

# Escala de Congruência (EC): Estudos de adaptação para a população portuguesa

## Congruence Scale (CS): Adaptation studies for the Portuguese population

DIANA CUNHA<sup>1</sup>, JOSÉ TOMÁS SILVA<sup>2</sup>, MARGARIDA VILAÇA<sup>3</sup>,  
SANDRINA GONÇALVES<sup>4</sup>, ANA PAULA RELVAS<sup>5</sup>

### RESUMO

A Escala de Congruência (EC) (Lee, 2002b) avalia o indivíduo em termos holísticos e despatologizadores. Este estudo pretende adaptar a EC para a população portuguesa. Os 254 participantes têm idades entre os 18 e os 60 anos ( $M = 34.09$ ,  $DP = 12.42$ ) e são, maioritariamente (61.4%), do sexo feminino. Realizaram-se estudos de validade (análise fatorial exploratória e confirmatória – AFE e AFC) e de fiabilidade (e.g., consistência interna). Sugere-se uma estrutura bifatorial (espiritual/universal e intra-pessoal) que se mostrou ajustada: CFA -  $\chi^2 = 185.602$  ( $p < .001$ ),  $\chi^2/df = 1.875$ , CFI = .954, GFI = .919, RMSEA: .059 (Lo = .05, Hi = .07). A EC apresenta bons níveis de consistência interna – fator 1 ( $\alpha = .93$ ) e fator 2 ( $\alpha = .75$ ). O estudo apresenta algumas limitações (e.g. amostra não probabilística de conveniência, não es-

---

1 Mestrado Integrado; aluna de Doutoramento da FPCE-UC. Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra (FPCE-UC)

Rua do Colégio Novo Apartado 6153. 3001-802 COIMBRA, Portugal

Telf: 239851450. Email: diicunha@gmail.com

2 Doutoramento; Professor Associado da FPCE-UC; jtsilva@fpce.uc.pt

3 Mestrado Integrado; aluna de Doutoramento da FPCE-UC; gui.vilaca@hotmail.com

4 Mestrado integrado; antiga aluna de Mestrado Integrado da FPCE-UC; sandrinagoncalves@live.com.pt

5 Doutoramento; Prof. Catedrática da FPCE-UC; aprelvas@fpce.uc.pt

tratificada), sugerindo-se a continuidade dos estudos da EC (e.g., construção e estudo de novos itens).

**Palavras-Chave:** Congruência; Escala de Congruência; Validade, Fiabilidade, População Portuguesa

## ABSTRACT

The Congruence Scale (CS) (Lee, 2002b) assesses the subject in holistic and non-pathological terms. This study aims to adapt the CS for Portuguese population. The 254 Portuguese participants are between 18 and 60 years ( $M = 34.09$ ,  $SD = 12.42$ ) and, the majority (61.4%) is female. Studies of validity (e.g., exploratory and confirmatory factor analysis – EFA and CFA) and reliability (e.g., internal consistency) were made. It is suggested a two-factor structure (spiritual/universal and intra-interpersonal) that showed adequate levels of adjustment in the CFA -  $\chi^2 = 185.602$  ( $p < .001$ ),  $\chi^2/df = 1.875$ ,  $CFI = .954$ ,  $GFI = .919$ ,  $RMSEA: .059$  ( $Lo = .05$ ,  $Hi = .07$ ). CS has good levels of internal consistency – factor 1 ( $\alpha = .93$ ) and factor 2 ( $\alpha = .75$ ). The study has some limitations (e.g. non-probability sample of convenience, not stratified), suggesting the continuity of EC' studies (e.g. construction and study of new items).

**Key Words:** Congruence, Congruence Scale, Validity, Reliability, Portuguese Population.

## INTRODUÇÃO

O constructo congruência “nasce” na Terapia Centrada na Pessoa de Carl Rogers, referindo-se a um estado de coerência interna e de autenticidade, evidenciada pela aceitação de sentimentos, atitudes e experiências, bem como pela genuinidade na relação com o outro (Ro-

gers, 1985). Estas ideias foram atualizadas no Modelo de Mudança de Virginia Satir (Satir, Banmen, Gerber, & Gomori, 1991), cuja base teórica, é sintetizável num sistema multidimensional, integrador das seguintes dimensões humanas: interpessoal, intrapsíquica e espiritual/universal (Lee, 2001; Lee, 2002a; Lee, 2002b; Lee, 2009; Satir et al., 1991).

A dimensão interpessoal representa a comunicação e interação com os outros (Satir et al., 1991). A congruência, a este nível, exige o reconhecimento de si, dos outros e do meio (Satir et al., 1991) e reflete uma comunicação marcada pelo acordo entre palavras, afeto, significados e entre os níveis digital e analógico (Lee, 2001). A dimensão intrapsíquica engloba várias dinâmicas intrapessoais, como sentimentos, sentimentos sobre sentimentos, percepções e expectativas, baseadas em experiências prévias, regras sociais e culturais, valores e narrativas (Satir et al., 1991). Desta forma, uma dimensão intrapsíquica congruente expressa-se na consciência do que a pessoa experiencia internamente, bem como na escolha de formas alternativas de ser (Satir et al., 1991). A dimensão espiritual/universal representa a experiência humana comum, independentemente do contexto cultural, histórico ou familiar, designadamente anseios e aspirações universais, tais como amar e ser amado, ser aceite e respeitado ou viver com um propósito (Satir et al., 1991).

Recentemente, o conceito congruência sofreu uma nova atualização, no âmbito da Congruence Couple Therapy (CCT) (Lee, 2009). Elaborada para intervir com casais com problemas relacionados com o jogo patológico (Lee, 2009), a CCT acrescenta uma (pseudo) dimensão ao Modelo de Satir, a transgeracionalidade (Lee, 2009) que

pode assumir-se como “pano de fundo” para as restantes dimensões humanas e não como uma dimensão humana, propriamente dita. Refere-se à influência não determinista da família de origem no funcionamento do ser humano (Lee, 2009). Assim, um estado de congruência também passa pela tomada de consciência da influência dos padrões familiares (Lee, 2009), no funcionamento atual da pessoa.

O conceito de congruência mantém como elementos nucleares a consciência, a totalidade e a abertura pessoal relativamente às dimensões humanas supracitadas (interpessoal, intrapsíquica e espiritual/universal) (Lee, 2002a). Trata-se de um estado de harmonia interna e externa, marcado por uma sensação de calma, plenitude, tranquilidade e paz, através do qual o indivíduo pode reagir de forma mais harmoniosa interiormente, relativamente aos outros e ao contexto (Banmen, 2002).

### **A escala original**

Para medir o constructo congruência, Lee (2002b) desenvolveu a Congruence Scale (CS). Segundo a autora, para além de constituir uma medida da congruência, esta escala avalia a eficácia do Modelo de Satir e estabelece uma ligação com outros modelos de terapia e constructos, como o bem-estar, a satisfação conjugal e a espiritualidade.

A CS foi desenvolvida a partir de

uma amostra de 86 sujeitos, participantes nos workshops de Satir. A mediana de idades situava-se entre os 40 e 59 anos, predominando o sexo feminino (73%). Após a observação das intervenções nos referidos workshops, a autora construiu 87 itens que compunham a CS: 37 correspondiam à dimensão intrapsíquica, 25 à interpessoal e, 25 à espiritual/universal. Os itens foram avaliados através de uma escala tipo Likert, de 7 pontos (de discordo fortemente a concordo fortemente). Seguidamente, três elementos pertencentes ao grupo Rede Avanta (Organização fundada por Virginia Satir em 1977, atualmente denominada The Virginia Satir Global Network) e um praticante do Modelo de Satir procederam à avaliação dos itens numa escala de 5 pontos, baseada nos seguintes parâmetros: 1) clareza e legibilidade, 2) grau em que o item se integra na respetiva dimensão e 3) importância do item relativamente ao Modelo de Satir. Posteriormente, reformularam-se ou eliminaram-se os itens considerados duvidosos/confusos. Os 75 itens, resultantes da etapa anterior, foram sujeitos a um estudo piloto que culminou numa nova redução para 38 itens, revelando estes últimos uma correlação item-total igual ou superior a .3. Esta versão aperfeiçoada da escala, juntamente com as medidas concorrentes [The Satisfaction with Life Scale (SWLS) (Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985); Outcome Questionnaire

(OQ) (Lambert et al., 1996; Lambert, Okiishi, Finch, & Johnson, 1998)] foram enviadas para os centros de aprendizagem de Satir, nos EUA e no Canadá, para serem administradas aos participantes dos referidos workshops. O tratamento dos dados baseou-se na realização de uma análise fatorial (em componentes principais e com rotação Quartimax), da qual resultaram 4 fatores. O fator 1 (dimensão intrapsíquica-interpessoal) contempla 12 itens; o fator 2 (dimensão espiritual), 10 itens; o fator 3 (dimensão criativa), 3 itens; e, por último, o fator 4 (dimensão comunal) engloba, igualmente, 3 itens. Realizadas as correlações de Pearson, verificou-se que as pontuações de cada fator, assim como a pontuação total da CS, encontram-se moderadamente correlacionadas com a maior parte das pontuações do OQ e da SWLS, variando os coeficientes de correlação entre -.61 e .53.

O presente estudo visa adaptar e validar para a população portuguesa a CS, disponibilizando, assim, uma medida de avaliação do sujeito em termos interpessoais (relação com os outros), intrapsíquicos (relação consigo próprio) e universais-espirituais (relação com a vida e com o transcendente). Existem, adaptados para Portugal, uma diversos instrumentos de avaliação da pessoa, com diversos focos, desde os mais individuais, como, por exemplo, personalidade (e.g., Inventário

da Personalidade NEO-PI-R, Costa & McCrae, 1997, versão portuguesa de Lima, 1997) ou psicopatologia (e.g., BSI – Inventário de Sintomas Psicopatológicos, Derogatis, 1982, versão portuguesa de Canavarro, 1999) a outros mais relacionais, como o apoio social percebido (Escala de Provisões Sociais, Cutrona & Russell, 1987, versão portuguesa de Moreira & Canaipa, 2007), e, ainda, outros que cruzam alguns desses focos, como psicopatologia e aspetos relacionais (EASP-Escala de Ansiedade e Superproteção Parental, Pereira & Barros, 2010, estudos psicométricos numa amostra de pais e mães de crianças em idade escolar de Pereira, Barros, & Beato, 2013), mas, em qualquer dos casos, pouco abrangentes do ponto de vista do funcionamento global do indivíduo. Assim, parece haver uma escassez de medidas sistémicas e holísticas, isto é, capazes de avaliar o indivíduo enquanto um todo coerente, independentemente da sua inserção (ou não inserção) numa população clínica específica, sendo esta característica a mais-valia da CS. A escala de congruência (Lee, 2002b) constitui, assim, um instrumento promotor de uma avaliação do funcionamento global do sujeito e do seu grau de adaptabilidade desenvolvimental, através de uma perspetiva despatologizadora do (dis)funcionamento humano.

## MÉTODO

### Participantes

Colaboraram neste estudo 254 participantes, 98 (38.6%) do sexo masculino e 156 (61.4%) do sexo feminino. As idades encontram-se compreendidas entre os 18 e os 60 anos, sendo a média 34.09 (DP = 12.42). A faixa etária predominante é 18-25 anos (35.4%) (cf. Quadro 1). A escolaridade dos participantes é muito diversificada, variando entre o ensino primário (12.2%) e o doutoramento (0.4%); a moda corresponde à licenciatura. Quanto ao estado civil, por ordem decrescente de frequência, encontra-se em primeiro lugar solteiro (50.0%), seguindo-se casado (41.7%), união de facto (3.5%), divorciado (3.1%) e, por fim, menos frequente, viúvo (1.6%). Relativamente ao nível socioeconómico (NSC), os sujeitos pertencem maioritariamente ao NSC médio (60.2%), seguindo-se o NSC baixo (34.3%) e, por último, o NSC elevado (5.5%) (Simões, 1994). No que respeita ao local de residência, os 250 respondentes, agrupam-se, maioritariamente, em área urbana (84.4%) (4 não respostas) (INE, 2012; Simões, 1994) (cf. Quadro 1).

Quadro 1. Caracterização da amostra

		Frequência (n)	Porcentagem (%)
<b>Sexo</b>	Masculino	98	38.6
	Feminino	156	61.4
<b>Faixa etária</b>	18-25	90	35.4
	26-30	39	15.4
	31-39	38	15.0
	40-49	44	17.3
	50-60	43	16.9
<b>Escolaridade</b>	Escola primária	31	12.2
	2º Ciclo ensino básico	5	2.0
	3º Ciclo ensino básico	3	1.2
	Secundário incompleto	34	13.4
	Secundário completo	68	26.8
	Curso profissional	17	6.7
	Bacharelato	1	0.4
	Licenciatura	76	29.9
	Mestrado	18	7.1
	Doutoramento	1	0.4
<b>Estado civil</b>	Solteiro	127	50.0
	Casado	106	41.7
	União de facto	9	3.5
	Divorciado	8	3.1
	Viúvo	4	1.6
<b>NSC</b>	NSE baixo	87	34.3
	NSE médio	153	60.2
	NSC elevado	14	5.5
<b>Residência</b>	Área urbana	211	84.4
	Área rural	39	15.6

## Instrumentos

Questionário de caracterização sócio-demográfica.

Para caracterização da amostra em estudo administrou-se um questionário de dados sócio-demográficos (sexo, estado civil, nacionalidade, residência, idade, escolaridade e profissão), cuja resposta preserva o anonimato dos participantes.

Congruence Scale (CS) (Lee, 2002b).

Na sua versão original, o instrumento é composto por 38 itens que têm como objetivo avaliar a congruência, nas suas três dimensões: intrapsíquica, interpessoal e espiritual. A resposta a cada um dos itens é realizada através de uma escala de Likert de 7 pontos (de discordo fortemente a concordo fortemente).

A versão traduzida da CS, utilizada no presente estudo, resultou de um processo de tradução-retroversão (Gjersing, Caplehorn, & Clausen, 2010). Dois tradutores, fluentes em português e boa compreensão do inglês, realizaram, de modo independente, a tradução da escala para a língua portuguesa. De seguida, um terceiro tradutor com competências linguísticas semelhantes procedeu a uma tradução conciliadora das anteriores. De modo semelhante, o processo de retroversão foi concretizado por dois retrovertores independentes, com inglês

fluente e boa compreensão do português e por um terceiro retrovertor, responsável pela versão conciliadora. Comparou-se a retroversão conciliadora com a versão original da escala e foram efetuados alguns ajustes na tradução conciliadora de modo a fazer coincidir a retroversão final com a escala original. Depois procedeu-se ao estudo preliminar da escala, com vista à validação semântica da mesma, bem como à exploração de alguns indicadores do comportamento psicométrico na população portuguesa. Nesse sentido, 30 participantes preencheram a escala, tendo em atenção eventuais erros, desadequações ou ambiguidades na formulação dos itens. Alguns itens, cujo conteúdo remete para os conceitos espírito e/ou universo foram fortemente contestados pelos participantes, conduzindo à sua reformulação. Este facto pode dever-se à “estranheza” sentida face a estas ideias na nossa cultura, muito marcada por uma restrição da espiritualidade a Deus ou à religião católica. Após a reformulação da escala, foi solicitado à autora um parecer sobre o processo anteriormente descrito, havendo total concordância por parte da mesma. Os resultados do estudo preliminar da Escala de Congruência (EC) apontaram para uma consistência interna razoável ( $\alpha = .73$ ) (Pestana & Gageiro, 2008).

Systemic Clinical Outcome and Routine Evaluation – 15 (SCORE-15)

(Vilaça, Silva & Relvas 2014).

Instrumento de auto-relato que avalia o funcionamento familiar; composto por 15 itens que se distribuem por três dimensões - Forças da família, comunicação familiar e dificuldades da família – e por cinco questões que se reportam à rotina da família, à natureza e impacto dos problemas familiares e possíveis necessidades terapêuticas. O sujeito avalia de que modo é que cada item descreve a sua família, através de uma escala de Likert de 5 pontos (de “Descreve-nos Muito Bem” a “Descreve-nos Muito Mal”), correspondendo uma maior pontuação a maiores dificuldades familiares. O SCORE-15 apresenta uma consistência interna boa ( $\alpha = .88$ ). Foi utilizado neste estudo enquanto medida de validade convergente.

Qualidade de vida (QOL) (Olson & Barnes, 1982; versão portuguesa de Simões, 2008).

Avalia a percepção da qualidade de vida familiar. É um questionário de auto-relato, composto por 38 itens, representativos de 11 dimensões: bem-estar financeiro; tempo; vizinhança e comunidade; casa; mass media; relações sociais e saúde; emprego; religião; família e conjugalidade; filhos e educação. O sujeito responde aos itens segundo uma escala de Likert de 5 pontos (de “Insatisfeito” a “Extremamente satisfeito”). O instrumento possui uma boa consistência interna

( $\alpha = .92$ ). Foi utilizado neste estudo enquanto medida de validade convergente.

### **Procedimento**

Para se proceder à constituição da amostra, foi considerado o critério de um ratio mínimo de 5:1 (sujeitos: itens) para a realização de análises fatoriais (Wong, Tong, Silva, Abrishami, & Chung, 2009), uma vez que se trata do procedimento analítico que no estudo emerge como mais crítico para esta tomada de decisão. Esta condição impunha um limite mínimo de 190 participantes, no entanto, acabaram por ser incluídos 254. A maioria dos participantes ( $n = 212$ , 83.5%) foi recrutada através da rede de pessoas conhecidas de um dos autores (método “bola de neve”) e cerca de um quinto ( $n = 42$ ; 16.5%) a partir de uma recolha on-line, durante o primeiro trimestre de 2012. Não se verificaram diferenças estatisticamente significativas entre as duas formas de recrutamento, quer no que respeita à CS [ $t(252) = -1.257$ ,  $p > .05$ ], como nas demais medidas de validade convergente (e.g., SCORE-15 e QOL), para as quais se obtiveram, respetivamente,  $t(85) = 1.278$ ,  $p > .05$  e  $t(248) = .507$ ,  $p > .05$ . Consideraram-se os seguintes critérios de inclusão/ exclusão: a) idade dos sujeitos igual ou superior a 18 anos; b) nacionalidade portuguesa e c) saber ler e escrever. A folha de rosto



do protocolo de investigação continha a apresentação e os objetivos do estudo, instruções de preenchimento (e.g., solicitação de respostas sinceras e claras; preenchimento integral de todos os instrumentos) e esclarecimentos relativos ao carácter confidencial, anónimo e voluntário da participação. Devido a este último facto, os participantes não assinaram qualquer tipo de declaração de consentimento informado (APA, 2002). No caso do recrutamento presencial, esta informação, para além de se encontrar escrita na primeira página do protocolo foi, também, apresentada e discutida com todos os participantes. A administração presencial do protocolo de investigação ocorreu em locais escolhidos pelos participantes (e.g., a sua casa, o seu local de trabalho), garantindo-se, dentro do possível e razoável, contextos favoráveis ao desempenho das tarefas solicitadas (ambiente tranquilo e confortável, condições de luminosidade, de temperatura, de acústica e de privacidade adequadas).

### **Análise de dados**

Utilizou-se o programa IBM SPSS Statistics. Calcularam-se estatísticas descritivas apropriadas (distribuição dos itens, casos omissos, identificação de extremos) e verificaram-se os pressupostos subjacentes às análises inferenciais planeadas, designadamente comprovou-se a adequação da

amostra para a realização da análise fatorial [e.g., teste de esfericidade de Bartlett e índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)]. Finalmente, realizaram-se estudos de validade de constructo [análise fatorial exploratória (AFE); análise fatorial confirmatória (AFC), através do AMOS, versão 20], de validade convergente e examinou-se a fiabilidade das respostas nos itens dos instrumentos administrados recorrendo a vários índices estatísticos (e.g.,  $\alpha$  de Cronbach, correlações item-total, e cor-relação entre subescalas).

## **RESULTADOS**

Verificou-se a inexistência de casos omissos e de casos extremos (no que respeita aos itens da EC) e uma distribuição dos resultados tendencialmente normal [quociente da simetria pelo seu erro padrão entre -1.96 e 1.96 (-1.42) e quociente do achatamento pelo respetivo erro padrão inferior a 1.96 (-1.09)] (Pestana & Gageiro, 2008).

### **Estudos preliminares**

Começou por realizar-se um estudo da consistência interna da EC (contemplando os 38 itens que integram a escala) tendo-se obtido um índice de fiabilidade razoável ( $\alpha = .79$ ) (Pestana & Gageiro, 2008). Todavia, um exame mais detalhado, tanto das cor-

relações corrigidas item-total, bem como dos valores dos coeficientes alfa corrigidos, mostrou que vários itens apresentavam um comportamento psicométrico desajustado. A análise prosseguiu com a eliminação de todos os itens nessas condições (e.g., 2, 7, 8, 11, 13, 16, 17, 20, 23 e 35), uma vez, que a sua exclusão incrementava a consistência interna da escala. Realizou-se uma nova análise da consistência interna (apenas incluindo os 28 itens remanescentes) tendo-se alcançado um bom nível de fiabilidade ( $\alpha = .86$ ) (Pestana & Gageiro, 2008). Procedeu-se, de seguida, à realização de uma AFE nos 28 itens apurados na etapa precedente. Para a extração de fatores, utilizou-se o método de componentes principais (CP). Desta análise resultaram 7 fatores, que explicavam 62.8% da variância total, com os seguintes valores próprios: 6.939 (fator 1), 3.681 (fator 2), 1.866 (fator 3), 1.529 (fator 4), 1.303 (fator 5), 1.148 (fator 6), 1.110 (fator 7). Porém, como é sabido, o critério de Kaiser apresenta diversos problemas, pelo que deve ser complementado por outras técnicas mais fiáveis, por forma a tornar o processo de extração de fatores mais adequado. Neste caso recorreremos ao método de Análise Paralela (PA) de Horn, um procedimento que tem recebido uma crescente aprovação da parte dos especialistas (e.g., Ferrando

& Aguiano-Carrasco, 2010; Tinsley & Tinsley, 1987). A aplicação desta técnica revelou que só os primeiros 4 componentes apresentam valores próprios superiores aos valores de critério correspondentes, obtidos numa matriz de dados com a mesma dimensão gerada aleatoriamente (28 variáveis x 254 respondentes), com 100 réplicas. Face aos resultados obtidos executámos de seguida uma nova AFE, embora agora forçássemos a extração de somente 4 fatores. O método PCA foi novamente usado para a extração dos fatores, mas a solução fatorial inicial foi posteriormente transformada através de uma rotação Varimax, com o objetivo de obtermos uma estrutura simples. A solução obtida explicava 50.1% da variância total. Os valores de variância explicada por cada um dos fatores foram 20.5, 10.9, 10.5, 8.2, respetivamente. No primeiro fator, 7 itens apresentavam cargas fatoriais superiores a .35, 8 no segundo, 9 no terceiro e 6 no quarto. A solução fatorial resultante revelou-se demasiado ambígua, isto é, 8 itens revelaram-se fatorialmente complexos, apresentando cargas salientes em mais do que um fator e 4 itens não revelaram correlações salientes em nenhum dos fatores extraídos. Para além disso, esta estrutura fatorial não fazia sentido teoricamente, ou seja, não apresentava qualquer coincidência com os três fatores sugeridos pela

autora (cf. Instrumentos). Face a este problema, com o objetivo de aproveitar os itens que se revelaram promissores para medir a congruência, realizou-se um estudo mais detalhado das propriedades estatísticas dos itens, tendo em consideração as linhas de orientação sugeridas por Meir e Gati (1981), nomeadamente 1) cálculo da média de correlações entre o item  $X_i$  e cada um dos itens que pertencem ao mesmo fator de  $X_i$  e consequente identificação dos itens com média de correlações mais baixa dentro de cada fator; 2) cálculo da média de correlações entre o item  $X_i$  e os itens dos fatores a que  $X_i$  não pertence e decorrente identificação dos itens com média de correlações mais elevadas com os itens de outros fatores; 5) eliminação dos itens identificados nos passos anteriores. Deste processo resultou um conjunto provisório de 16 itens com potencial interesse para a futura versão portuguesa da escala: 1, 4, 6, 9, 10, 14, 15, 19, 21, 22, 25, 26, 31, 34, 37, 38. Este conjunto foi sujeito a nova análise fatorial exploratória (AFE).

Análise fatorial exploratória (AFE) do conjunto reduzido/depurado de itens

Utilizou-se, o método de extração de fatores em componentes principais (CP). Desta análise resultaram 3 fatores, que explicavam 58.48% da variância total dos dados com os se-

guintes valores próprios: 5.09 (fator 1), 3.11 (fator 2), 1.15 (fator 3). De acordo com o referido anteriormente (problemas associados à utilização do critério de Kaiser), fez-se novamente uma estimação com base na PA de Horn (16 variáveis x 254 respondentes), com 100 réplicas, cujos resultados mostraram que só os primeiros 2 componentes apresentam valores próprios superiores aos valores de critério correspondentes. Assim, realizou-se uma análise fatorial, forçada à extração de 2 fatores, seguida de rotação Varimax (cf. Quadro 2).

O primeiro fator explica 31.7% da variância dos dados e o segundo fator explica 19.6%, perfazendo um total de variância explicada de 51.3% (cf. Quadro 2).

**Quadro 2. Cargas fatoriais (loadings) dos itens da Escala de Congruência nos fatores (solução após rotação Varimax)**

Item	Fator	
	I	II
EC1		.446
EC4	.854	-.053
EC6	-.180	.700
EC9	.076	.442
EC10	.118	.515
EC14		.594
EC15	.905	
EC19	.908	
EC21	.814	-.080
EC22	.859	.097
EC25	-.071	.447
EC26		.694
EC31	.107	.734
EC34	.118	.599
EC37	.907	.124
EC38	.625	.135
VTE%	31.681	19.601

Nota. Cargas fatoriais (loadings)  $\geq .35$  assinaladas a negrito. VTE% = Percentagem de Variância Total Explicada. N = 254

O fator 1 é composto por 7 itens (itens 4, 15, 19, 21, 22, 37 e 38), todos eles pertencentes à dimensão espiritual/universal prevista, em termos teóricos, para a escala original. Já o segundo fator reúne itens das outras duas dimensões teoricamente previstas – interpessoal (itens 1, 25 e 26) e intrapsíquica

(itens 6, 9, 10, 14, 31 e 34).

Análise fatorial confirmatória

Para obtermos as estatísticas de ajustamento para os resultados da análise fatorial exploratória, realizámos uma análise fatorial confirmatória (AFC) do modelo resultante dos passos anteriores: 2 fatores relacionados entre si – fa-

tor 1 (itens 4, 15, 19, 21, 22, 37 e 38) e fator 2 (itens 1, 6, 9, 10, 14, 25, 26, 31 e 34). Este modelo apresentou, em geral, índices de ajustamento adequados -  $\chi^2 = 185.602$  ( $p < .001$ ),  $\chi^2/df = 1.875$ , CFI = .954, GFI = .919, RMSEA: .059 (Lo = .05, Hi = .07) - uma vez que  $\chi^2/df$  é inferior a 5, os índices de CFI e GFI são superiores a .9 e RMSEA é inferior a .10 (Byrne, 2001; Maroco, 2010). Para se obter este ajustamento final foram necessárias algumas modificações sugeridas pelos índices de modificação. Note-se que apenas se realizaram alterações quando o índice de modificação era elevado e simultaneamente correspondia a uma alteração teoricamente plausível. Por exemplo, acrescentou-se uma correlação entre os erros do item 6 (Sinto-me culpado(a) com facilidade) e 14 (Culpo-me quando as coisas correm mal). Teoricamente, facilmente se aceitam as alterações sugeridas, uma vez que o conteúdo dos itens remete para aspetos que se encontram visivelmente associados (neste caso a culpa).

### **Validade convergente**

Utilizaram-se duas medidas de validade convergente – SCORE-15 e QOL. Verificou-se que apenas o fator 2 se apresenta associado, de forma estatisticamente significativa, ao SCORE-15, através de uma correlação fraca negativa com o SCORE-15 ( $r = -.273$ ,  $p < .05$ ) (Pestana & Gageiro, 2008).

Fidelidade (análise dos itens, consistência interna e associação entre subescalas)

A correlação item-total indica uma adequada capacidade discriminante de todos os itens ( $> .30$ ) (Wilmut, 1975). Este índice de discriminação varia entre .43 e .61 no primeiro fator e entre .30 e .50 no segundo. O primeiro fator apresenta uma consistência interna muito boa ( $\alpha = .93$ ) e o segundo razoável ( $\alpha = .75$ ) (Pestana & Gageiro, 2008). As duas subescalas não se encontram relacionadas de forma estatisticamente significativa ( $r = .05$ ,  $p > .05$ ).

## **DISCUSSÃO**

No presente estudo procedeu-se a um conjunto de análises com vista à adaptação da CS para a população portuguesa, testando-se quer a sua validade (AFE, AFC e validade convergente), quer a sua fiabilidade (análise dos itens, consistência interna e associação entre subescalas).

Em termos de AFE obteve-se uma estrutura fatorial de dois fatores. O primeiro – espiritual/universal - comporta itens desenvolvidos para representar a dimensão espiritual/universal na escala original e o segundo – intra-interpessoal - congrega itens desenvolvidos na escala original para representar a dimensão intrapsíquica e a dimensão interpessoal. O estudo de validação

realizado pela autora (Lee, 2002b) também identificou dois fatores com esta natureza, no entanto, para além destes, foram identificadas mais duas dimensões (criativa e comunal). Esta diferença pode ser atribuída, para além dos aspetos culturais, à utilização de diferentes métodos de rotação. No presente estudo optou-se por uma rotação Varimax (e não Quartimax), uma vez que, teoricamente, não é expectável a dominância de um dos fatores. O fator intra-interpessoal reflete o pressuposto teórico de que os diferentes componentes da dimensão intrapsíquica interagem reciprocamente influenciando os comportamentos e a comunicação humana (dimensão interpessoal) (Satir et al., 1991). Os resultados da análise fatorial confirmatória reiteram a validade da estrutura fatorial desenvolvida, através de índices de ajustamento do modelo, considerados adequados (Byrne, 2001; Maroco, 2010).

Os resultados do estudo de validade convergente realizado estão de acordo com o esperado no que respeita ao SCORE-15 e ao fator 2 (intra-interpessoal) da EC, pelo menos em termos de direção da associação (uma vez que a sua força é baixa). Ou seja, quanto melhores os níveis de congruência intra-interpessoal, menores são as dificuldades familiares apresentadas e vice-versa. O fator 1 (espiritual/universal) da EC parece não se relacionar com as dificuldades familiares. Em termos do QOL,

seria esperada, atendendo aos estudos originais (Lee, 2002b), uma associação estatisticamente significativa positiva, a qual não se verificou. Assim parece que, na presente amostra, a congruência não se relaciona com a perceção da qualidade de vida familiar dos participantes.

Por último, a EC (versão portuguesa da CS) revelou-se uma medida fiável manifestada por uma boa capacidade discriminante (Wilmot, 1975) e por níveis de consistência muito bons para a subescala espiritual/universal e razoáveis para a subescala intra-interpessoal (Pestana & Gageiro, 2008).

## CONCLUSÃO

Dadas as limitações do presente estudo (e.g., amostra não probabilística de conveniência e não estratificada, de dimensão relativamente reduzida), no futuro, seria útil analisar o desempenho da EC, nomeadamente com populações específicas (e.g. jogadores patológicos). Também a sua validade convergente parece beneficiar de mais investigação, dados os resultados obtidos, pouco esperados. Poderia, ainda, ser útil construir novos itens e testá-los com o objetivo de desenvolver uma escala de congruência compiladora das três dimensões teoricamente apontadas.

Apesar disso, este trabalho contribuiu para a adaptação de uma medida de congruência válida e fiável, enri-

quecendo o leque de instrumentos de avaliação do indivíduo, disponíveis em Portugal, com uma escala avaliadora do funcionamento global do indivíduo, numa perspetiva relacional e despatologizadora do (dis)funcionamento humano. Uma melhor congruência corresponde a um funcionamento mais adaptativo do indivíduo, pelo que a sua avaliação pode ser um indicador a con-

siderar na prática clínica e científica, por exemplo, como medida dos resultados terapêuticos (Lee, 2002b). Pode ser, igualmente útil, para comparar a espiritualidade, aspeto com um interesse crescente na prática terapêutica, com outras dimensões do funcionamento (Lee, 2002b).

## REFERÊNCIAS

American Psychological Association (APA). (2002). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. Washington; DC: Author.

Banmen, J. (2002). The Satir Model: Yesterday and today. *Contemporary Family Therapy: An International Journal*, 24, 7-22.

Byrne, B. M. (2001). Structural Equation Modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument. *International Journal of Testing*, 1, 55-86.

Canavarro, M. C. (1999). Inventário de Sintomas Psicopatológicos – BSI [Brief Symptom Inventory – BSI]. In M. R. Simões, M. Gonçalves, & L. S. Almeida (Eds.), *Testes e Provas Psicológicas em Portugal* (pp. 95-109). Braga: SHO-APPORT.

Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.

Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31, 18-33. Retrieved from <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1793.pdf>

Gjersing, L., Caplehorn, J., & Clausen, T. (2010). Cross-cultural adaptation of research instruments: language, setting, time and statistical considerations. *BMC Medical Research Methodology*, 10 (13), 101-110.

Instituto Nacional de Estatística (INE). (2012). *Censos 2011: Resultados definitivos*. Lisboa: INE.

Lambert, M., Burlingame, G., Umphress, V., Hansen, N., Vermeersch, D.,

Clouse, G., & Yanchar, S. (1996). The reliability and validity of the Outcome Questionnaire. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 3(4), 249-258.

Lambert, M., Okiishi, J., Finch, A., & Johnson, L. (1998). Outcome assessment: From conceptualization to implementation. *Professional Psychology: Research and Practice*, 29, 63–70.

Lee, B. K. (2001). *The religious significance of the Satir Model: Philosophical, ritual, and empirical perspectives* (Doctoral dissertation, University of Ottawa, Canada). Retrieved from [https://www.uleth.ca/dspace/bitstream/handle/10133/570/Satir\\_and\\_Tillich.pdf%3Fseq](https://www.uleth.ca/dspace/bitstream/handle/10133/570/Satir_and_Tillich.pdf%3Fseq)

Lee, B. K. (2002a). Congruence in Satir's Model: Its spiritual and religious significance. *Contemporary Family Therapy: An International Journal*, 24, 57-78.

Lee, B. K. (2002b). Development of a Congruence Scale based on the Satir Model. *Contemporary Family Therapy: An International Journal*, 24, 217-239.

Lee, B. K. (2009). Congruence Couple Therapy for pathological gambling. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 7, 45-67. <http://dx.doi.org/10.1007/s11469-007-9137-x>

Lima, M. (1997). NEO-PI-R *Contextos teóricos e psicométricos – “Ocean” ou “Iceberg”?* (Dissertação de doutoramento não publicada). Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra, Portugal.

Maroco, J. (2010). *Análise de equações estruturais* [Structural equations analysis]. Lisboa, Portugal: Escolar editora.

Meir, E. I., & Gati, I. (1981). Guidelines for item selection in inventories yielding score profiles. *Educational and Psychological Measurement*, 41(4), 1011-1016.

Moreira, J. M. & Canaipa, R. (2007). A Escala de Provisões Sociais: Desenvolvimento e validação da versão portuguesa da “Social Provisions Scale”. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 24, 23-58.

Olson, D.H., & Barnes, H. (1982). Quality of life. In D. Olson et al. (Eds.), *Family Inventories* (pp.137-148). St-Paul: University of Minnesota, Family Social Science.

Pereira, A.I., Barros, L., & Beato, A. (2013). Escala de avaliação da ansiedade e superprotecção parentais: Estudo psicométrico numa amostra de pais e mães de crianças em idade escolar. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 35, 35-55.

Pestana, M. H. & Gageiro, J. (2008). *Análise de dados para ciências sociais - A complementaridade do SPSS* (5th ed.). Lisboa, Portugal: Silabo.



Rogers, C. (1985). *Tornar-se Pessoa* [On Becoming a Person] (7<sup>a</sup> Ed.). Lisboa, Portugal: Moraes Editores.

Satir, V., Banmen, J., Gerber, J., & Gomori, M. (1991). *The Satir model: Family therapy and beyond*. Palo Alto, CA: Science and Behavior Books.

Simões, J. (2008). *Qualidade de Vida: Estudo de validação para a população portuguesa* (Unpublished master's thesis). Dissertação de mestrado integrado não publicada, Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra, Portugal.

Simões, M. (1994). *Investigação no âmbito da aferição nacional do teste das Matrizes Progressivas Coloridas de Raven (M.P.C.R.)* (Unpublished doctoral dissertation). Dissertação de mestrado integrado não publicada, Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra, Portugal.

Stratton, P., Bland, J., Janes, E., & Lask, J. (2010). Developing a practicable outcome measure for systemic family therapy: The SCORE. *Journal of Family Therapy*, 32, 232-258.

Tinsley, A. & Tinsley, J. (1987). Uses of factor analysis in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology*, 34, 414-424.

Vilaça, M., Silva, J., & Relvas, A.P. (2014). Systemic Clinical Outcome Routine Evaluation (SCORE-15). In A.P. Relvas, S. Major (Eds.), *Avaliação Familiar: Funcionamento e Intervenção* (Vol. I) (pp. 25-47). Coimbra: Imprensa da Universidade de Coimbra.

Wilmot, J. (1975). Objective test analysis: Some criteria for item selection. *Research in Education*, 13, 27-56.

Wong, J., Tong, D., Silva, D., Abrishami, A., & Chung, F. (2009). Development of the functional recovery index for ambulatory surgery and anesthesia. *Anesthesiology*, 110(3), 596-602.