

Avaliação da tendência para o rumor: validação portuguesa da escala TGQ (*Tendency to Gossip Questionnaire*)

Ana Paula Monteiro, Ricardo Bessa Moreira, Abílio Afonso Lourenço & Pedro Fernando Cunha

Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro / Universidade Lusófona do Porto / Centro de Investigação em Psicologia e Educação do Agrupamento de Escolas Alexandre Herculano / Universidade Fernando Pessoa / Universidade Fernando Pessoa

E-mail: apmonteiro@utad.pt / ricardo.m.b.moreira@gmail.com / privadoxy@gmail.com / pcunha@ufp.edu.pt

Resumo

A presente investigação teve como objetivo proceder à adaptação do TGQ – *Tendency to Gossip Questionnaire* (Nevo, Nevo & Derech, 1993) para a construção e validação da versão portuguesa. Depois do processo de tradução, a escala foi aplicada a uma amostra de 438 sujeitos de ambos os sexos. A análise fatorial exploratória indicou, como na estrutura original, a existência de quatro fatores, nomeadamente a Aparência Física, Realização, Informação Social e Rumor Subliminar, que apre-

sentaram boa consistência interna (de .74. a .87). Recorrendo a modelos de equações estruturais, foi analisada a dimensionalidade e estrutura da escala. O modelo apresentou coeficientes de ajustamento adequados e está de acordo com os pressupostos teóricos no qual o inventário é suportado (Nevo, Nevo & Derech, 1993). Conclui-se que a versão portuguesa da TGQ apresenta boas características psicométricas, que justificam a sua utilização na investigação e na formação.

Palavras-chave: rumor; comunicação; escala; psicométrica.

Data de submissão: 2019-03-19. Data de aprovação: 2020-04-27.

Revista Estudos em Comunicação é financiada por Fundos FEDER através do Programa Operacional Factores de Competitividade – COMPETE e por Fundos Nacionais através da FCT – Fundação para a Ciência e a Tecnologia no âmbito do projeto *LabCom – Comunicação e Artes*, UIDB/00661/2020.



Abstract

The present research had the objective of adapting the TGQ – Tendency to Gossip Questionnaire (Nevo, Nevo & Derech, 1993) for the construction and validation of the Portuguese version. After the translation process, the scale was applied to a sample of 438 subjects of both sexes. The exploratory factor analysis indicated, as in the original structure, the existence of four factors, namely Physical Appearance, Realization, Social Information and Gossip Subliminar, which presented good

internal consistency (from 74 to 87). Using structural equation models, was analyzed the dimensionality and structure of the scale. The model presented adequate adjustment coefficients and is in agreement with the theoretical assumptions in which the inventory is supported (Nevo, Nevo & Derechi, 1993). It is concluded that the Portuguese version of TGQ has good psychometric characteristics, which justify its use in research and training.

Keywords: rumor; communication; scale; psychometry.

Introdução

OS seres humanos vivem num mundo social difuso, construindo e usando redes de relações. A fim de se adaptarem eficientemente à mudança, os diferentes atores sociais necessitam de informações sobre tudo o que os envolve. Portanto, tanto a curiosidade social como a tendência para a disseminação de rumores são intrínsecas à vida social e cultural (Chatterjee & Durrett, 2011; Grosser, Lopez, Kidwell & Labianca, 2010).

A informação sobre as outras pessoas pode revestir-se de uma complexidade assinalável, desenvolvendo-se a vários níveis e comportando dois domínios que se destacam, o público e o privado. Frequentemente, a informação absorvida tem um valor especial no mundo social; a sua obtenção é importante por razões sociais e de comparação, e a sua transmissão (através do rumor) desempenha um papel na formação de amizades e inimizades. Além disso, o processo envolve, amiúde, assuntos particulares que não podem ser facilmente comprovados e os indivíduos diferem na sua vontade de compartilhá-los divergindo igualmente as atitudes sobre a fiabilidade das fontes (Litman & Pezzo, 2007; Watson, 2012; Hartung & Renner, 2013).

Na literatura, é observável uma certa divergência de critérios acerca dos conceitos de rumor e boato; alguns autores consideram-nos como praticamente semelhantes e usam-nos indistintamente (eg. Michelson & Mouly, 2000; Reule, 2008), mas outros consideram estes dois termos distintos (Rosnow, 1980).

O rumor pode ser definido como uma conversa informal de teor avaliativo sobre alguém que está ausente do ambiente social (Kurland & Pelled, 2000; Peters &

Kashima, 2015). Este pode ser entendido como um ato de comunicação que envolve uma tríade social constituída por um emissor, um alvo social (cujos comportamentos e atributos formam o assunto da discussão) e uma audiência (Peters & Kashima, 2015). Para Bordia e Difonzo (2004) os rumores partilham a característica de não verificação com o boato, mas diferem em interesse e relevância, dado que a generalidade dos rumores refere-se a questões de grande importância para um grupo, enquanto o boato tem uma importância mais limitada.

O conceito de rumor confunde-se, por vezes, ainda com outras realidades conduzindo a múltiplas aceções semelhantes mas conceptualmente distintas. Um dos conceitos que se ligam de forma estreita ao conceito de rumor é o de curiosidade interpessoal que pode ser percecionada e decodificada como o desejo intrínseco de se saber informações novas sobre as pessoas. Tradicionalmente surgem três tipos de informação que podem acionar esse tipo de interesse: o conhecimento intelectual, a estimulação sensorial e as experiências conotadas com o suspense, de cariz mais lúdico (Litman & Pezzo, 2007).

Para alguns autores (Chatterjee & Durrett, 2011; Hartung & Renner, 2013) os indivíduos com elevada curiosidade interpessoal são mais propensos a serem socialmente competentes, mais sociáveis e capazes de construir redes de relações.

A circulação dos rumores constitui um processo comunicacional decorrente de ações coletivas, sendo muitas vezes considerados como a *media* mais antiga do mundo. Já Allport, & Postman (1947) consideravam os rumores como notícias improvisadas resultantes de um processo de deliberação coletiva a partir de um facto importante e ambíguo. Assim, apesar de não ter origem numa fonte institucional ou regulamentada, o rumor é difundido mesmo existindo incerteza sobre o seu conteúdo por parte dos que o transmitem e da curiosidade dos que o recebem, para além de colmatar o vazio de informações oficiais acerca de determinado tema.

Os rumores são disseminados frequentemente por meio de cascatas de informação (um determinado número de pessoas acredita num rumor, outras também irão acreditar, a não ser que exista uma forte razão para acreditar que este é falso) e cascatas de conformidade (os rumores resultantes deste tipo de cascatas são particularmente importantes nas redes sociais formadas por grupos coesos ou em que existe um forte compromisso num certo conjunto de convicções) (Sunstein, 2010).

O fenómeno dos rumores e boatos é intrigante, omnipresente e proporciona uma “janela” para a psicologia humana (Arora & Pant, 2011; DiFonzo, 2009) ao possibilitar compreender a autoperceção dos indivíduos e a imagem que cada um tem dos outros e do mundo que o rodeia. Adquirir conhecimento acerca dos rumores e boatos concorre para entender como as atitudes surgem e são modificadas, como em grupo criamos explicações, como os preconceitos e estereótipos vêm à “superfície” e são transmitidos de um sujeito para outro. Contribui também para perceber como os conflitos se intensificam, como as relações e afeições são protegidas em conversas e em

que condições os “esquemas” das relações públicas têm ou não poder de persuasão (DiFonzo, 2009).

O rumor tem sido investigado ao nível da aferição de variáveis como: a comparação social, a identidade e a reputação. Além da sua inserção em diferentes áreas disciplinares, também se efetivam visões teóricas distintas. Por exemplo, as teorias da troca social, da atribuição, da dissonância cognitiva e da redução de incertezas podem ser invocadas para explicar porquê e como os indivíduos podem participar em rumores e lidar com o conflito interno (Ferrari, 2015; Grosser, Lopez-Kidwell, Labianca, & Ellwardt, 2012; Georganta, Panagopoulou, & Montgomery, 2014; Kniffin & Wilson, 2005; Michelson, Itersen & Waddington, 2010).

Diversos estudos têm vindo a demonstrar que o rumor pode desempenhar diferentes funções de acordo com as intenções específicas dos atores, nomeadamente: informar – refere-se à divulgação de informações a outras pessoas (Grosser, *et al.*, 2010); entreter e obter prazer desta atividade (Beersma & Van Kleef, 2012); construir e manter amizades – através de uma compreensão compartilhada de padrões sociais e criação de vínculos que envolvam proximidade e confiança (Taylor, 2005); influenciar – usada como um meio de interferir na maneira como os ouvintes reagem e veem a pessoa alvo do rumor (Foster, 2004; Rook, Tazelaar, & Snijders, 2011) e controlar – instrumento informal de controlo social concorrendo indiretamente para que algumas normas sociais sejam preservadas (Georganta *et al.*, 2014).

Numa organização o nível de rumores representa um indicador da qualidade da comunicação interna da mesma (Difonzo, Bordia, & Rosnow, 1994; Grosser *et al.*, 2012; Ramon-Cortés, 2007), existindo um conjunto de fatores organizacionais que potenciam o surgimento do mesmo. Para Ramon-Cortés (2007) o rumor, o boato, as chamadas conversas de corredor, representam o murmúrio expressivo de todo o corpo social de uma organização, o qual possui uma importância elevada para o quotidiano da gestão da organização. Situações de mudança organizacional são muitas vezes utilizadas para ilustrar como a incerteza ambiental molda a frequência e a natureza do rumor. Este dispositivo comunicacional pode ser um catalisador de informações que os gestores podem cultivar (DiFonzo & Bordia; 1999; Grosser *et al.*, 2012; Michelson *et al.*, 2010; Rivero, 2013).

Apesar dos evidentes efeitos prejudiciais de um rumor (eg. denegrir a imagem da empresa, criar desconfiança entre os funcionários, perda de credibilidade e estatuto social) este pode ser potencialmente positivo ao satisfazer necessidades pessoais e sociais dos que participam na sua transmissão (Hartung & Renner, 2013; Michelson *et al.*, 2010; Michelson & Mouly, 2004).

Atualmente qualquer informação desejada está acessível com um simples clique num computador, portanto seria expectável que os rumores, que antigamente existiam por avidez de informação, se transformassem em factos do passado (Kimmel, 2004). Contudo, a circulação de rumores parece não resultar de falta de informação,

mas dentro de um contexto de sobrecarga de informação. Tal paradoxo pode ser explicado, pela crescente avidéz de notícias e comunicação o que conduz a uma maior dificuldade em estimar a confiabilidade de qualquer informação (Kimmel, 2004).

A internet, pelas suas características de rapidez, anonimato e facilidade de uso, constitui um espaço de propagação ideal para rumores e consequentes desmentidos. Internet e rumor surgem como aliados, pois tanto a internet como o rumor obedecem a uma necessidade comum: a necessidade de circulação (Renard, 2002; Reule, 2008).

A crescente popularidade das redes sociais e o desenvolvimento de tecnologias web tem originado a propagação de rumores por todo o mundo a um ritmo alarmante (Indu & Thampi, 2019; Shelke, & Attar, 2019).

Durante a ocorrência de situações de risco, como desastres naturais, as pessoas usam amplamente as redes sociais para divulgar e pesquisar informação, bem como organizar eventos (Indu & Thampi, 2019). Contudo, circulam também uma grande quantidade de desinformação na forma de rumores, notícias falsas e informações imprecisas. Esta proliferação nas redes sociais de rumores, frequentemente falsos, pode causar uma série de riscos graves, como instabilidade social, impactos nos resultados das eleições ou grandes perdas financeiras (Shelke, & Attar, 2019).

Embora no contexto português a relevância concedida ao estudo do rumor quer no contexto geral quer, mais especificamente, no contexto organizacional seja relativamente recente e escassa, as constatações dos estudos realizados no seu âmbito realçam a importância do seu impacto na compreensão do comportamento dos indivíduos (Dias, 1999; Marinho, 1999).

Presentemente, devido à propagação do rumor através da internet, a convicção da sua relevância para a vida social e ao impacto que pode causar no clima e imagem das organizações, o interesse pelo tema tem aumentado consideravelmente (Grosser *et al.*, 2012; Kimmel, 2004; Shelke, & Attar, 2019) tornando-se relevante a existência de um instrumento psicométrico adequado e validado para a população portuguesa para avaliar o rumor.

Método

Participantes

Participaram neste estudo 438 alunos (20.5% do sexo masculino e 79.5% do feminino) de cursos distintos de licenciatura e de mestrado de duas universidades do norte de Portugal. As instituições foram escolhidas por motivos de ordem pragmática nomeadamente de carácter geográfico. As idades dos participantes estão compreendidas entre os 17 e os 62 anos, com média de 22.13 anos (DP=,309) e 92% eram solteiros. Na tabela 1 estão apresentadas as frequências relativas aos cursos frequentados pelos mesmos.

Tabela 1. Frequências descritivas dos cursos frequentados pelos participantes

Curso	Frequências	%
Psicologia (Licenciatura)	179	40.9
Gestão (Mestrado)	6	1.4
Gestão, Recursos Humanos e Economia (Licenciatura)	38	8.7
Contabilidade e Gestão (Licenciatura)	13	3
Psicopedagogia Clínica (Licenciatura)	3	0.7
Ciências da Comunicação (Mestrado)	24	5.5
Gestão de Serviços de Saúde (Mestrado)	23	5.3
Serviço Social (Licenciatura)	89	20.3
Línguas e Relações Empresariais (Licenciatura)	33	7.5
Ciências da Comunicação (Licenciatura)	30	6.8

Instrumento

O TGQ (*Tendency to Gossip Questionnaire*) de Nevo, Nevo & Derech-Zehavi (1993) foi publicado no início dos anos 90, decorrente do desenvolvimento de uma escala de avaliação do rumor (TGQ – *Tendency to Gossip Questionnaire*), levado a cabo por Nevo *et al.* (1993), que destacaram no estudo do tema dois tipos de abordagem sociológico-antropológica (mais coletiva) e psicológica (individual).

Na validação da escala os autores obtiveram um índice *alfa de Cronbach* de 0.87 tendo uma amostra de 120 alunos (58 do sexo feminino, 62 do sexo masculino) (Nevo *et al.*, 1993).

O TGQ é composto por 20 itens distribuídos por quatro dimensões, nomeadamente – Realização (R) [(*e.g. Falo com amigos(as) sobre o dinheiro que ganham os(as) amigos(as) que temos em comum*)], Aparência Física (AF) (*e.g. Depois de uma festa ou evento social costumo falar acerca da aparência das pessoas presentes*), Informação Social (IS) (*e.g. Acredito poder contribuir com informação interessante em conversas sobre outras pessoas*), e Rumor Subliminar (RS) (*e.g. Leio em revistas e jornais as colunas de "fofocas" sobre pessoas famosas*). O TGQ apresenta uma escala de formato *Likert* de 5 pontos, relativamente à classificação das respostas, desde Nunca (1) até Sempre (5).

O TGQ foi posteriormente publicado por Nevo, Nevo & Derech-Zehavi (1994) na obra intitulada *Good gossip* coordenada por Goodman e Ben-Ze'ev.

Procedimentos

A autora principal do TGQ, Ofra Nevo, foi contactada no sentido de autorizar a utilização e validação da escala na população portuguesa. No processo de tradução e de retroversão foram seguidos os procedimentos adequados (Hambleton, 2001). A tradução inicial de Inglês para Português foi efetuada pelos autores deste artigo, seguida

da retroversão por uma tradutora especializada. Não foram encontradas diferenças relevantes entre a retroversão e a versão original, ficando demonstrado que os itens traduzidos tinham um significado idêntico ou muito semelhante aos itens originais em Inglês.

Foi ainda realizada uma aplicação piloto do instrumento em Português Europeu com 25 estudantes de Ciências da Comunicação, que foram depois entrevistados, para aferir eventuais problemas na clareza do vocabulário utilizado e na compreensão dos itens (Hambleton, 2001). Com base nas entrevistas, foram efetuadas pequenas alterações de redação em 2 itens (itens 8 e 15).

Com o objetivo de obter autorização superior para a aplicação do questionário foram contactados os responsáveis dos respetivos cursos. Os alunos participantes responderam voluntariamente, após terem sido informados sobre os objetivos do estudo. O TGQ foi administrado em contexto de sala de aula tendo-se verificado que o tempo médio de aplicação foi de, aproximadamente, 15 minutos. Foram também observados os aspetos éticos convencionais, como a proteção da identidade e a garantia de total confidencialidade dos dados. O tratamento estatístico dos dados foi realizado com base nos programas SPSS/AMOS 22 (Arbuckle, 2012).

Resultados

Análise exploratória

O primeiro passo na análise das propriedades psicométricas da versão portuguesa da TGQ foi a tentativa de replicação da estrutura fatorial através de uma análise exploratória e confirmatória. Através desta metodologia obtivemos resultados em termos de índices de ajustamento que confirmam uma estrutura de quatro fatores idêntica à obtida por Nevo *et al.* (1993). De salientar que todos os itens tiveram saturações acima de 0.65. Nas tabelas seguintes serão apresentadas as cargas fatoriais obtidas na nossa amostra.

A análise estatística efetuada à adaptação portuguesa do TGQ revela valores de adequação para o índice de KMO de .89, assim como para o teste de esfericidade de Bartlett ($\chi^2_{(190)}=3217,009$; $p=.000$), o que indica que a análise de componentes principais pode ser feita e que as variáveis são correlacionáveis.

Para testar a validade interna do TGQ, procedemos à análise fatorial das subescalas e ao estudo da consistência interna. A análise fatorial possibilita fazer a avaliação da validade das variáveis que constituem os fatores, revelando de que forma se associam aos mesmos conceitos a partir da correlação que existe entre elas. Na análise da estrutura fatorial dos resultados, optou-se pela análise do TGQ em componentes principais com rotação varimax. Foram considerados todos os fatores isolados que apresentassem um valor-próprio (*eigen-value*) igual ou superior à unidade (Pestana & Gageiro, 2014, Marôco, 2018). Na tabela 2, verifica-se que os resultados apontam

para a existência de quatro fatores, nomeadamente a Aparência Física (af), Realização (real), Informação Social (is) e Rumor Subliminar (rs), conforme os valores abaixo indicados.

Tabela 2. Análise fatorial dos resultados do TGQ

Dimensões	Itens	Fatores			
		1	2	3	4
Realização	5	.76			
	6	.75			
	11	.76			
	13	.81			
	15	.83			
Aparência Física	2		.72		
	3		.65		
	10		.80		
	14		.74		
	20		.70		
Informação Social	7			.72	
	8			.72	
	9			.75	
	16			.73	
	17			.75	
Rumor Subliminar	1				.65
	4				.69
	12				.70
	18				.71
	19				.69
% Valor-próprio		3.34	2.97	2.94	2.48
% de Variância		16.7	14.8	14.7	12.4

Os 20 itens da escala são explicados em 58.6%, aproximadamente, pelos quatro fatores do TGQ. O primeiro fator, Realização, que explica 16.7% da variância, é saturado pelos itens 5, 6, 11, 13 e 15; o segundo fator, relativo à Aparência Física, explica 14.8% da variância e é composto pelos itens 2, 3, 10, 14 e 20; o terceiro fator, que diz respeito à Informação Social, é saturado pelos itens 7, 8, 9, 16 e 17; e, finalmente, o quarto fator concerne ao Rumor Subliminar e é constituído pelos itens 1, 4, 12, 18 e 19. Os respetivos fatores apresentam pesos fatoriais entre .75 e .83; .65 e .80; .72 e .75; e .65 e .71, respetivamente.

Para a avaliação da fiabilidade da escala e tendo em consideração o formato Likert dos itens, o cálculo da consistência interna, que procura analisar em que medida os

itens que compõem o teste se apresentam como um todo homogêneo, foi efetuado a partir da determinação do índice *Alpha de Cronbach* (α).

Da análise da tabela 3, podemos verificar que ao fator Realização corresponde o α de .87; ao fator Aparência Física o valor de α de .80; ao fator Informação Social o valor de α de .83; e ao fator Rumor Subliminar um valor de α de .74. A análise da consistência interna através do Alpha de Cronbach revelou valores bons, sempre acima do limite recomendado de 0.70 (Cortina, 1993; Kaplan & Saccuzzo, 2009). Na totalidade dos itens da escala, o TGQ apresenta um coeficiente de Alpha robusto ($\alpha = .86$), em linha com o obtido ($\alpha = .87$) por Nevo *et al.* (1993), na escala original. Observa-se, também, que o coeficiente de fiabilidade não foi afetado pelo tamanho da amostra.

Tabela 3. Consistência interna das subescalas do TGQ

Fatores/itens	
Realização	$\alpha = .87$
5	.85
6	.86
11	.85
13	.84
15	.84
Aparência Física	$\alpha = .80$
2	.77
3	.80
10	.74
14	.76
20	.77
Informação Social	$\alpha = .83$
7	.82
8	.79
9	.79
16	.79
17	.77
Rumor Subliminar	$\alpha = .74$
1	.70
4	.72
12	.68
18	.70
19	.68

Análise confirmatória

A partir da base de dados e da utilização de modelos de equações estruturais, debruçamo-nos, novamente, sobre a questão da dimensionalidade e estrutura do TGQ, testando dois modelos distintos que serão apresentados seguidamente.

Da tabela 4, é possível observar as características metrológicas dos itens em função das médias (M), desvio-padrão (DP), distribuição dos resultados (valores mínimos e máximos), indicadores de curtose e assimetria. Os dados apresentados estão de acordo com o estabelecido por Curran, West, e Finch (1996), que referem que valores superiores a 3 na assimetria e 10 na curtose não devem ser considerados, assim como o exposto por Finney e DiStefano (2006), para quem 2 e 7, respectivamente, são os valores máximos permitidos para assimetria e curtose.

Tabela 4. Estatística descritiva (mínimo, máximo, média, desvio-padrão, assimetria e curtose) do TGQ para a amostra em estudo

Itens	Min.	Máx.	Média	DP	Assimetria	Curtose
15-Real	1	5	2.37	1.148	.894	.160
13-Real	1	5	2.18	1,136	1.028	.408
11-Real	1	5	2.69	1.106	.485	-.350
5-Real	1	5	2.62	1.047	.932	.238
6-Real	1	5	2.75	1.024	.634	.008
10-A.F	1	5	2.61	.967	.824	.411
14-A.F	1	5	2.45	1.068	.817	.193
2-A.F	1	5	2.51	.991	.915	.440
20-A.F	1	5	2.31	.954	1.203	1.453
3-A.F	1	5	3.00	1.007	.212	-.343
17-I.S	1	5	2.58	1.009	.632	.156
9-I.S	1	5	2.60	1.068	.550	-.164
16-I.S	1	5	1.90	1.039	1.420	1.748
8-I.S	1	5	2.56	1.059	.651	-.134
7-I.S	1	5	2.79	1.096	.314	-.530
18-R.S	1	5	2.33	1.129	.802	-.004
12-R.S	1	5	2.95	1.053	.466	-.424
19-R.S	1	5	2.43	1.129	.903	.156
4- R.S	1	5	2.40	1.109	.670	-.240
1- R.S	1	5	2.74	1.137	.604	-.526

Leg.- Aparência Física (A.F), Realização (Real),
Informação Social (I.S) e Rumor Subliminar (R.S)

O tratamento estatístico dos dados foi realizado com base no programa SPSS/AMOS22 (Arbuckle, 2012; Lowe, Winzar, & Ward, 2007). Examinados os resultados foram eliminados todos os casos com *missing values* para ajudar na avaliação dos

parâmetros, usando o método da estimação *maximum likelihood* (ML) no programa AMOS. Foi opção, também, manter os *outliers*, uma vez que a estatística descritiva de cada uma das amostras se apresentou ainda adequada. O ajuste do modelo foi estimado tendo como suporte os índices estatísticos mais frequentemente utilizados: Qui-quadrado (χ^2); χ^2 /graus de liberdade; *goodness-of-fit index* (GFI), *adjusted goodness-of-fit index* (AGFI), *comparative fit index* (CFI), *Tucker-Lewis index* (TLI) e *root mean square error of approximation* (RMSEA). Num sentido mais restrito, o modelo hipotetizado não é significativamente diferente no contido na matriz dos dados empíricos quando o valor do χ^2 tem uma probabilidade associada menor que .05. Assim, os investigadores desta área desenvolveram índices de ajuste complementares com os quais avaliam a verosimilhança de um dado modelo, entre os quais o GFI, AGFI, CFI, TLI e RMSEA. Os dois primeiros indicam a quantidade de variância/covariância explicada no modelo, estimando-se que valores iguais ou superiores a .90 são usualmente avaliados como indicadores de ajustamento do modelo e anunciam um ajuste aceitável, enquanto que os superiores a .95 referem um bom ajuste. O CFI é um índice que nos informa do ajuste do nosso modelo comparando-o com um modelo independente, considerando-se que valores iguais ou superiores a .95 indicam um bom ajuste do modelo hipotetizado (Hu & Bentler, 1999). O TLI permite comparar o modelo estimado com um modelo teórico nulo, ou seja, tem como objectivo determinar se todos os indicadores são associados a um único factor latente (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 2005). Valores iguais ou superiores a .95 revelam um ajuste robusto. Por sua vez, o índice RMSEA, introduzido por Browne e Cudeck (1993), é um valor indicativo que aponta o erro de aproximação à população. Esta diferença é indicada em graus de liberdade, o que torna este índice sensível ao número de parâmetros estimados, dando, desta forma, complexidade ao modelo. Segundo Byrne (2006) os valores que variam entre .08 e .05 indicam um ajuste razoável e quando se apresentam inferiores a .05 indicam um bom ajuste.

Da observação da figura 1, relativa à especificação pictórica do modelo 1 (unifatorial), podemos concluir que o modelo assenta nos seguintes pressupostos: (i) As respostas dos inquiridos da amostra podem ser explicadas por um único fator (TGQ); (ii) Não há correlação entre os erros de estimativos associados a cada um dos itens.

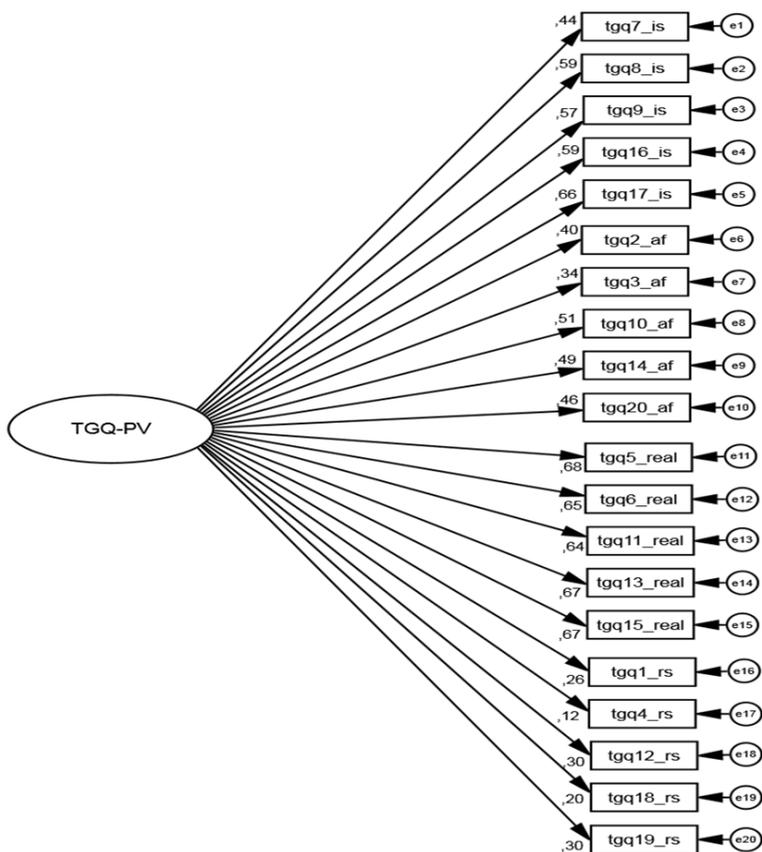


Figura 1. Especificação pictórica do modelo unifatorial do TGQ

O modelo 1 apresenta, os seguintes índices de ajustamento: $\chi^2_{(170)}=1457.270$; $p=.000$; $\chi^2/gf=8.572$; $GFI=.664$; $AGFI=.584$; $CFI=.582$; $TLI=.533$; $RMSEA=.132$. Este modelo não descreve adequadamente a matriz de covariância dos dados, tendo como base os valores indicados por Byrne (2006).

Uma vez que o modelo 1 (unifatorial) se revelou desajustado, abre a possibilidade de se reespecificar o modelo numa estrutura hierárquica que designaremos de modelo 2 com quatro fatores (multifatorial), sendo constituído pelas dimensões, *Realização Informação Social, Aparência Física e Rumor Subliminar* (Nevo et al., 1993), conforme se pode observar através da figura 2.



Figura 2. Especificação pictórica do modelo multifatorial do TGQ

Da observação da especificação pictórica do modelo 2 hipotetizámos que: (i) as respostas dadas pelos participantes no estudo podem ser explicadas por quatro fatores de 1.ª ordem – Informação Social, Aparência Física, Realização e Rumor Subliminar; (ii) a carga fatorial mostrada por cada um dos itens está relacionada somente com o respetivo fator que é suposto medir; (iii) não existe correlação entre os erros de estimativa relacionados com cada um dos itens.

O modelo 2 apresenta os seguintes índices de ajustamento: $\chi^2_{(164)}=226.250$; $p=.001$; $\chi^2/df=1.380$; GFI=.948; AGFI=.933; CFI=.980; TLI=.977; RMSEA=.029, descrevendo adequadamente a matriz de covariância dos dados, tendo como base os valores indicados por Byrne (2006). Em função destes dados, optou-se por este modelo por apresentar coeficientes de ajustamento adequados e por, simultaneamente, estar de acordo com os pressupostos teóricos no qual o inventário está suportado (Nevo *et*

al.,1993). Na tabela 5 são apresentados os valores não estandardizados e estandardizados, erros de estimativa e significância resultantes do modelo multifatorial.

Tabela 5. Resumo dos valores não estandardizados e estandardizados, erros de estimativa e significância para o modelo 2

Itens	Amostra n=438			P
	Valores não estandardizados	Valores estandardizados	Erro de estimativa	
15-Real	1.183	.071	.810	***
13-Real	1.146	.071	.793	***
11-Real	1.031	.069	.733	***
5-Real	1.000	—	—	—
6-Real	.949	.064	.729	***
10-A.F	1.217	.096	.798	***
14-A.F	1,206	.101	.716	***
2-A.F	1,000	—	—	—
20-A.F	1,015	.089	.675	***
3-A.F	.857	.090	.540	***
17- I.S	1.318	.115	.807	***
9- I.S	1.257	.116	.727	***
16-I.S	1.203	.112	.715	***
8-I.S	1.178	.112	.688	***
7-I.S	1.000	—	—	—
18-R.S	.959	.111	.566	***
12-R.S	1.076	.112	.681	***
19-R.S	1.139	.119	.672	***
4-R.S	.833	.105	.501	***
1- R.S	1.000	—	—	—

Leg.-Aparência Física (A.F), Realização (Real),
Informação Social (I.S) e Rumor Subliminar (R.S)

Foram utilizadas correlações Pearson para analisar as associações entre as variáveis em estudo. Embora com valores muito baixos, na tabela 6 é possível observar as associações muito baixas entre o Sexo e a Aparência Física ($r=.191$), a Idade com a Aparência Física ($r=-.191$) e a Informação Social ($r=-.125$), assim como o Estado Civil com a Aparência Física ($r=-.120$) e a Informação Social ($r=-.119$). De realçar, ainda, os diferentes valores de associação existentes entre os quatro fatores que constituem esta escala, que se situam entre associações muito baixas ($r=.184$, $r=.199$), baixas ($r=.279$, $r=.330$, $r=.375$) e moderadas ($r=.475$). De referir que todas estas associações descritas são significativas. É possível observar, também, algumas associações significativas entre as variáveis exógenas.

Tabela 6. Correlações de Pearson entre as variáveis do TGQ

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. Sexo	—							
2. Idade	-.097*	—						
3. Estado Civil	-.055	.662**	—					
4. Curso	-.126**	-.043	-.057	—				
5. Ano de Frequência	.034	.328**	.062	.247**	—			
6. Realização	.056	-.047	-.034	.100*	.067	—		
7. Rumor Subliminar	.036	-.031	-.063	.009	.046	.184**	—	
8. Aparência Física	.191**	-.191**	-.120*	-.010	.044	.330**	.279**	—
9. Informação Social	-.001	-.125**	-.119*	.065	.039	.475**	.199**	.375**

Pelos dados anteriores, podemos concluir que este primeiro estudo sobre a validação do TGQ revela as características psicométricas adequadas para a avaliação deste constructo, relativo à tendência que os indivíduos têm para falar sobre os outros atores sociais em forma de rumor ou boato.

Conclusões

O presente estudo teve por objetivo principal adaptar e validar o TGQ e analisar as suas propriedades psicométricas. A utilização de análise fatorial confirmatória permitiu confirmar integralmente a estrutura da versão original (Nevo *et al.*, 1993,) na amostra utilizada. O ajustamento do modelo de quatro fatores inter-correlacionados foi considerado bastante bom à luz dos índices de ajustamento ($\chi^2_{(164)}=226.250$; $p=.001$; $\chi^2/gf=1.380$; $GFI=.948$; $AGFI=.933$; $CFI=.980$; $TLI=.977$; $RMSEA=.029$), incluindo a análise da consistência interna através de Alfa de Cronbach que revelou valores robustos e sempre acima do limite recomendado de 0,70 (Cortina, 1993; Kaplan & Saccuzzo, 2009). A matriz de correlações entre as dimensões que constituem a escala também se revelou aceitável, embora com valores entre o baixo e o moderado.

O TGQ representa uma medida confiável e válida de mensuração da tendência para a transmissão do rumor, retratando ainda a curiosidade interpessoal e a recolha de informações úteis para partilha futura de rumor (eg., item 18- "Gosto de ler biografias de pessoas famosas"). No entanto, importa referir uma das limitações deste instrumento. A escala avalia as tendências para transmitir o rumor (ou seja, comportamentos), mas não os pensamentos sobre a forma como o rumor é interpretado (Litman, & Pezzo, 2007).

Em resumo, ao adaptar o TGQ para uso no contexto português, reunindo as primeiras evidências de sua validade e confiabilidade, o presente estudo oferece um contributo importante, facultando uma medida que poderá permitir avanços substanciais aos investigadores portugueses interessados no tema.

Referências

- Allport, G. & Postman, L. (1947). *The psychology of rumor*. New York: Henry Holt.
- Arbuckle, J. (2012). *IBM SPSS AMOS 21 User's Guide*. Chicago: Smallwaters Corporation.
- Arora, S. & Pant, P. (2011). Grapevine: An Inevitable Communication Network. *International Journal of Science Technology & Management*, 2(4): 60-64.
- Beersma, B. & Van Kleef, G. A. (2012). Why People Gossip: An Empirical Analysis of Social Motives, Antecedents, and Consequences. *Journal of Applied Social Psychology*, 42(11): 2640-2670. DOI: 10.1111/j.1559-1816.2012.00956.x .
- Bordia, P. & Difonzo, N. (2004). Problem Solving in Social Interactions on the Internet: Rumor as Social Cognition. *Social Psychology Quarterly*, 67(1): 33-49. DOI: 10.1177/019027250406700105.
- Browne, M. & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. Bollen & J. Long (eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 445-455). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. (2006). *Structural equation modeling with EQS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Chatterjee, S. & Durrett, R (2011). Asymptotic behavior of aldous' gossip process. *The Annals of Applied Probability*, 21(6): 2447-2482. DOI: 10.1214/10-AAP750.
- Cortina, J. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78: 98-104. DOI: 10.1037/0021-9010.78.1.98.
- Curran, P.; West, S. & Finch, G. (1996). The robustness of test statistics to non-normality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1: 16-29. DOI: 10.1037/1082-989X.1.1.16.
- DiFonzo, N. (2009). *O Poder dos Boatos*. Rio de Janeiro: Editora Campus/Elsevier.
- DiFonzo, N. & Bordia, P. (2017). Psychological motivations in rumor spread. In C. Heath, V. Champion-Vincent, & G. Fine (eds.), *Rumor Mills* (pp. 87-102). Routledge.
- DiFonzo, N., Bordia, P., & Rosnow, R. L. (1994). Reining in rumors. *Organizational Dynamics*, 23(1): 47-62. DOI: 10.1016/0090-2616(94)90087-6.
- Dias, F. (1999). *Rumor. A Realidade Improvisada*. Vila Nova de Gaia: Estratégias Criativas.
- Foster, E. (2004). Research on Gossip: Taxonomy, Methods, and Future Directions. *Review of General Psychology*, 8: 78-99. DOI: 10.1037/1089-2680.8.2.78.78.

- Finney, S. & DiStefano, C. (2006). Non-normal and categorical data in structural equation modelling. In G. Hancock & R. Mueller (eds.), *Structural equation modelling: a second course* (pp. 269–314). Greenwich: Information Age Publishing.
- Georganta, K.; Panagopoulou, E. & Montgomery, A. (2014). Talking behind their backs: Negative gossip and burnout in Hospitals. *Burnout Research*, 1(2): 76-81. DOI: 10.1016/j.burn.2014.07.003.
- Grosser, T.; Lopez-Kidwell, V. & Labianca, G. (2010). A social network analysis of positive and negative gossip in organizational life. *Group & Organization Management*, 35(2): 177-212. DOI: 10.1177/1059601109360391.
- Grosser, T.; Kidwell, V. & Labianca, G. (2012). Hearing it through the grapevine: Positive and negative workplace gossip. *Organizational Dynamics*, 41: 52-61. DOI: (...).orgdyn.2011.12.007.
- Hair, J.; Anderson, R.; Tatham, R. & Black, W. (2005). *Análise multivariada de dados*. Porto Alegre: Bookman.
- Hambleton, R. (2001). The next generation of the IT C test translation and adaptation guidelines. *European Journal of Psychological Assessment*, 17(3): 164-172. DOI: 10.1027//1015-5759.17.3.164.
- Hartung, F-M. & Renner, B. (2013). Social Curiosity and Gossip: Related but Different Drives of Social Functioning. *PLoS ONE*, 8(7): 1-9. DOI: 10.1371/journal.pone.0069996.
- Hu, L.-T. & Bentler, P. (1999). Cut off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6: 1-55. DOI: 10.1080/10705519909540118.
- IBM SPSS (2010). *IBM SPSS Statistics Base 19*. Chicago, IL: SPSS Inc.
- Indu, V. & Thampi, S. (2019). A nature-inspired approach based on Forest Fire model for modeling rumor propagation in social networks. *Journal of Network and Computer Applications*, 125: 28-41. DOI: 10.1016/j.jnca.2018.10.003.
- Kaplan, R. & Saccuzzo, D. (2009). *Psychological testing: Principles applications and issues* (7th ed.). Belmont, CA: Wadsworth, Cengage Learning.
- Kimmel, A. (2004). *Rumors and Rumor Control: A Manager's Guide to Understanding and Combatting Rumors*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc., Publishers.
- Kniffin, K. & Wilson, D. (2005). Utilities of gossip across organizational levels. *Human Nature*, 16(3): 278-292. DOI: 10.1007/s12110-005-1011-6.

- Kurland, N. & Pelled, L. (2000). Passing the word: Toward a model of gossip and power in the workplace. *Academy of Management Review*, 25: 428-438. DOI: 10.2307/259023.
- Litman, J. & Pezzo, M. (2007). Dimensionality of interpersonal curiosity. *Personality and Individual Differences*, 43: 1448-1459.
- Lowe, B.; Winzar, H. & Ward, S. (2007). *Essentials of SPSS for Windows versions 14 & 15: a business approach*. Melbourne: Thomson Learning Australia.
- Marinho, S. (1999). Contributo para o estudo do rumor nas organizações. *Comunicação e Sociedade*, 12(1-2): 195-218. DOI: 10.17231/comsoc.1(1999).1445.
- Marôco, J. (2018). *Análise Estatística com o SPSS Statistics (7ª ed)*. Pero Pinheiro: Report Number.
- Michelson, G. & Mouly, S. (2000). Rumour and gossip in organisations: A conceptual overview. *Management Decision*, 38: 339-346. DOI: 10.1108/00251740010340508.
- Michelson, G., Van Iterson, A., & Waddington, K. (2010). Gossip in Organizations: Contexts, Consequences, and Controversies. *Group and Organization Management*, 35(4): 371-390. DOI: 10.1177/1059601109360389.
- Nevo, A.; Nevo, B. & Derech-Zehavi, A. (1993). The development of the Tendency to Gossip Questionnaire: construct and concurrent validation for a sample of Israeli college students. *Educational and Psychological Measurement*, 53(4): 973-981.
- Nevo, A.; Nevo, B. & Derech-Zehavi, A. (1994). The tendency of gossip as a psychological disposition: Constructing a measure and validating it. In R. Goodman & A. Ben-Ze'ev (eds.), *Good gossip* (pp. 180-189). Lawrence, KS, US: University Press of Kansas.
- Peters, K. & Kashima, K. (2015). Bad habit or social good? How perceptions of gossiper morality are related to gossip content. *European Journal of Social Psychology*, 45 (6): 784-798. DOI: 10.1002/ejsp.2123.
- Pestana, M. & Gageiro, J. (2014). *Análise de dados para Ciências Sociais – a complementaridade do SPSS (6.ª ed.)*. Lisboa: Sílabo.
- Ramón-Cortés, F. (2007). *VIRUS: Un relato sobre el peligro de los rumores en las organizaciones*. Barcelona: Editorial RBA.
- Renard, J. (2007). Um gênero comunicacional: os boatos e as lendas urbanas. *Revista FAMECOS: mídia, cultura e tecnologia*, 1(32): 97-104.
- Reule, D. (2008). *A dinâmica dos rumores na rede: a web como espaço de propagação de boatos virtuais*. Mestrado em Comunicação e informação, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

- Rivero, O. (2013). Rumors in the Workplace Affecting Organizational Change Readiness. *Global Journal of Management and Business Research*, 13(12): 51-53.
- Rook, G.; Tazelaar, F. & Snijders, C. (2011). Gossip and reputation in business networks. *European Sociological Review*, 27(1), 90-106. DOI: 10.1093/esr/jcp062.
- Rosnow, R. (1980). Psychology of Rumor Reconsidered. *Psychology Bulletin*, 87: 578-591. DOI: 10.1037/0033-2909.87.3.578.
- Sunstein, C. (2010). *Dos Rumores*. Lisboa: Edições Dom Quixote.
- Shelke, S. & Attar, V. (2019). Source detection of rumor in social network—A review. *Online Social Networks and Media*, 9: 30-42. DOI: 10.1016/j.osnem.2018.12.001.
- Watson, D. (2012). Gender differences in gossip and friendship. *Sex Roles*, 67(9-10): 494-502. DOI: 10.1007/s11199-012-0160-4.