



Escala de Pensamento Existencial: análise Rasch da versão Portuguesa

The Scale for Existential Thinking: Rasch analysis of 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

O presente estudo exploratório analisa as propriedades psicométricas da Scale for Existential Thinking (SET) numa amostra de universitários portugueses, usando a modelação Rasch. Os resultados indicam que os itens ajustam a uma estrutura latente unidimensional, pressuposto da modelação Rasch. A escala de resposta apresentou funcionamento adequado, permitindo que os parâmetros de pessoas e itens fossem estimados com elevada precisão. Análises DIF confirmaram a inexistência de diferenças nos resultados relativas ao género. Análises de correlação com medidas adicionais oferecem evidências de validade de construto e de critério. Discutem-se as limitações do estudo e as implicações psicométricas dos resultados para futuras investigações.

Palavras chave: pensamento existencial, Rasch, rating scale model, DIF

Abstract

The present study analyzes the psychometric properties of the Scale for Existential Thinking (SET) in a sample of Portuguese university students with the Rasch model. The results indicate that the items are well fitted to a latent unidimensional structure, as required by Rasch modeling. The response scale showed proper functioning; therefore, people and item parameters were estimated with high precision. DIF analyses confirmed no differences in the results concerning gender. Correlational analyses with additional measures support construct and criterion-related validity. Limitations of this study and the psychometric implications of its results are discussed, providing suggestions for future research.

Keywords: existential thinking, Rasch, rating scale model, DIF

As preocupações com as questões fundamentais da existência, tais como, o sentido da vida ou aquilo que acontece após a morte, constituem uma experiência humana universal, ao ponto da maior parte das pessoas terem crenças formadas acerca das questões existenciais. Para além disso, a capacidade transcultural de considerar as questões existenciais e de procurar sentido para a própria existência, são dimensões importantes para o funcionamento humano ideal. No entanto, uma vez que as pessoas possuem capacidades distintas de exploração e compreensão das questões existenciais, diferindo de modo considerável na forma como ponderam estas questões nucleares, a psicologia necessita de instrumentos que permitam medir o pensamento existencial e avaliar os efeitos e correlatos deste construto.

Tendo em consideração esta necessidade, e com base na investigação sobre as múltiplas formas de inteligência da qual Gardner (2004) partiu para sugerir a inteligência

existencial como um novo tipo de inteligência, Allan e Shearer (2012) propõem o construto pensamento existencial. Os autores definem este tipo de pensamento como a tendência para se envolver em preocupações fundamentais da existência e a capacidade do sujeito para realizar um processo de atribuição de sentido que o situe relativamente a estas questões existenciais. Segundo esta sua conceptualização, o pensamento existencial envolve principalmente um processo de construção de significado para atribuição de sentido à própria existência (Spinelli, 2005).

Partindo desta conceptualização, Shearer (2006) desenvolveu uma medida de auto-relato, a Scale for Existential Thinking (SET), cujo estudo psicométrico (dimensionalidade) proporcionou evidência que confirma a unidimensionalidade da medida com amostras mistas de adolescentes e adultos. Num estudo posterior, com uma amostra apenas de universitários de psicologia, Allan e Shearer (2012) confirmaram a unifatorialidade da escala e uma elevada consistência interna, esta medida com alfa de Cronbach. As correlações positivas e estatisticamente significante da SET com medidas adicionais de variáveis teoricamente afins (e.g., satisfação com a vida, procura e presença de sentido para a vida) constituem, segundo os autores, evidência confirmatória da validade convergente da escala.

Tendo em consideração as bons indicadores psicométricos desta medida de auto-relato usada para avaliar o nível de preocupação com as questões existenciais e a capacidade de lhes atribuir um sentido, bem como a ausência de uma escala eficaz para medir o construto de forma precisa na população portuguesa, optou-se por proceder à adaptação da SET. Este estudo exploratório visou avaliar as propriedades psicométricas (dimensionalidade e fidelidade) da versão portuguesa da escala numa amostra de jovens adultos universitários, no contexto da teoria de resposta ao item (TRI). Especificamente, optou-se pelo modelo de Rasch que, pelas suas propriedades métricas ideais, usa apenas as respostas dos sujeitos enquanto estatísticas suficientes para avaliar o nível de dificuldade dos itens e o nível de atributo (pensamento existencial) nos sujeitos de forma simultânea e independente (Wright & Mok, 2004).

Examinaram-se ainda as relações do pensamento existencial com variáveis teoricamente relacionadas com este construto, designadamente, a inteligência espiritual, o bem-estar subjectivo (afecto e sentido para a vida), a autoestima e a perspectiva temporal de futuro, enquanto indicadores de validade convergente.

Método

Foram realizadas análises de Rasch, com o software Winsteps (Linacre, 2011), versão 3.73.0. Especificamente, dado o formato politômico invariante de todos os itens da escala, as estimativas dos parâmetros relativos aos itens, aos sujeitos e às categorias de resposta foram calculadas com o Rating Scale Model (RSM, Wright & Masters, 1982). O RSM é uma extensão do modelo de Rasch para itens politômicos e, segundo Linacre (2002), a sua formalização matemática consiste na expressão:

$$\log [P_{nik} / P_{ni(k-1)}] = B_n - D_i - F_k$$

P_{nik} representa a probabilidade da pessoa n responder na categoria k do item i , $P_{ni(k-1)}$ é a probabilidade da pessoa n responder na categoria $k-1$ do item i , B_n é a medida da pessoa n no traço avaliado, D_i é a dificuldade do item i e F_k é a dificuldade do passo da categoria $k-1$ para a categoria k (i.e., calibração do passo); esta calibração do passo (F_k) é um limiar da escala de classificação definido como sendo a localização correspondente à equiprobabilidade de observação das categorias adjacentes $k-1$ e k .

A opção pelo RSM explica-se, para além das suas já referidas propriedades métricas que permitem que a comparação das pessoas seja independente dos itens usados para as medir e que a comparação dos itens seja invariante das pessoas utilizadas para os calibrar (objectividade específica), porque transforma os dados ordinais relativos às respostas dos sujeitos numa escala intervalar (Wright & Mok, 2004). Em termos práticos, para além de apresentar estatísticas para o ajustamento da pessoa e do item, tem a vantagem de não necessitar de amostras grandes para estimar os seus parâmetros. Para além disso, permite ainda que se consiga determinar de forma empírica a qualidade discriminativa das categorias nas escalas de resposta de tipo Likert (Bond & Fox, 2007).

A avaliação da SET com o RSM centrou-se nos aspectos da validade de conteúdo, da validade estrutural e da validade substantiva propostos por Wolfe & Smith (2007), com base no trabalho de Messick (1995).

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), a Scale for Existential Thinking, o Spiritual Intelligence Self-Report Inventory, a Positive and Negative Affect Schedule, a Rosenberg Self-Esteem Scale, a Future Time Perspective Scale e o Meaning in Life Questionnaire.

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 critério.

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 (“completa mente 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.

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 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 dois 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 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 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

As análises de Rasch proporcionam indicadores que permitem quantificar o ajustamento do modelo, estimar os parâmetros do item e da pessoa e diagnosticar o funcionamento das categorias de resposta aos itens (Fox & Jones, 1998). A Tabela 1 apresenta as estatísticas dos itens para o ajustamento (*infit* e *outfit*), a localização (D_i) e o erro padrão (*EP*) que permitem avaliar a validade de conteúdo da versão portuguesa da SET (SET-P), bem como as respectivas média (*M*) e desvio padrão (*DP*) para além dos coeficientes de validade estrutural (CE) da escala (Wolfe & Smith, 2007).

Em termos de validade de conteúdo, a Tabela 1 permite constatar que os valores médios de *infit* e *outfit* igualam ou praticamente coincidem com o valor esperado de 1.0 que indica um ajustamento perfeito dos itens; todos os 11 itens da escala revelam valores individuais dentro do intervalo [.5 – 1.5] que Wright e Linacre (1994) estipulam como produtivo para a medida, facto que indicia a inexistência de itens redundantes e a existência de homogeneidade entre os itens da SET-P. Este indicador da unidimensionalidade é confirmado por outros estimadores da modelação Rasch, com o fim de analisar o contributo dos itens na definição de um construto central para a estrutura interna da escala. De facto, as correlações ponto-medida (r_{pm}), similares às correlações item-total da teoria clássica dos testes (TCT), com valores entre .56 e .79 sugerem a inexistência de ruído não modelado ou de dependência nos dados (Linacre, 2011), permitindo concluir que cada um dos itens contribui para definir um mesmo construto comum (e.g., pensamento existencial);

para além disso, os valores de erro-padrão dos itens, entre .08 e .09, também indicam que a fidelidade dos itens é elevada. De facto, o valor de *item separation reliability* (.98), excelente (Fisher, 2007), permite concluir que os itens da SET-P foram medidos com elevada precisão.

Tabela 1.

Propriedades psicométricas da SET-P

Item	MNSQ		D_i	EP	r_{pm}	CE
	Infit	Outfit				
1	1.09	1.12	-.94	.09	.56	-.41
2	1.14	1.12	-.45	.08	.64	-.62
3	1.06	1.00	.37	.08	.75	.50
4	1.25	1.21	-.04	.08	.67	.35
5	.90	.90	-.75	.08	.65	-.41
6	1.40	1.31	1.00	.09	.69	.12
7	.76	.80	.61	.09	.78	.63
8	1.02	1.06	.67	.09	.77	.26
9	.86	.86	.00	.08	.76	-.38
10	.61	.63	-.33	.08	.79	-.11
11	.84	.85	-.15	.08	.76	.11
M	1.00	.99	.00	.08	---	---
DP	.22	.19	.58	.00	---	---

Com o propósito de averiguar a validade estrutural da escala, calculou-se a Análise de Componentes Principais (ACP) dos resíduos padronizados depois de controlar a dimensão Rasch, para determinar se os itens da escala correspondem ao construto definido (Smith, 2004). Perante a falta de consenso nos critérios indicadores de uma dimensão secundária (Chou & Wang, 2010), os autores optaram por considerar um *eigenvalue* inferior a 2.0 e uma variância explicada pelo primeiro componente dos resíduos não superior a 10% como indicadores da unidimensionalidade da SET-P (Linacre, 2011). A última coluna da Tabela 1, relativa aos coeficientes estruturais dos 11 itens da SET-P, permite constatar que 5 deles têm valores superiores ao ponto de corte (.40), sendo que apenas os itens 2 e 7 excedem ligeiramente o limiar de .60; para além disso, o primeiro componente possui um *eigenvalue* = 1.70 que representa uma variância residual de 6.7%, considerada boa segundo Fisher (2007), o que sugere que os resíduos padronizados não têm informação sistemática adicional. Uma vez que a variância explicada pela medida (57.4%) a classifica como uma dimensão de medida forte (Reckase, 1979), estes resultados indicam a unidimensionalidade da SET-P, pressuposto requerido pelo modelo de Rasch.

A validade substantiva refere-se ao diagnóstico do funcionamento empírico das categorias da escala de resposta, com o propósito de determinar se estas funcionam em conformidade com aquilo que era esperado pelo autor do instrumento quando desenvolveu os respectivos itens (Wolfe & Smith, 2007). No contexto do RSM, Linacre (2002) propôs um conjunto de critérios para determinar a eficiência das categorias de resposta: (a) distribuição uniforme das frequências das respostas pelas diferentes categorias, com um mínimo de 10 observações em cada uma; (b) progressão monotónica da medida média obser-

vada – B_n – e das calibrações dos passos – F_k – ao longo das categorias de resposta; e (c) *outfit* MNSQ, mais sensível que o *infit* a respostas não esperadas, das categorias de resposta inferior a 2.0. A Tabela 2 resume as estatísticas necessárias para avaliar em que medida as 6 categorias de resposta da SET-P cumprem com estes critérios. A sua análise permite concluir que a estrutura da escala de resposta cumpre com os critérios estipulados por Linacre (2002), uma vez que cada uma das categorias possui uma frequência observada de respostas superior a 10 e um valor de *outfit* inferior a 2.0; para além disso, as medidas médias observadas e a calibração dos passos aumentam de forma monotónica ao longo das 6 categorias de resposta.

Tabela 1.

SET: estatísticas das categorias de resposta

Categoria	Observada		MNSQ			
	f_i	%	B_n	Infit	Outfit	F_k
1	232	11	-2.35	.94	.95	---
2	549	25	-1.61	.93	.95	-2.80
3	558	25	-.88	.93	.94	-1.27
4	510	23	.00	.84	.84	-.42
5	309	14	.85	1.11	1.10	.87
6	42	2	2.11	2.07	1.65	3.62

E adequação da escala de resposta é corroborada pelo resultado da análise feita ao ajustamento das pessoas; a média e o desvio padrão para as estatísticas de ajustamento foram .99 e .67 (*infit*), respectivamente, e .99 e .66 (*outfit*), respectivamente. Uma vez que a percentagem de pessoas com *infit* e/ou *outfit* superior a 1.5, valor do limiar superior de aceitabilidade psicométrica para a modelação Rasch (Wright & Linacre, 1994), é baixa (16.0%), pode-se afirmar que o ajuste ao modelo é adequado (Fisher, 2007). De facto, para a maioria das pessoas, os parâmetros foram estimados com elevada precisão; o valor do *person separation reliability* (.89), estimador de fidelidade semelhante ao alfa de Cronbach que mede a proporção de variância da pessoa que não é explicada pelo erro de medida, confirma-o. A SET-P permite, assim, discriminar a amostra em três níveis quanto ao atributo medido.

A Figura 1 apresenta a representação conjunta pessoa-item na mesma escala métrica comum (i.e., logits). Os 11 itens da SET-P encontram-se organizados por ordem decrescente de dificuldade, operacionalizada pela quantidade do atributo medido na pessoa. Assim, o item 6 é aquele que representa a maior dificuldade de escolha, enquanto o item 1 é o mais fácil de subscrever.

É expectável que as estimativas relativas ao atributo da pessoa e à dificuldade do item se sobreponham, de forma substancial, para que o conjunto dos itens ser apropriado para a amostra de sujeitos. Sempre que a diferença entre as médias destas estimativas é inferior a 1 logit (Bond & Fox, 2007), significa que a informação contida nos itens permite discriminar as pessoas de forma muito precisa no construto que o instrumento se propõe medir. No caso do presente estudo, o valor dessa diferença (-.71) sugere um nível de pensamento existencial médio baixo, o que explica que a maior parte dos sujeitos se esteja abaixo do ponto da variável em que os itens se situam. Em consequência,

uma vez que a média dos sujeitos no atributo é baixa (i.e., dificuldade elevada dos itens), correspondendo a indivíduos com pensamento existencial médio (± 1 logit) que tendem a coincidir com os itens da escala, estes não permitem medir com elevada precisão as pessoas com nível de pensamento existencial baixo (cf. Figura 1).

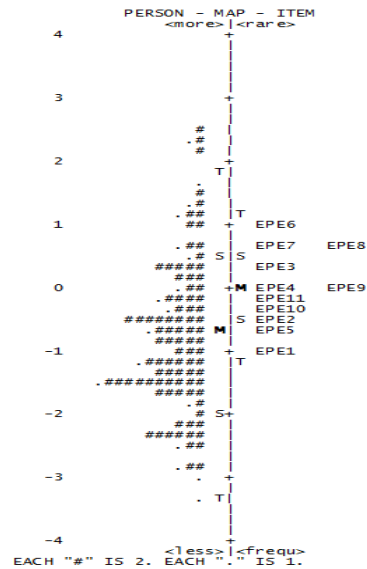


Figura 1. Representação conjunta de pessoas e itens

Foi ainda analisado o funcionamento diferencial dos itens (DIF) para avaliar a validade dos resultados da SET-P relativamente ao género. Foi calculada a diferença padronizada entre as localizações dos parâmetros masculino e feminino, depois de se terem ajustado as possíveis diferenças relativas ao sexo na distribuição do pensamento existencial; usou-se o procedimento de Bonferroni que corrigiu o nível de significância em função do número de comparações (.05/11) (Linacre, 2011). Seguindo este critério conservador, nenhum dos itens da SET-P revelou localização superior a .50, valor estipulado por Wright & Douglas (1975) como ponto de corte para o contraste DIF, nem no sexo masculino, nem no sexo feminino.

A SET-P correlacionou a um nível estatisticamente significativo com a inteligência espiritual ($r = .65$), o afecto positivo ($r = .29$), com a procura e a presença de sentido para a vida ($r = .25$ e $r = .22$, respectivamente) e com a extensão da PTF ($r = .15$).

Discussão

Globalmente, o estudo confirma que a SET-P é um instrumento válido na avaliação do pensamento existencial dos alunos do ensino superior. Os resultados validam a tese da unidimensionalidade da escala defendida pelos autores (Allan & Shearer, 2012); a utilização do modelo de Rasch, permite que os níveis de pensamento existencial das pessoas e de dificuldade com que os itens da SET-P medem este construto sejam hierarquizados num mesmo contínuo escalar. Fá-lo em ambos os casos com elevado grau de precisão, provando assim a adequação da escala de resposta com seis alternativas, e sem enviesamento quanto ao género de pertença.

A principal implicação deste estudo resulta, tal como os resultados comprovam, na demonstração da SET-P é uma medida intervalar, não ordinal. O ajustamento dos

dados ao modelo de Rasch permite criar uma escala linear (logits) para itens e pessoas que proporciona valores expressos nas mesmas unidades. Ao demonstrar-se que os itens da SET-P e a amostra usada na sua calibração são independentes, permitindo comparar a localização do atributo do sujeito na variável latente diretamente com o nível de dificuldade do item usado para medir esse atributo, confirma-se a existência de uma estrutura simples que é essencial na medição invariante (Engelhard, 2008), base para modelos de medida úteis (Rasch, 1960). A natureza intervalar da medida traduz-se em vantagens concretizadas na utilização válida de testes paramétricos, o que até aqui não era possível afirmar, justificada pela invariância da medida (pessoas/itens).

O estudo apresenta algumas limitações que importa superar numa próxima investigação, designadamente no que diz respeito à amostra que, embora reproduzisse as características demográficas da população visada, não é representativa da realidade Portuguesa. Para que os resultados possam ser generalizáveis importa que no futuro se recorra a métodos de amostragem aleatória.

Referências

- Allan, B.A., & Shearer, C.B. (2012). The Scale for Existential Thinking. *International Journal of Transpersonal Studies*, 31(1), 21-37.
- Bond, T.G., & Fox, C.M. (2007). *Applying the Rasch model. Fundamental measurement in the human sciences* (2nd ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Chou, Y.-T., & Wang, W.-C. (2010). Checking dimensionality in item response models with principal component analysis on standardized residual. *Educational and Psychological Measurement*, 70, 717-731. <http://dx.doi.org/10.1177/0013164410379322>
- Engelhard, G. (2008). Historical perspectives on invariant measurement: Guttman, Rasch, and Mokken. *Measurement*, 6, 155-189. <http://dx.doi.org/10.1080/15366360802197792>
- Fisher, W.P. Jr. (2007). Rating scale instrument quality criteria. *Rasch Measurement Transactions*, 21, p. 1095.
- Fox, C.M., & Jones, J.A. (1998). Uses of Rasch modeling in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology*, 45, 30-45. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-0167.45.1.30>
- Gardner, H. (2004). *Frames of mind: The theory of multiple intelligences*. New York, NY: Basic Books.
- 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>
- 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.
- Linacre, J.M. (2002). Optimizing rating scale category effectiveness. *Journal of Applied Measurement*, 3(1), 85-106.
- Linacre, J.M. (2011). *Winsteps Rasch measurement computer program, version 3.73.0*. [Computer program] Chicago, IL: Winsteps.com.
- Messick, S. (1995). Validity of psychological assessment: Validation of inferences from persons' responses and performances as scientific inquiry into score meaning. *American Psychologist*, 50, 741-749. <http://dx.doi.org/10.1037//0003-066x.50.9.741>
- Rasch, G. (1960). *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests*. Copenhagen: The Danish Institute of Educational Research. [Expanded edition, 1980]. Chicago: University of Chicago Press.]
- Reckase, M. (1979). Unifactor latent trait models applied to multifactor tests: results and implications. *Journal of Educational Statistics*, 4, 207-230. <http://dx.doi.org/10.2307/1164671>
- Rosenberg, M. (1965). *Society and adolescence self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press. <http://dx.doi.org/10.1037/t01038-000>
- Shearer, C.B. (2006). Development and validation of a scale for existential thinking. Unpublished manuscript. Kent State University, OH.
- Smith Jr, E.V. (2004). Detecting and evaluating the impact of multidimensionality using item fit statistics and principal component analysis of residuals. In: E.V. Smith Jr & R.M. Smith (Eds.), *Introduction to Rasch measurement* (pp. 575-600). Maple Grove, MN: JAM Press.
- Spinelli, E. (2005). *The interpreted world: An introduction to phenomenological psychology*. Thousand Oaks, CA: SAGE.
- 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>
- 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>
- Wolfe, E.W., & Smith Jr, E.V. (2007). Instrument development tools and activities for measure validation using Rasch models: Part II - Validation activities. In: E.V. Smith Jr & R.M. Smith (Eds.), *Rasch measurement: Advanced and specialized applications* (pp. 243-290). Maple Grove, MN: JAM Press.
- Wright, B.D., & Douglas, G.A. (1975). A better procedure for sample-free item analysis. *Research Memorandum*. Statistical Laboratory. Department of Education. University of Chicago.
- Wright, B.D., & Linacre, J.M. (1994). Reasonable mean-square fit values. *Rasch Measurement Transactions*, 8, p. 370.
- Wright, B.D., & Masters, G.N. (1982). *Rating scale analysis*. Chicago, IL: MESA Press.
- Wright, B.D., & Mok, M.M. (2004). An overview of the family of Rasch measurement models. In E.V. Smith Jr & R.M. Smith (Eds.), *Introduction to Rasch measurement* (pp. 1-24). Maple Grove, MN: JAM Press.