, cognitivas ou comportamentais. Apesar de encontrarem os seis fatores previstos, apenas três deles apresentaram consistência interna que alcançaram o ponto de corte recomendado (0,70) (Nunnally, 1991; Pasquali, 2003).

Considerando o conjunto de seus parâmetros, ambos os instrumentos produzidos na realidade brasileira parecem promissores. Entretanto, o instrumento proposto por Ramos et al. (1994) quiçá ofereça uma estrutura mais simples, um modelo mais parcimonioso. Não obstante, ainda são escassas as evidências a respeito em outros contextos culturais, assim como empregando procedimentos

estatísticos mais robustos. Deste modo, justificou-se o presente artigo, que reúne dois estudos com o propósito de conhecer evidências de validade e precisão da Escala de Ciúme Romântico - ECR (Ramos et al., 1994) em contexto nordestino, avaliando a possibilidade de contar com uma versão mais abreviada. Deste modo, procura-se a seguir descrevê-la resumidamente.

Escala de Ciúme Romântico (ECR)

A ECR foi o primeiro instrumento desenvolvido no Brasil com foco no ciúme romântico. Seu principal objetivo é mensurar o nível de ciúme romântico presente nos relacionamentos e avaliar a reação das pessoas em face de uma ameaça percebida, real ou imaginária. O estudo original contou com 580 pessoas da população geral com idade média de 26 anos (51% mulheres), moradores do Sudeste (Vale do Paraíba, Sul Fluminense e Sul de Minas Gerais). Inicialmente, estudantes de Psicologia foram solicitados a imaginar situações triangulares de relacionamentos entre pessoas de sexos diferentes, escrevendo itens que representassem circunstâncias capazes de desencadear ciúme no(a) parceiro(a). Esses itens foram apresentados a 30 pessoas da população alvo para uma análise semântica, mostrando-se claros e adequados à proposta. Chegou-se, então, a uma versão composta por 58 itens, construída em duas versões: uma com afirmações destinadas ao sexo masculino e outra ao feminino. As respostas eram dadas em escala tipo Likert, de 5 pontos, variando de 1 (Discordo completamente) a 5 (Concordo completamente).

A partir da análise fatorial dos eixos principais (rotação *oblimin*), identificaram-se três fatores com *eigenvalues* maiores que 1,5. O primeiro fator (*não-ameaça*) foi constituído por 25 itens, apresentando alfa de Cronbach (α) de 0,87, descrevendo situações em que a presença de uma terceira pessoa entre o casal não era vista como problemática para a relação. O segundo fator (*exclusão*) reuniu 19 itens ($\alpha = 0,85$), fazendo referência à fragilidade e ao enfraquecimento do vínculo formado

no relacionamento por conta do esmaecimento do amor de um dos parceiros. Por fim, o terceiro fator (*interferência*) continha 14 itens ($\alpha = 0,77$), descrevendo a interferência direta de um rival, provocando reações de ira por parte do ciumento. Observadas as correlações entre esses fatores, tais autores fixaram a extração de um fator geral, cujo *eigenvalue* foi 8,07 ($\alpha = 0,89$), denominado como ciúme romântico.

Não obstante as evidências deste estudo original, algumas limitações dessa medida e suas análises podem ser levantadas: (1) a definição constitutiva do ciúme não apresenta correspondência com o conteúdo operacionalizado nos itens que compõem cada fator. Por exemplo, o item "Encontrá-la com outro em um barzinho o deixa chateado" compõe o fator *exclusão*, enquanto "Ela ficar trancada no quarto com uma amiga lhe causa desconfiança" integra o fator *interferência*; (2) seu uso em pesquisas com múltiplas medidas pode ser dificultado em razão do extenso número de itens por fator; e (3) as análises desenvolvidas por Ramos et al. (1994) assumem um caráter meramente exploratório, não sendo possível atestar, de fato, a pertinência da estrutura fatorial observada. Buscando contribuir para dirimir dúvidas, realizaram-se os dois estudos descritos a seguir.

Estudo 1. Proposta de Versão Reduzida da Escala de Ciúme Romântico

O propósito desse estudo foi reduzir a versão original da ECR, considerando as cargas fatoriais de seus itens no estudo original, oferecendo evidências acerca do poder discriminativo e da homogeneidade dos itens selecionados, sua estrutura fatorial e consistência interna (alfa de Cronbach).

Método

Participantes

Participaram 301 pessoas da população geral de João Pessoa (PB), com idades entre 18 e 72 anos ($M = 29,5$; $DP = 11,58$), a maioria

do sexo feminino (54,2%) e católica (56,8%). Com relação ao estado civil, estes se declararam casados ou em união estável (41,2%), separados ou viúvos (5,6%) e solteiros (53,2%); entre os solteiros, separados e viúvos, 62,5% indicaram estar em um relacionamento fixo, 22,2% em um relacionamento casual e 15,3% noivos. Essa amostra foi não probabilística, considerando-se aquelas pessoas que, após o convite, concordaram em participar do estudo e apresentaram tempo de relacionamento igual ou superior a três meses.

Instrumentos

Os participantes responderam a versão da *Escala de Ciúme Romântico* composta por 28 itens selecionados do estudo original, tendo em conta as melhores saturações. Estes descreviam situações geradoras de ciúme, envolvendo o (a) parceiro (a) do sexo oposto. Os itens se distribuíram em três fatores presumíveis: *não ameaça* [13 itens; e.g., *Não tem nada de mal ele (a) ir a uma festa sozinho*], *exclusão* [11 itens; e.g., *Causa-lhe incômodo ele (a) se arrumar demais para sair sem você*] e *interferência* [quatro itens; e.g., *É indecente uma mulher/um homem se aproximar e conversar com ele (a)*]. Além desse instrumento, os participantes responderam a perguntas demográficas (sexo, religião, idade, escolaridade e classe social).

Procedimento

Os instrumentos foram aplicados em lugares públicos, como ruas e *shoppings*. Os aplicadores foram orientados a dar sempre as mesmas instruções, buscando esclarecer os objetivos da pesquisa. Foi indicado que não existiam respostas certas ou erradas, que os dados seriam considerados em conjunto, garantindo o anonimato e o sigilo das respostas, e que a pesquisa tinha caráter voluntário. O tempo médio para concluir a participação foi de, aproximadamente, 10 minutos. Seguiram-se as recomendações éticas de pesquisas com seres humanos, como estabelece a Resolução CNS 466/12, tendo os participantes assinado termo de consentimento livre e esclarecido.

Análise dos Dados

As análises estatísticas foram efetuadas com o *PASW* (versão 20). Calcularam-se testes *t* de *Student* para avaliar o poder discriminativo dos itens, comparando suas pontuações em função de grupos de critérios internos definidos a partir da mediana. Em seguida, para observar a adequação da matriz de dados à realização de uma análise fatorial, considerou-se o Kaiser-Meyer-Olkin (*KMO*) e o Teste de Esfericidade de Bartlett (Tabachnick & Fidell, 2001). A fim de conhecer a estrutura fatorial do conjunto de itens, efetuou-se uma análise de componentes principais, considerando múltiplos critérios para definir o número de fatores [Kaiser, Cattell e Horn (análise paralela)]. Por fim, com o objetivo de conhecer a consistência interna dos fatores resultantes, tiveram-se em conta as correlações item-total (homogeneidade) e o alfa de Cronbach.

Resultados

Considerando os 28 itens da versão original, para analisar o poder discriminativo, estabeleceram-se grupos critérios internos, separados a partir da mediana das pontuações dos participantes ($Md = 3,37$). Utilizando o teste *t*, compararam-se as médias dos dois grupos em cada item (a tabela correspondente pode ser solicitada pelo interessado). Todos os itens conseguiram discriminar os grupos critérios ($t > 3,50$, $p < 0,001$). Deste modo, passou-se a avaliar a matriz de intercorrelações entre tais itens, o que corroborou a adequação de proceder à análise fatorial [$KMO = 0,86$ e $c^2(378) = 1.869,93$, $p < 0,001$]. Para determinar quantos componentes poderiam ser extraídos, observou-se os critérios do *eigenvalue* (valores próprios) maior do que 1,0 (Kaiser, 1960), a distribuição dos valores próprios (*scree test*) (Cattell, 1966) e a análise paralela (Horn, 1965).

O critério de Kaiser resultou em sete componentes com valores próprios iguais ou superiores a 1 (6,06, 2,02, 1,78, 1,24, 1,20, 1,13 e 1,02), explicando conjuntamente 51,6% da variância total. Não obstante, levando em consideração que tal critério superestima o

número de componentes, decidiu-se observar a distribuição gráfica dos valores próprios (Cattell), identificando-se claramente três fatores (Figura 1).

A indicação de três fatores parece ter suporte ao se comparar os sete valores próprios observados com os gerados aleatoriamente (1,61, 1,52, 1,45, 1,40, 1,34, 1,30 e 1,25), uma vez que apenas os três primeiros empíricos foram superiores aos simulados, tomando em conta os parâmetros do banco de dados (301 participantes e 28 itens), efetuando 100 simulações (Horn). Portanto, decidiu-se fixar a extração de três fatores (critério de saturação acima de |0,30| para retenção do item), empregando rotação *oblimin*, conforme procedimento de Ramos et al. (1994). O primeiro componente (*não ameaça*) agrupou 16 itens, dos quais dois (itens 3 e 7) não o pertenciam originalmente; o segundo (*exclusão*) abarcou nove itens, incluindo o item 15 que, no estudo original, compunha o componente *interferência*; e o terceiro componente (*interferência*) reuniu três itens (4, 13 e 20) que, segundo Ramos et al. (1994), deveriam saturar em *exclusão*. Em razão desses resultados, decidiu-se efetuar uma análise factorial dos eixos principais, desta vez fixando a extração de dois fatores (rotação *oblimin*). Os resultados a respeito podem ser vistos na tabela 1 a seguir.

Conforme a tabela, os dois fatores explicaram conjuntamente 28,8% da variância total. O primeiro fator (*não ameaça*) agrupou 15 itens com cargas fatoriais entre |0,38| e |0,69|, destacando-se que o item 7 apresentou carga fatorial negativa, devendo em análises futuras ter sua escala invertida; e o segundo fator (*ameaça*) reuniu nove itens com cargas entre |0,30| e |0,64|. Os itens 4, 6, 13 e 20 apresentaram cargas fatoriais abaixo de |0,30| em ambos os fatores, sugerindo que podem ser descartados.

Por fim, procurou-se conhecer evidências de consistência interna dos fatores dessa medida. No caso, foram calculados para os dois fatores a homogeneidade ($r_{i,t}$) e o alfa de Cronbach (α), como seguem: *não ameaça* [$r_{i,t} = 0,42$ (0,35-0,58) e $\alpha = 0,79$] e *ameaça* [$r_{i,t} = 0,37$ (0,19-0,47) e $\alpha = 0,73$].

Discussão Parcial

O principal objetivo do *Estudo I* foi reduzir a *Escala de Ciúme Romântico* (Ramos et al., 1994), partindo dos itens com maiores saturações, verificando evidências de poder discriminativo dos itens, validade fatorial e consistência interna dos fatores. Comprovou-se que seus itens apresentaram poder discriminativo satisfatório, mesmo considerando um critério mais rigoroso (mediana) (Pasquali, 2003). Quanto à sua estrutura fatorial,

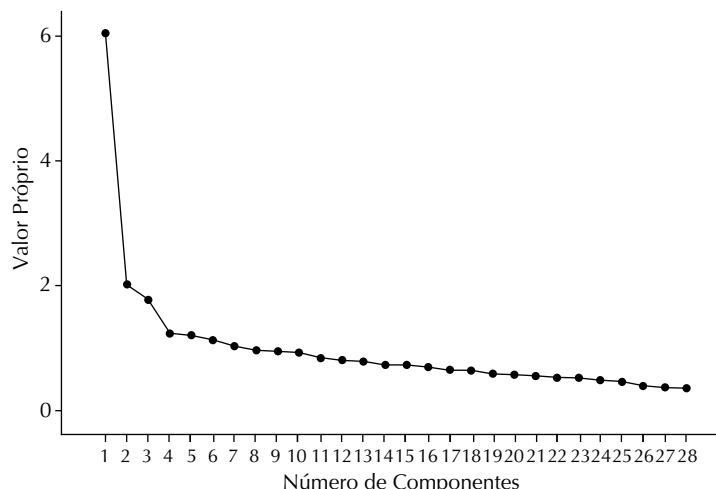


Figura 1. Representação gráfica dos valores próprios da ECR (Critério de Cattell).

Tabela 1. Estrutura componencial da Escala de Ciúme Romântico (ECR).

Item	Fator	
	I	II
02. Não tem nada de mal ela ir à festa sozinha	0,69*	-0,15
12. É perfeitamente normal ela conversar longamente com um amigo	0,66*	0,04
11. Pouco importa ela receber presentes de um amigo	0,63*	-0,07
03. É perfeitamente normal ela elogiar um amigo seu	0,60*	-0,08
18. Não tem nada de demais seus amigos frequentarem a casa dela	0,60*	-0,07
08. É natural ela ter muitos amigos	0,54*	-0,03
17. É aceitável ela fazer elogios a outro homem na sua frente	0,50*	0,09
25. É natural ela ouvir músicas na casa de um amigo	0,46*	-0,01
27. É tolerável ela ficar de papo com alguém	0,45*	0,08
10. Não tem nada de mal ela frequentar a casa de um antigo namorado	0,42*	0,07
14. Não há problema ela preferir passear com amigos a ficar com você	0,42*	0,01
01. Não há problema a fotografia de outro homem na carteira dela	0,41*	0,03
07. Ligar para ela e uma voz masculina não familiar atender lhe causa raiva	-0,41*	-0,03
24. É aceitável ela sonhar com outro	0,40*	0,02
09. É aceitável ela aparecer com um perfume estranho na camisa	0,38*	0,04
21. É muito chato encontrar números de telefones de homens na agenda dela	0,03	0,64*
19. Você fica furioso quando ela dança com um amigo seu em uma festa	0,03	0,56*
22. Causa-lhe incômodo ela se arrumar demais para sair sem você	-0,07	0,56*
23. Encontrar um isqueiro no bolso dela, sem ela fumar, o deixa indignado	0,02	0,52*
28. Ela trabalhar em um ambiente com muitos homens lhe incomoda	0,07	0,45*
16. Provoca irritação amigos falarem dela com entusiasmo	0,14	0,43*
26. É indecente ela dar olhadas para outros homens em uma festa	-0,09	0,36*
15. Ela ficar trancada no quarto com uma amiga lhe causa desconfiança	0,10	0,30*
05. Fica furioso quando ela conversa com um amigo que acha bonito	0,23	0,30*
20. Causa-lhe incômodo ela parar de demonstrar sentimentos	0,12	0,18
06. É indecente um homem se aproximar e conversar com ela	0,27	0,19
13. Causa-lhe desconforto os objetos de outra paixão ocupar mais espaço do que os seus	0,23	0,03
04. Encontrá-la com outro em um barzinho o deixa chateado	0,22	0,12
Valor próprio	6,06	2,02
Variância explicada	21,64	7,22
Número de itens	15	9
álfa de Cronbach	0,79	0,73

Notas: * Carga factorial satisfatória (igual ou superior a |0,30|); Fator I = Não ameaça; Fator II = Ameaça.

excetuando o critério de Kaiser que sugeriu até sete componentes, os critérios de Cattell e Horn concordaram na indicação de três componentes, sendo este último um critério mais confiável (Hayton, Allen & Scarpello, 2004). Entretanto, checando o número de

itens do terceiro fator (*interferência*), seu conteúdo e sua consistência interna, percebeu-se que se tratava de um construto incipiente, não sendo adequadamente operacionalizado, motivando realizar uma nova análise, fixando a extração de dois fatores.

Ainda que os proponentes da escala original tentem definir os fatores *interferência* e *exclusão*, os itens elaborados para representá-los possuem conteúdos próximos, inclusive não se diferenciando tanto daqueles do fator *não ameaça*. A propósito, Bueno e Carvalho (2012) afirmam que, mesmo com propriedades psicométricas adequadas, a *ECR* carece de fundamentação teórica, sobretudo em razão do empirismo em que se pautou, resultando em certas inconsistências entre seus fatores. De fato, se os itens desta medida forem analisados semanticamente, percebe-se uma polarização entre (1) aqueles que descrevem situações que oferecem algum tipo de ameaça ao relacionamento (e.g., decorrente da interferência de um terceiro ou do enfraquecimento do vínculo que une o casal) e os que descrevem situações em que ocorre ausência de ameaça. Deste modo, emana uma estrutura fatorial baseada em apenas dois componentes, nomeados como *ameaça* e *não ameaça*. Para estas denominações, teve-se como base os referenciais teóricos sobre a manifestação do ciúme (Ferreira-Santos, 2003; Hart & Legerstee, 2013; Parrott, 1991; Sharpsteen & Kirkpatrick, 1997).

Em relação à homogeneidade, a maioria das correlações item-total corrigidas variou entre 0,23 (*Causa-lhe desconforto os objetos de uma outra paixão ocupar mais espaço do que os seus*) e 0,58 (*É perfeitamente normal ela conversar longamente com um amigo*), excetuando-se o item 26 que apresentou correlação limítrofe ($r_{i,t} = 0,19$), coeficiente que é menor que o recomendado (Clark & Watson, 1995). Contudo, como é possível constatar, sua exclusão, ao menos nessa fase, não comprometeu a precisão do instrumento. De modo análogo, apesar da retirada do item sete elevar a consistência interna para 0,85, optou-se por incluí-lo nas análises subsequentes, uma vez que o valor do alfa de Cronbach para o conjunto total de itens foi de 0,83, mostrando-se superior ao que tem sido proposto na literatura como ponto de corte (0,70) (Nunnally, 1991; Pasquali, 2010).

Em suma, de acordo com o observado, pareceu mais teórica e empiricamente consistente a proposta bifatorial, distribuindo-se os itens

nas dimensões *ameaça* e *não ameaça*. Isso foi possível ao adotar itens com cargas fatoriais a partir de |0,30| em um dos fatores, excluindo-se aqueles que apresentaram saturações abaixo deste ponto de corte. Esse procedimento possibilitou uma versão da *ECR* com 24 itens, distribuídos em dois componentes, os quais apresentaram alfas de Cronbach acima do valor do padrão comumente recomendado (Pasquali, 2003). Entretanto, uma vez que esse estudo teve um caráter eminentemente exploratório, julgou-se coerente a realização de análises mais robustas para comprovar se o modelo previamente encontrado era, de fato, o mais adequado. Desse modo, realizou-se um segundo estudo, que é descrito a seguir.

Estudo 2. Comprovação da Estrutura Fatorial da Escala de Ciúme Romântico

Em função dos resultados do *Estudo 1* e considerando a literatura acerca do tema, esse estudo procurou comparar diferentes modelos fatoriais para a *ECR*, propondo uma versão reduzida dessa medida. No caso, realizaram-se análises fatoriais confirmatórias, estabelecendo modelos compostos por um (*fator geral de ciúme*), dois (*não-ameaça* e *ameaça*) e três (incluindo, além dos dois fatores prévios, aquele denominado como *interferência*) fatores.

Método

Participantes

Contou-se com amostra não probabilística de 281 pessoas de Fortaleza (CE). Estas apresentaram idades entre 18 e 59 anos ($M = 24,1$; $DP = 7,09$), a maioria do sexo feminino (51,6%), heterossexual (86,7%) e católica (51,4%). Quanto ao estado civil ou tipo de relacionamento, 14,3% se declararam casados ou em união estável, 40,7% em namoro firme e 45% solteiros.

Instrumentos

Os participantes responderam a um livreto composto por seis partes, das quais se

considerou, em função dos objetivos do presente estudo, apenas a *Escala de Ciúme Romântico (ECR)* e perguntas demográficas. Decidiu-se utilizar a versão da ECR utilizada no estudo prévio, composta de 28 itens, pois isso permitia testar os três modelos alternativos descritos.

Procedimento

Os participantes responderam ao questionário individualmente em ambientes acadêmicos (salas de aula) e locais públicos (ruas, praças). Na ocasião da coleta, as mesmas instruções foram dadas para todos os respondentes, sendo enfatizada a importância da participação, assegurando o anonimato e o sigilo das respostas, assim como o caráter voluntário da pesquisa. Respeitaram-se os preceitos da pesquisa com seres humanos (Resolução CNS 466/12), tendo os participantes assinado termo de consentimento livre e esclarecido. Após a coleta dos dados, foram excluídos da amostra os participantes que deixaram mais de 30% dos itens sem resposta. Um tempo médio de 30 minutos foi suficiente para concluir a participação.

Análise dos Dados

Realizaram-se múltiplas análises fatoriais confirmatórias (AFC) com o AMOS (versão 20), considerando a matriz de covariância e o método de estimativa ML (*Maximum Likelihood*). O ajuste global dos modelos foi analisado com o *qui-quadrado*. Contudo, reconhecendo-se a influência do tamanho da amostra neste indicador, tiveram-se em conta

outros índices de ajuste (Byrne, 2010; Marsh, Hau & Wen, 2004): o *Goodness-of-fit Index* (GFI) e o *Comparative Fit Index* (CFI), considerando como aceitáveis valores superiores a 0,90; o *Root-Mean-Square Error of Approximation* (RMSEA), considerados aceitáveis valores inferiores a 0,08; o *Pclose*, que é um indicador mais criterioso, testando a hipótese nula de RMSEA = 0,05. Quando seu valor é próximo a zero, rejeita-se esta hipótese, sugerindo ausência de ajuste do modelo. Portanto, é recomendado *Pclose* > 0,05 como indicativo de modelo ajustado; o *Consistent Akaike information Criterion* (CAIC) e o *Expected Cross Validation Index* (ECVI), cujos valores baixos sugerem um modelo mais adequado.

Resultados

A fim de propor uma versão reduzida da *Escala de Ciúme Romântico*, consideraram-se os itens que, no estudo anterior, apresentaram saturações mais fortes em seus respectivos fatores. No caso, decidiu-se contar com número equilibrado de itens por fator, retendo os nove mais importantes de cada um. Os 18 itens restantes foram submetidos a múltiplas análises fatoriais confirmatórias, comprovando três modelos: o Modelo 1, que admite um fator geral de ciúme romântico (M_1), o Modelo 2, que fixa a extração de dois fatores, nomeados como *ameaça* e *não ameaça* (M_2) e, por fim, o Modelo 3, cujos itens são distribuídos em três fatores: *interferência*, *exclusão* e *não-ameaça* (M_3), que é proposto por Ramos et al. (1994). Os indicadores de ajuste destes modelos são mostrados na tabela 2.

Tabela 2. Comparação dos modelos fatoriais da Escala de Ciúme Romântico (ECR).

Modelos	χ^2	g.l.	$\chi^2/g.l.$	GFI	CFI	RMSEA (IC90%)	Pclose	χ^2 (g.l.)
1	393,81	135	2,92	0,835	0,740	0,083 (0,073-0,092)	0,000	-----
2	261,30	134	1,95	0,905	0,872	0,058 (0,048-0,069)	0,150	132,51*
3	238,97	132	1,81	0,913	0,893	0,054 (0,043-0,065)	0,269	22,33*

Notas: Modelos: 1 = um fator geral de ciúme romântico; 2 = fixa a extração de dois fatores, nomeados como *ameaça* e *não ameaça* e 3 = fixa a extração de três fatores: *interferência*, *exclusão* e *não-ameaça*. χ^2 = Qui-quadrado; gl = Graus de liberdade; GFI = Goodness-of-fit Index; CFI = Comparative fit index; RMSEA = Root mean square error of approximation; CI90% = Intervalo de Confiança de 90% e $D\chi^2$ = diferença entre os valores de qui-quadrado. * $p < 0,001$.

De acordo com essa tabela, os modelos que apresentaram resultados mais próximos aos recomendados na literatura foram os dois últimos, sendo claramente superiores ao M_1 . Portanto, parece plausível descartar uma estrutura unifatorial para o ciúme. O M_2 [$\chi^2 (134) = 261,30$, $p < 0,001$, $\chi^2 / g.l. = 1,95$, GFI = 0,905 e RMSEA = 0,058 (IC90% = 0,048-0,069)] e o M_3 [$\chi^2 (132) = 238,97$, $p < 0,001$, $\chi^2 / g.l. = 1,81$, GFI = 0,913 e RMSEA = 0,054 (IC90% = 0,043-0,065)] parecem plausíveis. Entretanto, comparando-os diretamente, é possível perceber que este último é estatisticamente superior [$\Delta\chi^2 (2) = 22,33$, $p < 0,001$]. Reforça esse achado seus valores de CAIC (497,72) e ECVI (1,14), que foram inferiores àqueles observados para o M_2 (506,79 e 1,20, respectivamente). Assinala-se que os pesos de regressão (lambda, λ) no M_3 , excetuando aquele do item 15, foram iguais ou superiores a 0,30, sendo estatisticamente diferentes de zero ($\lambda \neq 0$; $|z| > 1,96$, $p < 0,05$). O primeiro fator, denominado de exclusão, apresentou consistência interna (alfa de Cronbach) de 0,72, o segundo (*não ameaça*) foi de 0,78 e o terceiro (*interferência*), excluindo-se o item 15, apresentou coeficiente de 0,43.

Em razão dos resultados previamente descritos, embora o modelo trifatorial se mostre estatisticamente adequado em termos de estrutura, parece incipiente. A propósito, analisando o conteúdo dos itens do fator interferência e a sua definição constitutiva oferecida por Ramos et al. (1994), dito componente se revela problemático; quatro de seus itens (3, 5, 15 e 27) não parecem ter relação com o que os autores definem como *interferência*. Além disso, destaca-se que, como um fator, sua consistência interna ($\alpha = 0,43$) está aquém do que é preconizado na literatura. Portanto, decidiu-se reespecificar a análise fatorial confirmatória consonante com o M_2 , que admite dois fatores, excluindo o item 15 em função de seu peso de regressão (λ) baixo. Também foram considerados os IMs (Índices de Modificação) dos erros de medida (Deltas, δ), decidindo correlacionar os correspondentes aos itens 3 e 17 do fator *não ameaça*. A figura 2 apresenta os parâmetros estimados para este modelo.

A estrutura fatorial representada pela figura 2 reuniu indicadores de ajuste aos dados que foram satisfatórios [$\chi^2 (117) = 213,93$, $p < 0,001$, $\chi^2 / gl = 1,83$, GFI = 0,92, CFI = 0,90, RMSEA = 0,054

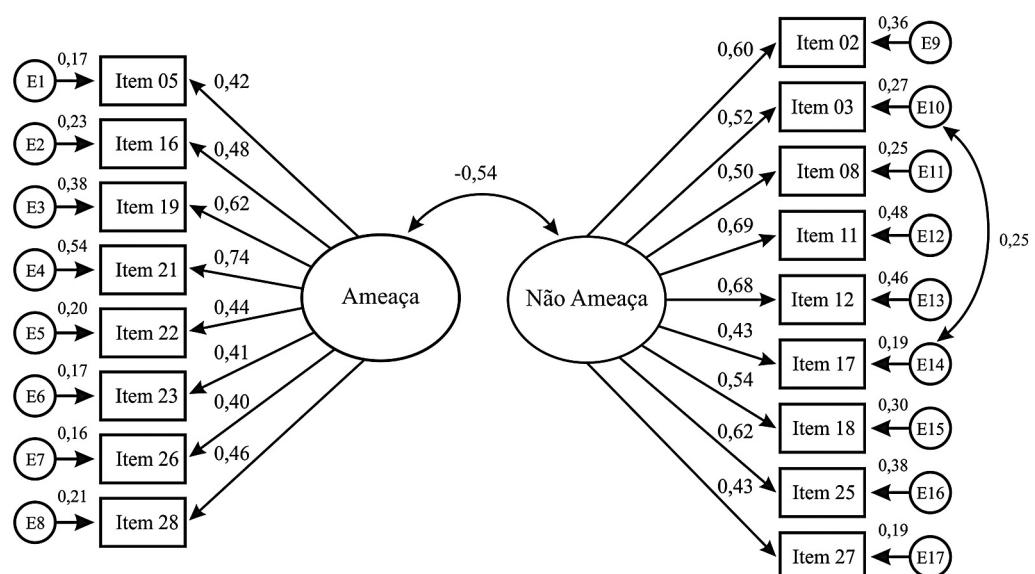


Figura 2. Estrutura bifatorial da Escala de Ciúme Romântico.

(IC90% = 0,043-0,066), Pclose = 0,252, CAIC= 452,79 e ECVI = 1,02), sendo que todos os λ foram superiores a 0,30 ($\lambda \neq 0$; $z > 1,96$, $p < 0,05$). Os dois fatores apresentaram correlação entre si (Φ , Phi padronizado) de -0,54, obtendo coeficientes alfas de Cronbach que atenderam ao recomendado: 0,72 (ameaça) e 0,80 (não-ameaça), valores que foram bastante similares aos de suas confiabilidades compostas (0,73 e 0,80, respectivamente).

Discussão Parcial

O propósito principal desse estudo foi conhecer a melhor estrutura fatorial para a *Escala de Ciúme Romântico*, tendo como base sua versão reduzida reunindo evidências de sua validade fatorial e consistência interna. Em função dos resultados descritos, confia-se que tal propósito tenha sido alcançado. Nesta oportunidade, buscou-se testar a hipótese de que o ciúme pode ser melhor representado por dois fatores do que por três, como sugerem Ramos et al. (1994). Os resultados corroboraram a estrutura multifatorial desta medida, reunindo os três fatores anteriormente citados; porém, o modelo bifatorial também foi adequado, sendo ambos superiores ao modelo unifatorial. De fato, esse terceiro modelo apresentou índices de ajuste próximos aos recomendados na literatura (Browne & Cudeck, 1993; Fabrigar, Wegener, MacCallum & Strahan, 1999; Hu & Bentler, 1999), endossando que é possível admitir dois fatores de ciúme romântico.

Apesar do anteriormente comentado, não se pode perder de vista que, como no *Estudo 1*, no presente também emergiu mais facilmente uma estrutura tridimensional. Nesta direção, Pfeiffer e Wong (1989), por exemplo, propuseram uma medida de ciúmes romântico e patológico, reunindo três dimensões: emocional, cognitivo e comportamental. Entretanto, deve-se ponderar o fato de que os itens da *ECR* não descrevem adequadamente tais fatores, tornando a configuração dos três componentes teoricamente inconsistentes. Deste modo, não é possível sustentar que esta medida adequadamente representa tal estrutura, sendo talvez mais plausível pensá-la

como bifatorial. Coerentemente, as análises finais deste estudo confirmam a viabilidade de avaliar o ciúme romântico a partir de dois fatores.

Em suma, tendo em conta o conjunto de resultados descritos, chegou-se a uma versão final da *Escala de Ciúme Romântico*, composta por 17 itens. Trata-se, pois, de um instrumento breve, porém confiável, cobrindo dois fatores negativamente correlacionados, cujos alfas de Cronbach foram superiores ao ponto de corte de 0,70 (Pasquali, 2003). A correlação negativa entre ameaça e não ameaça, como seus significados sugerem, já era esperada, pois são polos que compõem o contínuo de um mesmo construto (ciúme).

Discussão Geral

O principal objetivo desse artigo foi descrever a elaboração da versão reduzida da *Escala de Ciúme Romântico (ECR)* (Ramos et al., 1994), procurando reunir evidências de sua validade fatorial e consistência interna. A propósito, realizou-se tanto análises estatísticas exploratórias como confirmatórias, observando que dita medida pode representar o ciúme como dois fatores (ameaça e não ameaça), que apresentaram consistência interna que cumprem o critério exigido na literatura (Nunnally, 1991; Pasquali, 2003). Não obstante, reconhecem-se limitações potenciais dos estudos, a exemplo das amostras obtidas; trataram-se de grupos não representativos da população geral. Porém, estima-se que, nesta oportunidade, possa ser ofertada uma contribuição para fortalecer a temática do ciúme no contexto brasileiro, que já reúne estudos e medidas a respeito (Carvalho et al., 2008; Ramos et al., 1994).

O estudo ora descrito, além de oferecer informações concernentes aos parâmetros psicométricos da *ECR* (validade fatorial e consistência interna), procura inovar ao analisar empiricamente distintos modelos teóricos (estruturas fatoriais), disponibilizando evidências com amostras de pessoas residentes em dois estados do Nordeste, cujas características enfatizam maior hierarquia e coletivismo (Hofstede, Garibaldi

de Hilal, Malvezzi, Tanure, & Vinken, 2010). Tais particularidades podem ser determinantes no sentimento de ciúme, entendido como expressão de controle e envolvimento pleno com o outro. Portanto, oferece-se com esta publicação um instrumento curto, reunindo parâmetros psicométricos satisfatórios, que poderá ser utilizado em estudos futuros nessa cultura, conhecendo os correlatos do ciúme romântico.

Nesta ocasião é mister apontar possibilidades de novos estudos. Primeiramente, recomenda-se considerar amostras maiores e mais diversificadas, tanto em termos de tipos e tempo de relacionamentos como em relação às localidades onde se levarão a cabo os estudos. Sabe-se que a presença e a manifestação do ciúme variam consideravelmente nas culturas (Hart & Legerstee, 2013). Entretanto, em razão da dimensão continental do Brasil, estima-se que também possa haver um efeito do contexto cultural (e.g., diferenças entre Norte e Sul) na variabilidade de ciúme. Nesta direção, quiçá uma ação que valerá a pena será criar uma rede de colaboradores brasileiros, procurando mapear o ciúme e suas implicações em diversas esferas de vida das pessoas (e.g., matrimônio, trabalho, estudos), assim como em suas experiências subjetivas (e.g., ansiedade, bem-estar, satisfação com a vida). Quanto a este último aspecto, uma vez que tem sido citado o ciúme como sintoma de diversas patologias (Ferreira-Santos, 2007; Kingham & Gordon, 2004; Mullen, 1991), parece igualmente pertinente estudá-lo em amostras clínicas, empregando a *ECR*.

Do mesmo modo, poderá ser relevante conhecer evidências de validade convergente desta medida, por exemplo, tendo em conta a *Multidimensional Jealousy Scale* (Pfeiffer & Wong, 1989) ou o *Inventário de Ciúme Romântico* (Bueno & Carvalho, 2012). Isto permitirá conhecer em que medida a *Escala de Ciúme Romântico* está associada com os atributos e as dimensões psicológicas avaliadas por outros instrumentos. Poder-se-á, ainda, avaliar em que medida a *ECR* reúne evidências de estabilidade temporal, comprovando-a por meio de teste-reteste. A propósito, também caberá pensar na possibilidade de estudar o ciúme como um estado (temporário, momentâneo) ou um traço (duradouro, característica de personalidade). Talvez seja o caso de desenvolver uma medida específica sobre essas duas dimensões ou mesmo aprimorar medidas já existentes, o que poderá arrojar luz na discussão sobre o ciúme como “uma doença”.

Finalmente, apesar de não ter caráter aplicado, estudos como os aqui descritos oferecem contribuições em diversos campos. Por exemplo, no âmbito da pesquisa, onde cada dia se necessita mais de medidas de autorrelato (*self-reported*) que sejam curtas e de fácil aplicação, poderá facilitar sua utilização com grandes amostras, favorecendo incorporar outras variáveis de interesse; e na clínica, conhecida a adequação dos parâmetros psicométricos da medida em pauta, poderá auxiliar na detecção de casos clínicos de ciúme, permitindo a posterior intervenção.

Valdiney Veloso Gouveia

Doutor em Psicologia Social pela Universidad Complutense de Madrid, UCM, Espanha.
Docente da Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa – PB. Brasil.
E-mail: vvgouveia@gmail.com

Samara Silva Silveira

Especialista em Terapia Analítico-Comportamental pela Universidade de Fortaleza,
Fortaleza – CE. Brasil.
E-mail: sss.samara@hotmail.com

Walberto Silva Santos

Doutorado em Psicologia Social pela Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa – PB.
Brasil. Docente da Universidade Federal do Ceará, Fortaleza – CE. Brasil.
E-mail: walbertosantos@gmail.com

Sarah Stella Bomfim de Souza

Graduada em Psicologia pela Universidade Federal do Ceará, Fortaleza – CE. Brasil.
E-mail: bomfim.sarah@gmail.com

Raquel Pereira Belo

Doutora em Psicologia Social pela Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa – PB.
Brasil. Docente da Universidade Federal do Piauí, Parnaíba – PI
E-mail: rbelo@ufpi.edu.br

Endereço para envio de correspondência:

Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Humanas, Letras e
Artes - Campus I, Departamento de Psicologia. Cidade Universitária, s/n. Cidade
Universitária. CEP: 58051-900. João Pessoa – PB. Brasil.

Recebido 12/11/2013, Aprovado 13/01/2015.

Referências

- Almeida, T. (2007). *Cíume romântico e infidelidade amorosa entre paulistanos: Incidências e relações*. Dissertação de Mestrado, Instituto de Psicologia, Universidade de São Paulo, SP.
- Baroncelli, L. (2011). Amor e ciúme na contemporaneidade: Reflexões psicosociológicas. *Psicologia & Sociedade*, 23, 163-170.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K.A. Bollen, & J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp.136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Bueno, J. M. H., & Carvalho, L. F. (2012). Um estudo de revisão do Inventário de Ciúme Romântico (ICR). *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 25, 435-444.
- Bueno, J. M. H., Carvalho, L. F., Moreira, A. J., Capelo, A. M. A. B., Fernandes, Â. M. C., Vasconcelos, M. F. G. et al. (2012). Adaptação do Inventário de Ciúme Romântico (ICR) para a população portuguesa. *Psico-USF*, 17, 397-406.
- Buss, D. M., & Haselton, M. (2005). The evolution of jealousy. *Trends in Cognitive Sciences*, 9, 506-507.
- Buss, D. M., Larsen, R. J., Westen, D., & Semmelroth, J. (1992). Sex differences in jealousy: Evolution, physiology, and psychology. *Psychological Science*, 3, 251-255.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming*. New York, NY: Routledge.
- Cardoso, D. S., Dalco, I. C., & Bandeli S. M. (2003). Ciúme e inveja: A presença da sombra nos relacionamentos. In 2a Jornada de Psicologia Junguiana de Bauru e Região. Recuperado em 26 de março de 2012, de http://www.ipjbr.com/2003_2_jornada_7_mostra.pdf#page=101
- Carvalho, L. F., Bueno, J. M. H., & Kebleris, F. (2008). Estudos psicométricos preliminares do Inventário de Ciúme Romântico – ICR. *Avaliação Psicológica*, 7, 335-346.
- Cattell, R. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7, 309-319.
- DeSteno, D. A., Bartlett, M. Y., Braverman, J., & Salovey, P. (2002). Sex differences in jealousy: Evolutionary mechanism or artifact of measurement? *Journal of Personality and Social Psychology*, 83, 1103-1116.
- DeSteno, D. A., & Salovey, P. (1996). Evolutionary origins of sex differences in jealousy? Questioning the "fitness" of the model. *Psychological Science*, 7, 367-372.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4, 272-299.
- Ferreira-Santos, E. (2003). *Cíume: O medo da perda* (3a ed.). São Paulo, SP: Claridade.
- Ferreira-Santos, E. (2007). *Cíume: O lado negro do amor* (3a ed.). São Paulo, SP: Ágora.
- Grice, J. W., & Seely, E. (2000). The evolution of sex differences in jealousy: Failure to replicate previous results. *Journal of Research in Personality*, 34, 348-356.
- Harris, C. R. (2003). Factors associate with jealousy over real and imagined infidelity: An examination of the social-cognitive and evolutionary psychology perspectives. *Psychology of Women Quarterly*, 27, 319-329.
- Harris, C. R., & Christenfeld, N. (1996). Gender, jealousy, and reason. *Psychological Science*, 7, 364-366.
- Hart, S. L., & Legerstee, M. (Eds.). (2013). *Handbook of jealousy: Theory, research, and multidisciplinary approaches*. Malden, MA: Wiley-Blackwell.
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpetto, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191-205.
- Hofstede, G., Garibaldi de Hilal, A. V., Malvezzi, S., Tanure, B., & Vinken, H. (2010). Comparing regional cultures within a country: Lessons from Brazil. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 41, 336-352.

- Horn, J. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Kennair, L. E. O., Nordeide, J., Andreassen, S., Johanne, S., & Pallesen, S. (2011). Sex differences in jealousy: A study from Norway. *Nordic Psychology*, 63, 20-34.
- Kingham, M., & Gordon, H. (2004). Aspects of morbid jealousy. *Advances in Psychiatric Treatment*, 10, 207-215.
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing findings. *Structural Equation Modeling*, 11, 320-341.
- Mathes, E. W. (1991). A cognitive theory of jealousy. In P. Salovey (Ed.), *The psychology of jealousy and envy* (pp. 52-78). New York, NY: Guilford.
- Mathes, E. W., & Severa, N. (1981). Jealousy, romantic love, and liking: Theoretical considerations and preliminary scale development. *Psychological Reports*, 49, 23-31.
- Mattingly, B. A., Whitson, D., & Mattingly, M.J.B. (2012). Development of the Romantic Jealousy-Induction Scale and the Motives for Inducing Romantic Jealousy Scale. *Current Psychology*, 31, 263-281.
- Milfont, T. L., & Gouveia, V. V. (2009). A capital sin: Dispositional envy and its relations to wellbeing. *Interamerican Journal of Psychology*, 43, 547-551.
- Mullen, P. E. (1991). Jealousy: The pathology of passion. *British Journal of Psychiatry*, 158, 593-601.
- Nunnally, J. C. (1991). *Teoría psicométrica*. México, DF: Trillas.
- Parrott, W. G. (1991). The emotional experiences of envy and jealousy. In P. Salovey (Ed.), *The psychology of jealousy and envy* (pp. 3-30). New York, NY: Guilford.
- Pasquali, L. (2003). *Psicometria: Teoria dos testes na Psicologia e na Educação*. Petrópolis, RJ: Vozes.
- Pasquali, L. (2010). *Instrumentação psicológica: Fundamentos e práticas*. Porto Alegre, RS: Artmed.
- Pfeiffer, S. M., & Wong, P. T. P. (1989). Multidimensional jealousy. *Journal of Social and Personal Relationships*, 6, 181-196.
- Pines, A., & Aronson, E. (1983). Antecedents, correlates and consequences of sexual jealousy. *Journal of Personality*, 51, 108-136.
- Ramos, A. L. M. R. (1998). *Cíúmeromântico: Teoria, medida e variáveis correlacionadas*. Tese de Doutorado, Departamento de Psicologia Social e do Trabalho, Universidade de Brasília, Brasília, DF.
- Ramos, A. L. M., Yazawa, S. A., & Salazar, A. F. (1994). Desenvolvimento de uma Escala de Ciúme Romântico. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 10, 439-451.
- Sagarin, B. J., Becker, D. V., Guadagno, R. E., Nicastle, L. D., & Millevoi, A. (2003). A sex differences (and similarities) in jealousy: The moderating influence of infidelity experience and sexual orientation of the infidelity. *Evolution and Human Behavior*, 24, 17-23.
- Sharpsteen, D. J., & Kirkpatrick, L. A. (1997). Romantic jealousy and adult romantic attachment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72, 627-640.
- Tabachnick, B., & Fidell, L. (2001). *Using multivariate statistics*. New York, ny: Allyn & Bacon.
- Torres, A. R., Ramos-Cerqueira, A. T. A., & Dias, R. S. (1999). O ciúme enquanto sintoma do transtorno obsessivo-compulsivo. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 21, 165-173.
- White, G. L. (1980). Inducing jealousy: A power perspective. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 6, 222-227.
- White, G. L. (1981). Jealousy and partner's perceived motives for attraction to a rival. *Social Psychology Quarterly*, 44, 24-30.