



Escala de Congruência (EC)

Autor(es): Cunha, Diana; Silva, José Tomás da; Relvas, Ana Paula

Publicado por: Imprensa da Universidade de Coimbra

URL persistente: URI:<http://hdl.handle.net/10316.2/35901>

DOI: DOI:http://dx.doi.org/10.14195/978-989-26-0839-6_4

Accessed : 19-May-2017 18:08:27

A navegação consulta e descarregamento dos títulos inseridos nas Bibliotecas Digitais UC Digitalis, UC Pombalina e UC Impactum, pressupõem a aceitação plena e sem reservas dos Termos e Condições de Uso destas Bibliotecas Digitais, disponíveis em <https://digitalis.uc.pt/pt-pt/termos>.

Conforme exposto nos referidos Termos e Condições de Uso, o descarregamento de títulos de acesso restrito requer uma licença válida de autorização devendo o utilizador aceder ao(s) documento(s) a partir de um endereço de IP da instituição detentora da supramencionada licença.

Ao utilizador é apenas permitido o descarregamento para uso pessoal, pelo que o emprego do(s) título(s) descarregado(s) para outro fim, designadamente comercial, carece de autorização do respetivo autor ou editor da obra.

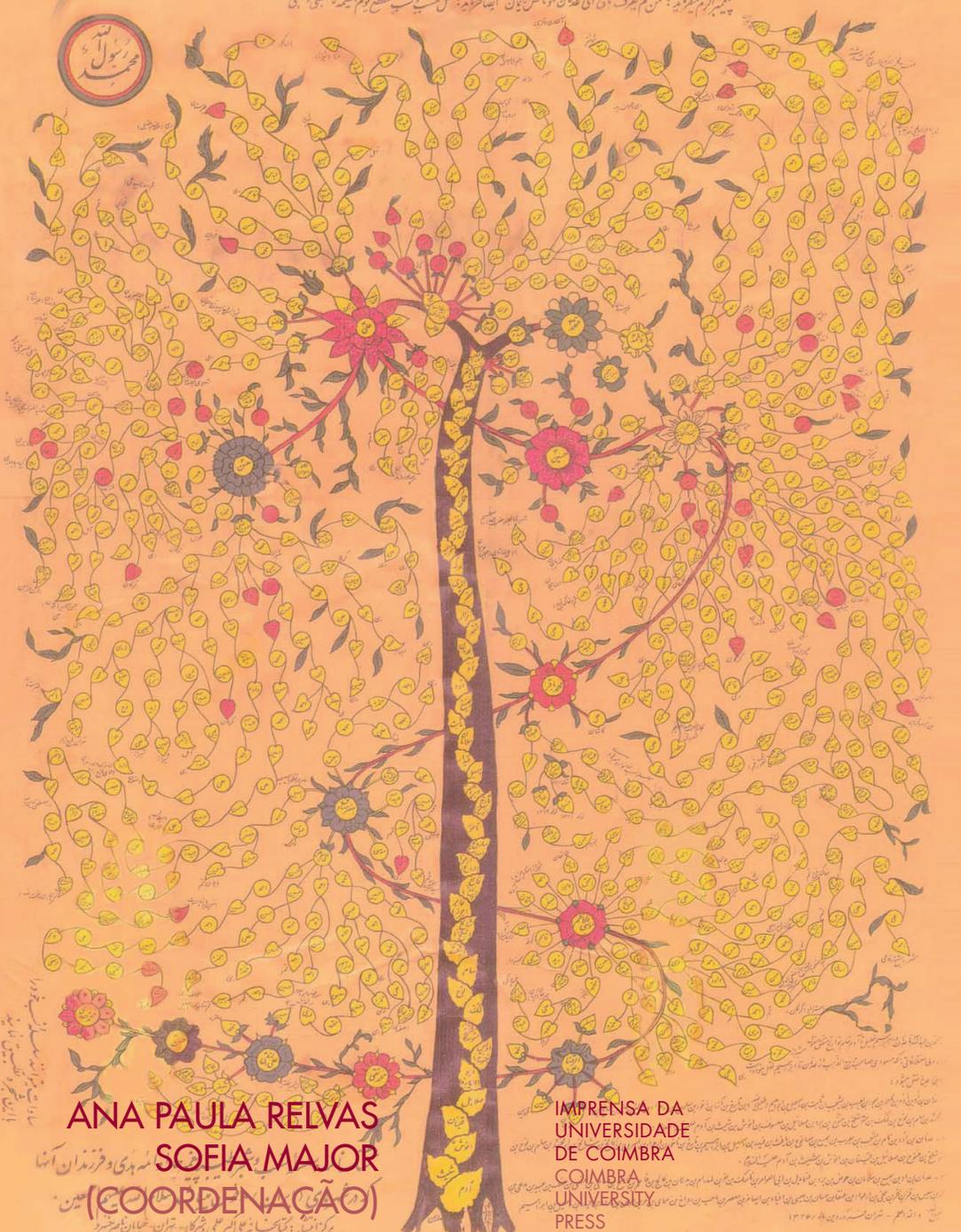
Na medida em que todas as obras da UC Digitalis se encontram protegidas pelo Código do Direito de Autor e Direitos Conexos e demais legislação aplicável, toda a cópia, parcial ou total, deste documento, nos casos em que é legalmente admitida, deverá conter ou fazer-se acompanhar por este aviso.



AVALIAÇÃO FAMILIAR

FUNCIONAMENTO E
INTERVENÇÃO
VOL. I

چهارم از مجموعه: فن نامه‌های آلی عدنان، قوام‌الایان، ایضا، فایده: علم خدیو، منتظر، و امیرالاشرف و قتی



ANA PAULA RELVAS
SOFIA MAJOR
(COORDENAÇÃO)

IMPRENSA DA
UNIVERSIDADE
DE COIMBRA
COIMBRA
UNIVERSITY
PRESS

این کتاب در سال ۱۳۸۴ در شهر کوئینز، استرالیا چاپ شده است. این کتاب به زبان فارسی و عربی نوشته شده است. این کتاب در سال ۱۳۸۴ در شهر کوئینز، استرالیا چاپ شده است. این کتاب به زبان فارسی و عربی نوشته شده است. این کتاب در سال ۱۳۸۴ در شهر کوئینز، استرالیا چاپ شده است. این کتاب به زبان فارسی و عربی نوشته شده است.

ESCALA DE CONGRUÊNCIA (EC)

Diana Cunha
José Tomás Silva
Ana Paula Relvas

“When we decide to respond congruently, it is not because we want to win, to control another person or a situation, to defend ourselves, or to ignore other people. Choosing congruence means choosing to be ourselves, to relate and contact others, and to connect with people directly.”

(Satir, Banmen, Gerber, & Gomori, 1991, p. 66)

Resumo

A Escala de Congruência (EC) (Lee, 2002) avalia a relação do indivíduo consigo próprio, com os outros e com o contexto. Foi traduzida e adaptada para a população portuguesa, a partir de uma amostra de 254 participantes da população geral. Realizaram-se estudos de validade (análise fatorial exploratória e confirmatória – AFE e AFC) e de fiabilidade (e.g., consistência interna), posteriormente replicados numa amostra de jogadores patológicos. Sugere-se uma estrutura bifatorial (Espiritual/Universal e Intra-Pessoal) que se mostrou ajustada: AFC – $\chi^2 = 185.602$ ($p < .001$), $\chi^2/df = 1.875$, $CFI = .954$, $GFI = .919$, $RMSEA = .059$ (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

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

Palavras-Chave: Escala de Congruência, validade, fiabilidade, população portuguesa.

Abstract

The Congruence Scale (EC) (Lee, 2002) assesses the individual's relationship with Self, with others and with the context. It was translated and adapted for the Portuguese population from a sample of 254 participants, from the general population. Studies of validity (exploratory and confirmatory factor analysis – EFA and CFA) and reliability (e.g., internal consistency) were conducted and, subsequently, replicated in a sample of pathological gamblers. It is suggested a two-factor structure (Spiritual/Universal and Intra-Personal) that proved to be adjusted: CFA - $\chi^2 = 185.602$ ($p < .001$), $\chi^2/df = 1.875$, $CFI = .954$, $GFI = .919$, $RMSEA = .059$ (Lo = .05, Hi = .07). The EC presents good levels of internal consistency - Factor 1 ($\alpha = .93$) and Factor 2 ($\alpha = .75$). The study has some limitations (e.g., non-probabilistic and convenience sample, not stratified), suggesting the continuation of studies of the CS (e.g., construction and study of new items).

Keywords: Congruence Scale, validity, reliability, Portuguese population.

1. Instrumento

O que é, o que avalia e a quem se aplica?

No Quadro 1 encontra-se a ficha técnica relativa à Escala de Congruência (EC; Cunha, Silva, Vilaça, Gonçalves, & Relvas, *in press*).

Quadro 1.

Ficha técnica da CS

O que é?	A Escala de Congruência (EC) é a versão portuguesa da <i>Congruence Scale</i> (CS), publicada em 2002, por Bonnie Lee, em Ottawa, Canadá		
	A EC consiste num questionário de auto-resposta, composto por 16 itens que avaliam a congruência, através da relação com o próprio, com os outros e com a vida, em adultos. Os 16 itens encontram-se repartidos por duas subescalas: Espiritual/Universal e Intra/Interpessoal		
	Estrutura da EC		
	Subescala	Número Itens	Descrição
O que avalia?	Espiritual/Universal (EU)	7	Avalia a relação com a espiritualidade/universalidade, ou seja, o nível mais profundo da natureza humana, manifestado na consciência de uma “força de vida” universal
	Intra/Interpessoal (II)	9	Avalia a relação que o sujeito estabelece consigo próprio (e.g., sentimentos, sentimentos sobre sentimentos, percepções, expectativas) e com os outros (comunicação e interação interpessoal)
A quem se aplica?	A adaptação portuguesa da CS atesta a viabilidade da sua aplicação a adultos (> 18 anos) da população geral. A autora (Lee, 2002b) considera que o instrumento de avaliação pode igualmente ser administrado a indivíduos, casais e famílias em terapia, como medida dos resultados terapêuticos, sobretudo quando se verifica um alinhamento entre os objetivos terapêuticos e o modelo de Satir (Lee, 2002b)		
Como ter acesso?	O acesso à versão portuguesa da CS pode ser efetuado através da página http://www.fpce.uc.pt/avaliação familiar que contém todos os instrumentos de avaliação apresentados neste livro. Os utilizadores deverão facultar os contactos pessoais e institucionais, bem como dados acerca do propósito da utilização do instrumento (e.g., investigação, prática clínica) e concordar com as condições de utilização e de partilha dos resultados com os autores da versão portuguesa		

Fundamentação e história

O constructo congruência tem a sua origem 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 (Rogers, 1985). Estas ideias foram atualizadas no Modelo de Mudança de Virginia Satir (Satir et al., 1991), reconhecida pelo seu percurso pioneiro na Terapia Familiar, impondo-se como uma referência incontornável desta área (Duhl, 1989). Foi co-fundadora do *Mental Research Institute* (MRI), em Palo Alto, e o seu sucesso deve-se, em grande parte, ao carácter inovador e à consistência do seu modelo de intervenção (Banmen, 2002). O Modelo de Satir desenvolveu-se com base nos seguintes recursos (Lee, 2001): a) articulação entre as suas principais ideias, crenças e visão acerca da pessoa, família e sociedade; b) divulgação da sua perspetiva teórica e prática através de *workshops*, tanto de formação profissional como de desenvolvimento pessoal e cura, onde os seus conceitos são explicados didaticamente e demonstrados através de encenações e *role-playing*, numa lógica experiencial; e c) criação de uma organização que divulgasse a finalidade do trabalho desenvolvido por Satir. Esta organização foi fundada por Virginia Satir em 1977 – Rede Avanta – e, atualmente, denomina-se *The Virginia Satir Global Network*.

Foi desta forma, que se consolidou este Modelo, humanista e transpessoal (Banmen, 2002), cujos objetivos terapêuticos específicos passam por (Chan, 1996): ajudar o indivíduo a desenvolver uma melhor autoestima; promover uma postura e padrões comunicacionais congruentes; libertar o cliente de padrões de *coping* disfuncionais, aprendidos na infância; promover a individuação face a regras familiares e limitações parentais; auxiliar o sujeito a tornar-se responsável pelas escolhas da sua vida, assim como pelas suas experiências internas, aceitando, por exemplo, os seus sentimentos; e promover uma construção através dos recursos internos e externos do cliente. Transversalmente a estes objetivos, a autora adotou uma postura de consideração pela singularidade de cada sujeito (Haber, 2002), enfatizando a importância, o valor e o respeito associados ao indivíduo enquanto forma

de existência única (Tam, 2006). É com base neste pressuposto que, à luz deste modelo, a pessoa é representada como um sistema multidimensional, integrador das seguintes dimensões humanas: Interpessoal, Intrapísica e Espiritual/Universal (Lee, 2001, 2002a, 2002b, 2009; Satir et al., 1991).

O significado da congruência em cada uma destas dimensões reflete a própria evolução deste constructo. Inicialmente, em 1950, este constructo estaria essencialmente focado na dimensão Interpessoal, muito associado à comunicação e à consciência/ reconhecimento e aceitação de sentimentos, percepções, expectativas e anseios; posteriormente, em 1960, surge mais associado à dimensão Intrapísica, passando a ser abordado como um estado de plenitude, auto-centração interior e auto-aceitação, promotor de uma maior autoestima; e, duas décadas mais tarde, passa a enfatizar, sobretudo, a dimensão Espiritual/Universal, encontrando-se muito relacionado com uma “Força de Vida”, promotora do desenvolvimento individual (Satir et al., 1991).

Recentemente, o conceito de congruência sofreu uma nova atualização, no âmbito da *Congruence Couple Therapy for Pathological Gambling* (CCT), desenvolvida por Lee (2009). A CCT foi elaborada com a finalidade de intervir com casais com problemas relacionados com o jogo patológico (Lee, 2009) e acrescenta uma (pseudo) dimensão ao Modelo de Satir, a Transgeracionalidade (Lee, 2009). 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/reconhecimento da influência dos padrões/ dinâmicas familiares (Lee, 2009), no funcionamento atual da pessoa. Neste sentido, a Transgeracionalidade pode ser compreendida como “pano de fundo”, transversal às restantes dimensões humanas e não como uma dimensão humana, propriamente dita.

Ao longo do seu desenvolvimento, o conceito de congruência conserva, como elementos nucleares, a consciência, a totalidade e a abertura pessoal relativamente às dimensões humanas supracitadas (Interpessoal, Intrapísica e Espiritual/Universal) (Lee, 2002a). 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 as palavras, o afeto, os significados e entre os níveis digital e analógico (Lee, 2001). Já a dimensão Intrapsíquica engloba vários níveis e dinâmicas intrapessoais, como os 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 e no reconhecimento do que a pessoa experiencia internamente, bem como na escolha de formas alternativas de ser (Satir et al., 1991). Por sua vez, 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). Resumindo, pode-se considerar a congruência como 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/adaptativa em relação ao seu interior, aos outros e ao contexto (Banmen, 2002).

Para avaliar 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. 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. Seguidamente, três elementos pertencentes ao grupo Rede Avanta e um terapeuta 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, procedeu-se a uma reformulação ou eliminação dos 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 .30. 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 Estados Unidos da América e no Canadá, para serem administradas aos participantes ($n = 86$) 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. Apesar de 10 dos 38 itens testados não integrarem a estrutura fatorial referida, a autora mantém uma versão original (teórica), composta por 38 itens distribuídos por três fatores - Interpessoal (11 itens), Intrapsíquica (13 itens) e Espiritual/Universal (14 itens) – recomendando que esta seja a estrutura estudada noutras culturas, dado o carácter preliminar do estudo original. No que respeita aos estudos de validade concorrente, 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 $.53$. Assim, deste processo resultou a primeira versão da CS, composta por 38 itens (Lee, 2002b). Quando adaptada para Portugal a escala ficou reduzida a um conjunto de 16 itens, de acordo com os estudos que se apresentam de seguida.

2. Estudos em Portugal

Como foi desenvolvido/ adaptado e validado?

A adaptação da CS para a população portuguesa disponibiliza 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). Em Portugal, existe uma

enorme diversidade de instrumentos adaptados de avaliação do indivíduo, com diversos focos, como, por exemplo, personalidade (e.g., Inventário da Personalidade NEO-PI-R, Costa & McCrae, 1997, versão portuguesa de Lima & Simões, 2006) ou psicopatologia (e.g., BSI – Inventário de Sintomas Psicopatológicos, Derogatis, 1982, versão portuguesa de Canavarro, 2007). Contudo, parece haver uma escassez de medidas sistêmicas 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 perspectiva despatologizadora do (dis)funcionamento humano.

Estudos de tradução e adaptação

Após o pedido formal de autorização junto da autora da versão original da CS para tradução e adaptação da escala, iniciou-se o processo de tradução-retroversão (Gjersing, Caplehorn, & Clausen, 2010), em junho de 2011. Para tal, dois tradutores fluentes em português e com 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 que compatibilizasse, nos aspetos divergentes, as duas traduções anteriores (tradução conciliadora). De modo semelhante, o processo de retroversão foi concretizado por dois tradutores independentes, com inglês fluente e boa compreensão do português e por um terceiro tradutor, com competências linguísticas semelhantes, responsável pela versão que resolveu as diferenças entre as duas primeiras retroversões (retroversão 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. Posteriormente, 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 (de tradução, retroversão e estudo preliminar) anteriormente descrito, havendo total concordância por parte da mesma.

Obtida a versão traduzida iniciaram-se os estudos de adaptação da CS em outubro de 2011. Desenvolveu-se um o protocolo de investigação que continha, para além da CS, um questionário de dados sociodemográficos e duas medidas de validade concorrente: 1) o *Systemic Clinical Outcome and Routine Evaluation-15* (SCORE-15)¹ (Stratton, Bland, Janes, & Lask, 2010; tradução de Relvas, Vilaça, Sotero, Cunha & Portugal, 2010 e versão portuguesa de Vilaça, Silva, & Relvas, *in press*), um instrumento de auto-resposta que avalia o funcionamento familiar através de 15 itens que se distribuem por três dimensões - Forças da Família, Comunicação Familiar e Dificuldades da Família - e de 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; e 2) o Qualidade de Vida (QOL) (Olson & Barnes, 1982; tradução de Relvas et al., 2008 e versão portuguesa de Simões, 2008) que avalia a perceção da qualidade de vida familiar, através de 40 itens, representativos de 11 dimensões: Bem-Estar Financeiro, Tempo, Vizinhaça e Comunidade, Casa, *Mass Media*, Relações Sociais e Saúde, Emprego, Religião, Família e Conjugalidade,

¹ Instrumento apresentado no capítulo 1.

Filhos, e Educação, o sujeito responde aos itens segundo uma escala de *Likert* de 5 pontos (de “Insatisfeito” a “Extremamente satisfeito”).

Para se proceder à constituição da amostra, foi considerado o critério de um rácio mínimo (sujeitos:itens) de 5:1 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 o mais crítico para a escolha do tamanho mínimo da amostra. Atendendo aos 38 itens da CS, esta condição impunha um limite mínimo de 190 participantes. No entanto, a amostra recolhida é composta por 254 participantes. Consideraram-se, ainda, os seguintes critérios de inclusão/ exclusão: a) idade dos sujeitos compreendida entre os 18 e os 60 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 caráter 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., domicílio, local de trabalho), garantindo-se, dentro do possível e razoável, contextos favoráveis ao desempenho das tarefas solicitadas.

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*. Não se verificaram diferenças estatisticamente significativas entre as duas formas de recrutamento, quer no que respeita à CS, $t(252) = -1.257$, ns, como nas demais medidas de validade convergente (SCORE-15 e QOL), para as quais se obtiveram, respetivamente, $t(85) = 1.278$, ns e $t(248) = 0.507$, ns.

O recrutamento dos participantes estendeu-se até ao final do primeiro trimestre de 2012 e deste processo resultou uma amostra composta por 254 sujeitos, maioritariamente do sexo feminino (61.4%). A média de idades é 34.09 ($DP = 12.42$) e a faixa etária mais predominante é 18-25 anos

(35.4%). A escolaridade dos participantes é muito diversificada sendo a licenciatura a mais comum (29.9%). Quanto ao estado civil, a maioria é solteira (50.0%) ou casada (41.7%). De acordo com a classificação de Simões (1994), os sujeitos pertencem maioritariamente ao Nível Socioeconómico (NSE) médio (60.2%). Segundo o Instituto Nacional de Estatística (INE, 2012) residem, maioritariamente, em áreas predominantemente urbanas (APU = 83.1%) (4 não respostas), pertencendo os restantes a áreas predominantemente rurais (APR) (cf. Quadro 2).

Quadro 2.
Caracterização da amostra

		Frequência (n)	Percentagem (%)
Sexo	Masculino	98	38.6
	Feminino	156	61.4
Faixa etária	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
Escolaridade	1º Ciclo do ensino básico	31	12.2
	2º Ciclo do ensino básico	5	2.0
	3º Ciclo do 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	
Estado civil	Solteiro	127	50.0
	Casado	106	41.7
	União de facto	9	3.5
	Divorciado	8	3.1
	Viúvo	4	1.6
NSE	Baixo	87	34.3
	Médio	153	60.2
	Elevado	14	5.5
Residência	APU	211	83.1
	APR	39	15.4

Estudos preliminares

Começou por realizar-se um estudo da consistência interna da CS, através do índice alfa de Cronbach (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 correlações 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 desses itens (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 restantes) 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: 6.94 (Fator 1), 3.68 (Fator 2), 1.87 (Fator 3), 1.53 (Fator 4), 1.30 (Fator 5), 1.15 (Fator 6), e 1.11 (Fator 7). Porém, o critério de Kaiser tende a reter um número elevado de fatores, 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 quatro fatores. O método CP 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% e 8.2%, respetivamente. No primeiro fator, sete itens apresentavam cargas fatoriais superiores a .35, oito no segundo, nove no terceiro e seis 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. 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 a) cálculo da média de correlações entre o item Xi e cada um dos itens que pertencem ao mesmo fator de Xi e consequente identificação dos itens com média de correlações mais baixa dentro de cada fator; b) cálculo da média de correlações entre o item Xi e os itens dos fatores a que Xi não pertence e decorrente identificação dos itens com média de correlações mais elevadas com os itens de outros fatores; e c) 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).

Estudos de validade interna: Análise fatorial exploratória (AFE) e análise fatorial confirmatória (AFC)

Para se realizar a AFE do conjunto reduzido/depurado de itens, uma vez verificados os critérios de adequabilidade dos dados para esse efeito ($KMO = .87$; $\chi^2(120) = 1988.64$, $p = .00$), 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 seguintes valores próprios: 5.09 (Fator 1), 3.11 (Fator 2), e 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 3).

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 3).

O Fator 1 (Espiritual/Universal) 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 (Intra/Interpessoal) reúne itens das outras duas dimensões teoricamente previstas – interpessoal (itens 1, 25 e 26) e intrapsíquica (itens 6, 9, 10, 14, 31 e 34). Este 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). 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.

Quadro 3.

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

Item EC	Fator		
	I	II	h^2
1. Reajo de forma exagerada446	.214
4. O meu espírito está ligado ao espírito de Deus854	-.053	.735
6. Sinto-me culpado ...	-.180	.700	.661
9. Sei que tenho recursos para resolver os problemas076	.442	.653
10. Aceito o meu passado	.118	.515	.516
14. Culpo-me594	.606
15. Relaciono-me com Deus	.905		.822
19. Aprecio o mistério da Vida ... parte de mim	.908		.828
21. Aprecio o mistério da Vida ... maior do que eu	.814	-.080	.668
22. Tenho uma imagem positiva de Deus	.859	.097	.754
25. Sinto-me tenso	-.071	.447	.206
26. ... ser culpa minha se alguém não está feliz		.694	.482
31. Estou em conflito comigo107	.734	.581
34. Duvido de mim118	.599	.375
37. Confio na bondade de Deus907	.124	.841
38. Há uma força vital625	.135	.415
% Variância total explicada	31.681	19.601	

Nota. Cargas fatoriais (*loadings*) $\geq .35$ assinaladas a negrito. $N = 254$.

Para obtermos as estatísticas de ajustamento para os resultados da análise fatorial exploratória, realizámos uma AFC do modelo resultante dos passos anteriores: 2 fatores relacionados entre si – Fator 1 (Espiritual/ Universal - itens 4, 15, 19, 21, 22, 37 e 38) e Fator 2 (Intra/Interpessoal - 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 χ^2/df é inferior a 5, os índices de CFI e GFI são superiores a .90 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).

Associação entre subescalas

As duas subescalas não se encontram relacionadas de forma estatisticamente significativa ($r = .05$, *ns*), levando-nos a considerar que na sua versão portuguesa a CS é composta por duas subescalas independentes (Espiritual/Universal e Intra/Interpessoal).

Estudo de validade convergente

Utilizaram-se duas medidas de validade convergente – SCORE-15 e QOL. Verificou-se que apenas o Fator 2 (Intra/Interpessoal) se apresenta associado, de forma estatisticamente significativa, ao SCORE-15, através de uma correlação fraca negativa com o SCORE-15 (pontuação total) ($r = -.27$, $p < .05$) (Pestana & Gageiro, 2008). Estes resultados estão de acordo com o esperado no que respeita à associação entre o SCORE-15 e o Fator 2 (Intra-Interpessoal), 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. Em termos do QOL (pontuação total), seria esperada, atendendo aos estudos originais (Lee, 2002b), uma associação estatisticamente significativa positiva que não se verificou. Assim parece que, na presente amostra, a congruência não se relaciona com a perceção da qualidade de vida familiar dos participantes.

Estudos de precisão: Análise dos itens, consistência interna

O primeiro fator apresenta uma consistência interna muito boa ($\alpha = .93$) e o segundo razoável ($\alpha = .75$) (Pestana & Gageiro, 2008). 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.

Estudo da CS numa amostra de jogadores patológicos

A versão portuguesa da CS e as medidas de validade convergente (SCORE-15 e QOL) foram posteriormente aplicadas a uma amostra de jogadores patológicos (dependentes de jogo a dinheiro), oriundos de uma população não clínica (Cunha, Portugal, Major, Carvalho, & Relvas, submetido para publicação). Utilizou-se o método de recrutamento bola-de-neve, presencialmente e *online*. A maioria foi recrutada presencialmente ($n = 22$, 68.8%). Dos 32 participantes, 20 eram do sexo masculino (62.5%) e 12 do sexo feminino (37.5%). A média de idades foi igual a 32.30 anos ($DP = 11.20$), a maioria dos sujeitos não eram casados (solteiros, divorciados ou viúvos) ($n = 25$, 78.1%), tinham o ensino secundário completo ou licenciatura ($n = 21$, 65.6%), mais de um terço eram estudantes ($n = 13$, 40.6%) e residiam em áreas predominantemente urbanas ($n = 26$, 81.3%).

A AFC revelou índices de ajustamento pouco adequados - $\chi^2 = 138.360$ ($p = .008$), $\chi^2/df = 1.370$, $CFI = .839$, $GFI = .699$, $RMSEA: .109$ (Lo = $.58$, Hi = 1.52) - uma vez que apesar de χ^2/df ser inferior a 5, os índices de CFI e GFI são inferiores a $.90$ e $RMSEA$ é ligeiramente superior a $.10$ (Byrne, 2001; Maroco, 2010). No entanto, estes valores devem ser relativizados dado o reduzido tamanho da amostra ($N = 32$) e a tendência para alguns dos índices referidos aumentarem com o tamanho da mesma (Maroco, 2010).

Em termos de validade convergente não se verificaram quaisquer associações, estatisticamente significativas, entre a CS (e suas dimensões) e as duas medidas de validade convergente (QOL e SCORE-15) ($p > .05$). Portanto, nesta amostra de jogadores patológicos a congruência não se relaciona com a qualidade de vida, nem com as dificuldades familiares.

Quanto à consistência interna, o primeiro fator apresenta uma consistência interna muito boa ($\alpha = .93$) e o segundo insatisfatória ($\alpha = .59$)

(Pestana & Gageiro, 2008). A correlação item-total indica uma adequada capacidade discriminante da maioria dos itens ($> .30$) (Wilmut, 1975), excetuando os itens 9, 10, 14, 26. Este índice de discriminação varia entre $.46$ e $.85$ no primeiro fator e entre $-.11$ e $.56$ no segundo. As duas subescalas não se encontram relacionadas de forma estatisticamente significativa ($r = .17$, *ns*), reiterando a independência das duas subescalas.

3. Aplicação

Como aplicar, cotar e interpretar?

O material necessário para a aplicação da CS é apenas a versão em papel do questionário e uma caneta. A aplicação da CS requer que o sujeito cote cada um dos 16 itens no que diz respeito aos seus pensamentos e sentimentos acerca da sua relação com a vida, consigo próprio e com os outros. Os itens são cotados numa escala de tipo *Likert*, de 1 (Discordo fortemente) a 7 (Concordo fortemente), com base na experiência da semana passada, incluindo o dia do preenchimento. O cálculo do resultado total e respetivas subescalas implica a inversão da cotação de diversos itens, mais concretamente os itens 1, 3, 6, 11, 12, 13 e 14. Posteriormente, os itens abrangidos por cada subescala (ou totalidade) são somados.

O estudo que aqui se apresenta permitiu calcular os primeiros valores de referência. Assim, apresentam-se no Quadro 4 as médias e desvios-padrão para o resultado total da CS e das suas respetivas duas subescalas para a totalidade da amostra e considerando o sexo dos respondentes.

Quadro 4.
Valores de referência CS: Amostra total e por sexo

Resultados CS	Amostra Total ($N = 254$)		Sexo Masculino ($n = 98$)		Sexo Feminino ($n = 156$)	
	M	DP	M	DP	M	DP
Fator 1 (Universal/Espiritual)	39.30	10.34	39.98	10.58	39.51	10.21
Fator 2 (Intra/Interpessoal)	50.46	8.46	52.54	7.25	49.15	8.91
Total CS	78.41	10.36	80.51	9.14	77.10	10.88

Passando para a interpretação dos resultados quer total, quer das duas subescalas, podemos inferir que quanto maiores forem os resultados da escala total e das subescalas maior será a congruência, ou seja, mais adaptativa será a relação que o indivíduo estabelece com a vida (dimensão Espiritual/Universal), consigo próprio e com os outros (dimensão Intra/Interpessoal).

4. Vantagens, limitações e estudos futuros

A versão portuguesa da CS constitui uma medida de congruência válida e fiável, enriquecedora do leque de instrumentos de avaliação, disponíveis em Portugal (para a população geral). Permite avaliar o funcionamento global do indivíduo, numa perspetiva relacional (com a vida, o próprio e os outros) 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 considerar na prática clínica e científica, por exemplo, como medida dos resultados terapêuticos, sobretudo quando o processo terapêutico apresenta um alinhamento com os princípios do Modelo de Satir (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). As limitações deste estudo de adaptação da CS prendem-se, sobretudo, com as características da amostra (amostra não probabilística de conveniência e não estratificada e de dimensão relativamente reduzida). Para além destas, o estudo da CS realizado numa amostra de jogadores patológicos, revelou resultados pouco satisfatórios, sugerindo a necessidade de se realizarem outros estudos com amostras de jogadores patológicos, de maior dimensão, averiguando a necessidade de adaptação da estrutura fatorial da escala.

Futuramente será importante desenvolver estudos que analisem a influência de diferentes religiões na avaliação da congruência através da CS, em particular no que respeita à dimensão Espiritual/Universal. Pode igualmente ser útil analisar o desempenho da CS: a) em outras populações

específicas (e.g., cônjuges de jogadores patológicos), b) em diferentes culturas, à semelhança de estudos que têm vindo a ser desenvolvidos em outros países (e.g., China), e c) como medida dos resultados terapêuticos. Poderia, ainda, constituir uma mais-valia a elaboração e estudo de novos itens para uma escala de congruência compiladora das três dimensões teoricamente apontadas, otimizando as suas características psicométricas, como por exemplo, a validade concorrente, obtendo, assim, uma ferramenta de avaliação que permita recolher mais informação acerca da congruência.

5. Bibliografia

- American Psychological Association. (2002). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. Acedido em <http://www.apa.org/ethics/code2002.html>
- Banmen, J. (2002). The Satir Model: Yesterday and today. *Contemporary Family Therapy: An International Journal*, 24, 7-22. doi:1014365304082
- 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. doi: org/10.1207/S15327574IJT0101_4
- Canavarro, M. C. (2007). Inventário de Sintomas Psicopatológicos: Uma revisão crítica dos estudos realizados em Portugal. In M. Simões, C. Machado, M. Gonçalves & L. Almeida (Eds.), *Avaliação psicológica: Instrumentos validados para a população Portuguesa* (vol. III, pp. 305-331). Coimbra: Quarteto .
- Chan, P. (1996). The application of the Satir Model of family therapy to the families in Hong Kong: A personal reflection. *Contemporary Family Therapy*, 18(4), 489-505.
- Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (1997). Stability and change in personality assessment: The Revised NEO Personality Inventory in the year 2000. *Journal of Personality Assessment*, 68, 86-94.
- Cunha, D., Portugal, A., Major, S., Carvalho, M., & Relvas, A. P. (submetido para publicação). *Pathological gambling, psychopathology and family variables in a non-clinical sample*.
- Cunha, D., Silva, J., Vilaça, A., Gonçalves, S., & Relvas, A. P. (in press). Escala de Congruência (EC): Estudos de adaptação para a população portuguesa. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*.
- Derogatis, L.R., & Spencer, P.M. (1982). *Administration and procedures: BSI. Manual I*. Baltimore, MD: Clinical Psychometric Research
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75. doi: 10.1207/s15327752jpa4901_13
- Duhl, B. (1989). Virginia Satir: In memoriam. *Journal of Marital and Family Therapy*, 15(2), 109-110.
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31,18-33. Acedido em <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. doi: 10.1186/1471-2288-10-13
- Haber, R. (2002). Virginia Satir: An integrated, humanistic approach. *Contemporary Family Therapy*, *24*(1), 23-34.
- 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. doi: 10.1002/(SICI)1099-0879(199612)3:4<249::AID-CPP106>3.0.CO;2-S
- Lambert, M., Okiishi, J., Finch, A., & Johnson, L. (1998). Outcome assessment: From conceptualization to implementation. *Professional Psychology: Research and Practice*, *29*, 63-70. doi:10.1037//0735-7028.29.1.63
- Lee, B. K. (2001). *The religious significance of the Satir Model: Philosophical, ritual, and empirical perspectives* (Doctoral dissertation, University of de Ottawa, Canada). Acedido em 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. doi:1014321621829
- Lee, B. K. (2002b). Development of a Congruence Scale based on the Satir Model. *Contemporary Family Therapy: An International Journal*, *24*, 217-239. doi:1014390009534
- Lee, B. K. (2009). Congruence couple therapy for pathological gambling. *International Journal of Mental Health and Addiction*, *7*, 45-67. doi: 10.1007/s11469-007-9137-x
- Lima, M., & Simões, A. (2006). Inventário de Personalidade NEO revisto (NEOPI- R). In M. Gonçalves, L. Almeida, M. Simões, & C. Machado (Eds.), *Avaliação psicológica: Instrumentos validados para a população Portuguesa* (pp. 15-32). Coimbra: Quarteto.
- Maroco, J. (2010). *Análise de equações estruturais*. Lisboa: Escolar.
- Meir, E. I., & Gati, I. (1981). Guidelines for item selection in inventories yielding score profiles. *Educational and Psychological Measurement*, *41*(4), 1011-1016. doi: 10.1177/001316448104100409
- Pestana, M. H., & Gageiro, J. (2008). *Análise de dados para ciências sociais - A complementaridade do SPSS* (5ª ed.). Lisboa: Sílabo.
- Rogers, C. (1985). *Tornar-se Pessoa* (7ª ed.). Lisboa: Moraes.
- 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*. 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.)*. Dissertação de Doutoramento (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.
- Tam, E. (2006). Satir Model of family therapy and spiritual direction. *Pastoral Psychology*, *54*(3), 275-287. doi: 10.1007/s11089-006-6327-6
- Tinsley, A., & Tinsley, J. (1987). Uses of factor analysis in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology*, *34*, 414-424. doi: 10.1037//0022-0167.34.4.414

- Vilaça, M., Silva, J., & Relvas, A. P. (*in press*). Systemic Clinical Outcome Routine Evaluation (SCORE-15). In Relvas, A. P., & Major, S. (Coords.), *Avaliação familiar: Funcionamento e intervenção* (Vol. I). 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. doi:10.1097/ALN.0b013e318197a16d