



Inventário de Inteligência Espiritual de King: estudo psicométrico da versão Portuguesa

King Spiritual Intelligence Self-Report Inventory: psychometric study for the Portuguese version

José Pacheco Miguel*, José Tomás da Silva*, Teresa Sousa Machado*

* Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação – Universidade de Coimbra – Portugal

Resumo

Apresentam-se os resultados do estudo exploratório para adaptação à população portuguesa de uma medida da inteligência espiritual (Spiritual Intelligence Self-Report Inventory), baseada no modelo multidimensional (pensamento crítico existencial, atribuição de sentido pessoal, consciência transcendental e expansão do estado consciente) de King. A versão portuguesa replica a estrutura factorial do inventário original, com bons índices de fidelidade nas quatro subescalas. Análises de correlação com medidas de bem estar subjectivo, pensamento existencial e perspectiva temporal de futuro proporcionam evidências de validade de construto e de critério. Os resultados validam a versão portuguesa da medida e o modelo de inteligência espiritual de King.

Palavras-chave: inteligência espiritual, fidelidade, validade

Abstract

Authors present the results of the exploratory study aiming the adaptation of a measure of spiritual intelligence to the Portuguese population (Spiritual Intelligence Self-Report Inventory), based on the multidimensional model (critical existential thinking, personal meaning production, transcendental awareness and conscious state expansion) proposed by King. The Portuguese version replicates the factorial structure of the original inventory, with good reliability diagnoses concerning each of the four subscales. Correlational analyses with measures of future-time perspective, subjective well-being and existential thinking support construct and criterion-related validity. Findings validate the Portuguese version of the measure and the model of spiritual intelligence proposed by King.

Keywords: spiritual intelligence, reliability, validity

Com o propósito de superar as limitações apontadas pelos teóricos da inteligência à noção de inteligência espiritual (Gardner, 2000) King propõe um modelo em que a define, em conformidade com os principais critérios psicológicos do construto (Gardner, 1983; Sternberg, 1997), como um conjunto de capacidades mentais que contribuem para a consciencialização, integração e aplicação adaptativa dos aspectos imateriais e transcendentais da vida (King, 2008). Para o efeito propôs quatro componentes principais: (1) a capacidade de se envolver em pensamento crítico existencial, (2) a capacidade de atribuir sentido e propósito a todas as experiências físicas e mentais, (3) a capacidade de

perceber as dimensões transcendentais do self, dos outros e do mundo físico (e.g., self transcendente, imaterialismo, holismo, interligação), e (4) a capacidade de entrar em estados expandidos ou espirituais de consciência por vontade própria (King, 2008; King & DeCicco, 2009). Este modelo baseia-se numa definição de espiritualidade que, apesar de relacionada, é distinta de religiosidade (King, Speck, & Thomas, 2001), de modo a não limitar a aplicação universal do construto e a delinear-lo a partir de formas preferidas de comportamento. Com base neste modelo, o autor desenvolveu uma medida de auto-relato, o Spiritual Intelligence Self-Report Inventory (SISRI-24), cujo estudo psicométrico (dimensionalidade e fidelidade) resultou em evidência confirmatória do modelo de quatro factores com amostras de alunos universitários (King, 2008; King & DeCicco, 2009). As intercorrelações estatisticamente significativas entre as subescalas, com valores moderadamente elevados, e destas com medidas adicionais de sentido, auto-interpretação metapessoal, misticismo, religiosidade e desejabilidade social são evidências que suportam a validade de construto e a validade de critério do SISRI-24 (King, Mara, & De Cicco, 2012).

Variados estudos têm demonstrado o papel adaptativo da inteligência espiritual, particularmente na superação de crises existenciais resultantes de uma perda de sentido na vida. Perante situações potencialmente ansiógenas associadas, por exemplo, às transições de carreira (e.g., adaptação ao ensino superior, transição para o mundo do trabalho, perda de emprego), a inteligência espiritual actua como método de coping ajudando a lidar com o vazio existencial e da frustração daí resultantes (Duffy & Blustein, 2005). Níveis elevados de pensamento crítico existencial, associados à capacidade de elaboração de sentido pessoal, actuam como estratégia que facilita o enfrentamento da crise e a atribuição de sentido dentro do seu quadro de referência, prevenindo que muitas das crises se desenvolvam plenamente ao permitir reelaborar situações stressantes e reduzir o seu impacto negativo. A consciência transcendental, invocando uma sensação de segurança, tal como a capacidade de expansão do estado consciente, pela capacidade que tem de inibir os efeitos da ansiedade, actuam como estratégias de coping quando os recursos materiais faltam ou são inexistentes (King & DeCicco, 2009).

Método

Tendo em consideração este papel adaptativo da inteligência espiritual, e a ausência de uma medida eficaz para avaliar o construto na população portuguesa, os autores optaram por proceder à adaptação do SISRI-24. Este estudo exploratório visou avaliar as propriedades psicométricas (dimensionalidade e fidelidade) da versão portuguesa do inventário numa amostra de jovens adultos universitários. Examinaram-se ainda as relações entre a inteligência espiritual e o pensamento existencial, o bem estar subjectivo (afecto e sentido da vida), a autoestima e a perspectiva temporal de futuro.

São discutidas as implicações dos resultados para o desenvolvimento adaptativo dos jovens, bem como as principais limitações do estudo, incluindo a natureza de auto-relato das medidas utilizadas, propondo-se futuras linhas de investigação.

Participantes

Participaram no estudo 200 alunos da Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra. A amostra, não probabilística, tinha uma média de idades de 19.61 ($DP = 1.94$) anos e incluía 13% ($n = 26$) de alunos e 87% ($n = 174$), maioritariamente (82%, $n = 164$) sem histórico de insucesso académico. Não foi recolhida informação sobre a etnia por não ser uma variável relevante para os estudos realizados em Portugal (a maioria dos respondentes eram caucasianos europeus).

Instrumentos

As medidas usadas incluíram variáveis demográficas (sexo, idade, retenções escolares, nota da disciplina de filosofia no ensino secundário e habilitações académicas dos pais), o Spiritual Intelligence Self-Report Inventory, a Scale for Existential Thinking, a Positive and Negative Affect Schedule, a Rosenberg Self-Esteem Scale, a Future Time Perspective Scale e o Meaning in Life Questionnaire.

Spiritual Intelligence Self-Report Inventory (SISRI-24; King, 2008; King & DeCicco, 2009). É uma medida de auto-relato da inteligência espiritual com 24 itens. Inclui quatro subescalas: pensamento crítico existencial (PCE) (i.e., a capacidade de pensar criticamente questões existenciais como vida, morte, realidade e existência), medida por 7 itens ($\alpha = .85$); produção de sentido pessoal (PSP) (i.e., a capacidade atribuir sentido e propósito a todas as experiências físicas e mentais), medida por 5 itens ($\alpha = .84$); consciência transcendental (CT) (i.e., a capacidade de perceber as dimensões transcendentais do self, dos outros e do mundo físico), medida por 7 itens ($\alpha = .89$); e expansão do estado consciente (EEC) (i.e., a capacidade de aceder a estados expandidos ou espirituais de consciência por vontade própria), medida por 5 itens ($\alpha = .92$). As respostas aos itens variam numa escala de tipo Likert com 5 pontos entre 0 (“nada verdadeiro”) e 4 (“completamente verdadeiro”), com respostas mais elevadas a representarem níveis mais elevados do construto. É possível calcular um resultado total de inteligência espiritual, a variar entre 0 e 96, somando todos os itens. King e DeCicco (2009) obtiveram evidências que apoiam a fidelidade teste-reteste e a validade de construto e de critério do SISRI-24.

Scale for Existential Thinking (SET; Allan & Shearer, 2012). É uma medida unidimensional de auto-relato do pensamento existencial incluindo 11 itens ($\alpha = .93$) cuja soma permite calcular um resultado global a variar entre 11 e 55. Os participantes avaliam a frequência com que se envolvem em vários comportamentos de pensamento existencial numa escala com 6 pontos que variam entre 1 (“não ou raramente”) e 5 (“sempre”); o último ponto de ancoragem considera a situação “não sei”. A escala possui bons indicadores de validade construto e de validade de critério.

Positive and Negative Affect Schedule (PANAS; Watson, Clark, & Tellegen, 1988). É uma medida de auto-relato com duas subescalas que proporcionam duas medidas breves de afecto positivo ($\alpha = .87$) e de afecto negativo ($\alpha = .87$). Os itens consistem em adjectivos que representam estados de humor relacionados com afectos positivos/negativos. Os respondentes assinalam em que medida têm sentido cada emoção durante um período de tempo específico (“últimas semanas”) usando uma escala de tipo Likert com 5 pontos de ancoragem variando entre 1 (“minimamente”) e 5 (“totalmente”). Calcula-se um valor por subescala, somando os respectivos itens, que varia entre 10 e 50. A PANAS apresenta indicadores adequados de validade de construto e de validade de critério.

Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES; Rosenberg, 1965). É uma medida unidimensional composta por 10 itens que consistem em afirmações de autoestima e autoaceitação a que os participantes respondem com base numa escala de tipo Likert com 4 pontos que variam entre 1 (“discordo muito”) e 4 (“concordo muito”). Metade dos itens têm formulação negativa, requerendo que as respostas sejam revertidas antes do cálculo do valor global da escala que pode variar entre 10 e 44; valores elevados correspondem a níveis elevados do construto. Os valores de fidelidade têm-se revelado consistentemente superiores a .85.

Future Time Perspective Scale (FTPS; Husman & Shell, 2008). É uma medida de auto-relato que visa medir aspectos relacionados com a perspectiva temporal global, através de 27 itens que se repartem em quatro subescalas: instrumentalidade, medida por 12 itens, dos quais 8 com formulação negativa ($\alpha = .82$); valência, medida por 7 itens, 1 dos quais em formulação negativa ($\alpha = .72$); velocidade, medida com 3 itens, todos eles negativamente formulados ($\alpha = .72$); extensão, medida com 5 itens, dos quais 3 com formulação negativa ($\alpha = .74$). A escala possui indicadores adequados de validade de construto e de validade divergente.

Meaning in Life Questionnaire (MLQ; Steger, Frazier, Oishi, & Kaler, 2006). É uma medida de auto-relato do significado pessoal com 10 itens. Inclui duas subescalas: presença, medida com 5 itens, um dos quais formulado negativamente ($\alpha = .86$); procura, avaliada com 5 itens ($\alpha = .87$). As respostas aos itens variam numa escala de tipo Likert com 7 pontos, entre 1 (“absolutamente falso”) e 7 (“absolutamente verdadeiro”); valores elevados nas duas subescalas representam níveis elevados de presença ou de procura de sentido para a vida. Os autores obtiveram evidências de adequada estabilidade temporal, bem como bons indicadores de validade convergente e de validade discriminante nas duas subescalas.

Procedimento

O estudo foi realizado durante o segundo semestre do presente ano lectivo, em contexto de sala de aula, com uma duração aproximada de 25 minutos. Assegurou-se o consentimento informado dos participantes, tendo sido garantida a confidencialidade e o direito de abandono a qualquer momento sem penalização.

Resultados

Propriedades do SISRI-24. Começaram por se analisar as estatísticas descritivas e as distribuições das respostas aos 24 itens da versão portuguesa. A ausência de desvios à simetria e à curtose fez com que todos os itens fossem mantidos. O alfa de Cronbach, valendo .89, sugere uma boa consistência interna (Nunnally & Bernstein, 1995). A intercorrelação dos itens, com um valor médio de .25 pertencendo ao intervalo de valores [.15 - .50] sugeridos por Clark e Watson (1995), confirma-o. As subescalas individuais também possuem bons valores de consistência interna, variando entre um mínimo de .87 (CT) e um máximo de .89 (PCE), com o valor intervalar de .88 nas subescalas EEC e PSP.

Análise factorial exploratória. Todas as respostas aos 24 itens do SISRI foram submetidas a uma análise de componentes principais (ACP) com rotação Varimax normalizada, usando o software estatístico Factor, versão 10.3 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2015), a partir da matriz de correlações policóricas (KMO = .87, $p < .001$). O critério principal usado na determinação do número de dimensões a reter foi de natureza teórica (Worthington & Whittaker, 2006), complementado pelo critério de Kaiser (1974) com implementação do procedimento da análise paralela (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011).

A Tabela 1 apresenta a matriz factorial após a rotação ortogonal, as cargas factoriais dos itens do SISRI-24 e suas comunalidades nos componentes correspondentes, os eigenvalues, a percentagem de variância explicada por cada um deles e a respectiva estimativa de fidelidade. O componente 1 (C1), agregando os itens 2, 6 10, 14, 18 e 20, corresponde ao factor III que os autores definem como CT; o componente 2 (C2), agregando os itens 4, 8, 12, 16 e 24, corresponde ao factor IV que os autores definem como EEC; o componente 3 (C3), ao agregar os itens 1, 3, 9, e 17, corresponde ao factor I que os autores definem como PCE; por fim, o componente 4 que agrega os itens 7, 11, 15, 19 e 23, replica o factor II original do SISRI-24. Em termos conceptuais, todos os itens saturam na mesma dimensão teórica de origem, excepção feita a quatro deles. Os itens 5 e 21 que na versão portuguesa integram a componente 2, deveriam saturar no C3 (factor I); de igual modo, também o item 22 que os acompanha na versão portuguesa seria de esperar que saturasse, neste caso, no C1 (factor III). Já o item 13 que satura neste componente era esperado que o fizesse no C3 (factor 1). Estes itens, com excepção do 5, apresentam saturações cruzadas, quer no componente teoricamente esperado (item 13 e item 22), quer num outro conceptualmente diferente (item 21). Globalmente, a solução factorial explica 53.0% da variância existente no dados, com a CT e a EEC a explicarem a maior parte dessa variabilidade em detrimento do PCE e da PSP.

Tabela 1.

SISRI-24: Matriz rodada (Varimax normalizada)

Item	C1	C2	C3	C4	h^2
1			0.817		0.674
2	0.542				0.552
3			0.854		0.682
4		0.593			0.540
5		0.548			0.303
6	0.936			-0.339	0.683
7				0.612	0.463
8		0.768			0.511
9			0.631		0.514
10	0.521				0.401
11				0.781	0.596
12		0.731			0.571
13	0.408		0.338		0.487
14	0.640				0.637
15				0.717	0.497
16		0.571			0.483
17			0.763		0.609
18	0.458				0.585
19				0.880	0.642
20	0.473				0.448
21	0.326	0.346			0.246
22	0.315	0.342			0.419
23				0.711	0.562
24		0.767			0.636
λ	7.125	2.441	1.617	1.557	
%	29.69	10.17	6.74	6.49	
α	0.87	0.88	0.89	0.88	

Validade do SISRI-24. Apresentam-se na Tabela 2 todas as correlações bivariadas da inteligência espiritual (IE) e suas subescalas com as restantes medidas usadas para avaliar os sujeitos. Em relação à SET observaram-se correlações estatisticamente significantes, elevada com o resultado total de inteligência espiritual (IE) e moderadas com as restantes subescalas do inventário, à excepção da PSP. Esta foi a subescala que apresentou a correlação mais baixa, embora ainda significativa, $r = .34$ ($p < .01$).

A subescala de afecto positivo (PANAS) correlacionou a um nível estatisticamente significativo, mas baixo, com a IE total. Foram observadas correlações significantes fracas a moderadas com as subescalas do SISRI-24. Em particular, a PSP foi a única subescala com correlação moderada e significativamente, $r = .43$ ($p < .01$). O PCE não correlacionou significativamente com esta subescala da PANAS. Em completo contraste, a subescala de afecto negativo não correlacionou de forma significativa com a IE total, bem como com as subescalas PSP e EEC. Fê-lo apenas, ainda que muito fraca, com o PCE e com a CT.

A autoestima (RSES) não correlacionou de forma significativa, nem com a IE total, nem com a respectiva subescala EEC. Foram contudo observadas correlações significantes e fracas com as subescalas PCE e CT. A subescala PSP foi única que apresentou correlação de forma moderada e significativa ($r = .37$, $p < .01$).

Tabela 2.
Correlações bivariadas entre medidas de validade e o SISRI-24 total (IE) e subescalas (PCE, PSP, CT e EEC)

Medida: Variável	IE	PCE	PSP	CT	EEC
SET	.65**	.56**	.34**	.44**	.50**
PANAS: positivo	.29**	-.01	.43**	.18**	.25**
PANAS: negativo	.01	.16*	-.07	-.12*	.05
RSES	.09	-.20**	.37**	.13*	.03
FTPS: instrumental	-.03	-.03	.09	.03	-.13*
FTPS: valência	.10	.20**	-.03	-.02	.12*
FTPS: velocidade	.04	-.07	.05	.07	.07
FTPS: extensão	.15*	.08	.15*	.09	.16*
MLQ: presença	.22**	-.12*	.51**	.10	.20**
MLQ: procura	.25**	.30**	.06	.19**	.14*

* $p < .05$; ** $p < .01$

Em relação à PTF, só a subescala extensão correlaciona de forma significativa, mas muito fraca, com a IE total. Este foi padrão foi comum às poucas relações significantes registadas entre as subescalas dos dois instrumentos. A instrumentalidade e a valência estão assim relacionadas com a EEC, embora no primeiro dos casos de forma inversa; a valência revelou estar igualmente relacionada com o PCE, por sinal de todas as correlações fracas foi a mais robusta ($r = .20, p < .01$). A subescala extensão só revelou correlação com o PSP e a EEC. Finalmente, a subescala velocidade não revelou qualquer tipo de relação com as dimensões do SISRI-24.

Verificaram-se correlações fracas, mas significantes, da IE total com as duas dimensões do MLQ, presença ($r = .22, p < .01$) e procura de sentido na vida ($r = .25, p < .01$). No caso da subescala presença, registaram-se ainda correlações significantes, fraca com a EEC ($r = .20, p < .01$) e muito fraca e negativa com o PCE ($r = -.12, p < .01$). A CT não correlacionou significativamente com a presença de sentido. Em completo contraste, a PSP correlacionou significativa e moderadamente $r = .51 (p < .01)$. Quanto à escala procura de sentido, foram observadas correlações significantes mas muito fracas com a CT ($r = .19, p < .01$) e com a EEC ($r = .14, p < .01$) e fraca com o PCE ($r = .39, p < .01$). Esta subescala do MLQ não correlacionou de forma significativa com a PSP.

Com base nas relações significantes do SISRI-24 e das suas subescalas com as restantes medidas utilizadas para avaliar os sujeitos, calculou-se uma regressão múltipla simultânea para estimar a inteligência espiritual (IE) a partir do pensamento existencial, do bem estar subjectivo (afecto positivo, presença e procura de sentido na vida), da extensão (PTF) e do rendimento em filosofia durante o ensino secundário (média final). Este modelo explica significativamente 46.5% da IE [$F_{(6,190)} = 27.55, p < .001$], embora só o pensamento existencial ($\beta = .745, p < .001$) e a procura de sentido na vida ($\beta = .137, p = .018$) contribuem para tal.

Intercorrelações das subescalas do SISRI-24. Segundo os teóricos da inteligência, o construto deverá compor-se de capacidades moderadamente interrelacionadas (Gardner, 1983; Sternberg, 1997). Com o propósito de averiguar a adesão da versão portuguesa do modelo a este critério,

foram calculadas as intercorrelações das subescalas do SISRI-24 (Tabela 3). Apesar de todas as subescalas se correlacionarem de forma significativa, apenas metade possui magnitude que cumpre com o critério.

Tabela 3.
Intercorrelações da subescalas do SISRI-24

	PCE	PSP	CT	EEC
PCE	---			
PSP	.20**	---		
CT	.35**	.38**	---	
EEC	.43**	.43**	.54**	---

** $p < .01$

Discussão

Os 24 itens versão portuguesa do SISRI revelaram uma consistência interna elevada, e muito próxima do valor da escala original, sugerindo que estes se interrelacionam e combinam para medir um único construto. As subescalas individuais também revelaram valores de fidelidade alfa igualmente elevados que, embora inferior ao original no caso da EEC, iguala o valor original no caso da CT, chegando mesmo a superar os desempenhos originais, no caso das subescalas PCE e PSP.

Globalmente, a tradução do SISRI-24 para português permitiu confirmar a estrutura factorial original, quanto ao número de dimensões identificadas e ao modo como os itens genericamente agregam em cada uma delas, indiciando que esta versão possui validade de construto. Ainda assim, quatro dos itens (3 da subescala PCE e um da subescala CT) revelaram saturações cruzadas. Uma vez que as respectivas diferenças são inferiores a .15, à excepção do item 5, os itens 13, 21 e 22 são candidatos a uma potencial remoção (Clark & Watson, 1995) desde que esta não resulte numa representação inadequada do modelo. Outra razão para legitimar esta eventual decisão resulta do facto de todos estes itens saturarem em factores teoricamente não relacionadas com a dimensão que os itens supostamente deveriam medir, o que poderá ficar a dever-se a questões de ordem cultural. A capacidade de pensar criticamente questões existenciais relativas à vida e à morte, de perceber as dimensões transcendentais do self, de entrar em estados expandidos de consciência e de lhes atribuir sentido e propósito não será indissociável, muito provavelmente, da matriz cultural. Considerando que as duas matrizes, a originária e a da versão portuguesa do SISRI-24, poderão não convergir necessariamente na forma como ambas interpretam aspectos fundamentais da espiritualidade, poderá ter acontecido que os sujeitos tenham interpretado erroneamente o conteúdo dos itens que revelaram um desempenho problemático.

A relação significativa da presença e procura de sentido na vida confirmam a validade da versão portuguesa do SISRI-24, uma vez que ambas indiciam uma capacidade de construção de sentido e propósito pessoais. Uma vez que a presença e a procura de sentido se podem considerar como um resultado desta capacidade, pode-se inferir a validade concorrente (DeVellis, 2003). Esta é também corroborada pela relação significativa desta capacidade com o pensamento existencial.

Uma das principais limitações deste estudo, não é a sua natureza exploratória, mas decorre dela por radicar as conclusões numa amostra de alunos de uma só Faculdade e que pela sua idiossincrasia privilegia o género feminino em detrimento do masculino. Uma outra limitação tem a ver com o facto de o SISRI-24 ser uma medida de auto-relato, característica que na opinião de King e DeCicco (2009) limita a capacidade da medida captar de forma directa as competências cognitivas.

O presente estudo exploratório dá boas indicações acerca da adequação das capacidades psicométricas da versão portuguesa do SISRI-24, em termos de estrutura factorial e validade, sugerindo que o modelo proposto por King (2008) é aplicável aos universitários lusos e que a medida se reveste de instrumentalidade na avaliação do nível de inteligência espiritual destes sujeitos. Assim, e após o refinamento metrológico cuja necessidade este estudo identificou, constitui propósito dos autores darem continuidade ao processo de validação desta versão do SISRI. Nesse sentido, será interessante relacionar esta medida com indicadores adicionais de construtos teoricamente relacionados com a inteligência espiritual (e.g., misticismo, orientação religiosa, altruísmo, abertura à experiência, aceitação da morte). Os autores estão também interessados em estudar a eventual relação da inteligência espiritual com a idade, agora impossível pela reduzida variabilidade da distribuição da variável neste estudo, para averiguar acerca da eventual continuidade do desenvolvimento do construto durante o início da idade adulta.

Referências

- Allan, B.A., & Shearer, C.B. (2012). The Scale for Existential Thinking. *International Journal of Transpersonal Studies*, 31(1), 21-37.
- Clark, L.A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7(3), 309-319. <http://dx.doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.309>
- DeVellis, R.F. (2003). *Scale development. Theory and applications* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: SAGE.
- Duffy, R.D., & Blustein, D.L. (2005). The relationship between spirituality religiousness, and career adaptability. *Journal of Vocational Behavior*, 67(3), 429-440. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jvb.2004.09.003>
- Gardner, H. (1983). *Frames of mind: The theory of multiple intelligences*. New York, NY: Basic Books.
- Gardner, H. (2000). A case against spiritual intelligence. *The International Journal for the Psychology of Religion*, 10(1), 27-34. http://dx.doi.org/10.1207/S15327582IJPR1001_3
- Husman, J., & Shell, D.F. (2008). Beliefs and perceptions about the future: A measurement of future time perspective. *Learning and Individual Differences*, 18(2), 166-175. <http://dx.doi.org/10.1016/j.lindif.2007.08.001>
- Kaiser, H.F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36. <http://dx.doi.org/10.1007/bf02291575>
- King, D.B. (2008). *Rethinking claims of spiritual intelligence: A definition, model, and measure*. Unpublished master's thesis, Trent University, Peterborough, ON, Canada.
- King, D.B., & DeCicco, T.L. (2009). A viable model and self-report measure of spiritual intelligence. *International Journal of Transpersonal Studies*, 28(1), 68-85.
- King, D.B., Mara, C.A., & DeCicco, T.L. (2012). Connecting spiritual and emotional intelligences: Confirming an intelligence criterion and assessing the role of empathy. *International Journal of Transpersonal Studies*, 31(1), 11-20.
- King, M., Speck, P., & Thomas, A. (2001). The royal free interview for spiritual and religious beliefs: Development and validation of a self-report version. *Psychological Medicine*, 31(6), 1015-1023. <http://dx.doi.org/10.1017/S0033291701004160>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P.J. (2015). *Factor, versão 10.3* [Software estatístico]. Tarragona: Universitat Rovira i Virgili.
- Nunnally, J.C., & Bernstein, I.J. (1995). *Teoria psicométrica* (3ª ed.). México: McGraw-Hill.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and adolescence self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press. <http://dx.doi.org/10.1037/t01038-000>
- Steger, M.F., Frazier, P., Oishi S., & Kaler, M. (2006). The Meaning in Life Questionnaire: Assessing the presence of and the search for meaning in life. *Journal of Counseling Psychology*, 53(1), 80-93. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-0167.53.1.80>
- Sternberg, R.J. (1997). The concept of intelligence and its role in lifelong learning and success. *American Psychologist*, 52(10), 1030-1037. <http://dx.doi.org/10.1037/0003-066X.52.10.1030>
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. <http://dx.doi.org/10.1037/a0023353>
- Watson, D, Clark, L.A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 6, 1063-1070. <http://dx.doi.org/10.1037/t13775-000>
- Worthington, R.L., & Whittaker, T.A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, 34, 806-838. <http://dx.doi.org/10.1177/0011000006288127>