



Arquivos Brasileiros de Psicologia

ISSN: 0100-8692

arquivosbrap@psicologia.ufrj.br

Universidade Federal do Rio de Janeiro
Brasil

Flores-Mendoza, Carmen; Widaman, Keith F.; Dias Bacelar, Tatiane; Lelé, Álvaro José
Propriedades psicométricas do Raven Geral no contexto de Minas Gerais
Arquivos Brasileiros de Psicologia, vol. 66, núm. 2, 2014, pp. 1-16
Universidade Federal do Rio de Janeiro
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=229031583002>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Propriedades psicométricas do Raven Geral no contexto de Minas Geraisⁱ

Carmen Flores-Mendoza^I

Keith F. Widaman^{II}

Tatiane Dias Bacelar^{III}

Álvaro José Lelé^{IV}

Propriedades psicométricas do Raven Geral no contexto de Minas Gerais

RESUMO

Este estudo investigou os parâmetros psicométricos do teste de inteligência Matrizes Progressivas de Raven – Escala Geral para o estado de Minas Gerais. Participaram da pesquisa 1.956 pessoas, com idade entre 7 e 65 anos. A análise dos itens, por meio da Teoria de Resposta ao Item, modelo 2P, mostrou apropriados índices de dificuldade e discriminação de todos os itens, exceto o E12, o qual se mostrou extremamente difícil. A função de informação do teste indicou que o Raven foi respondido com relativa facilidade pela amostra de Minas Gerais. O efeito Flynn, ou ganhos cognitivos de geração, pode ser o fator responsável. A predição do desempenho escolar de crianças e adolescentes utilizando o teste Raven ainda é possível. Implicações para uso profissional são discutidas.

Palavras-chave: Matrizes Progressivas de Raven; Inteligência; Parâmetros psicométricos, Brasil.

Psychometric properties of the Standard Progressive Matrices in the Minas Gerais State

ABSTRACT

The psychometric parameters of the Standard Progressive Matrices of Raven (SPM) test for Minas Gerais state were investigated. 1956 people aged between 07 and 65 were the participants. The analysis of the items through the Item Response Theory, Model 2P, showed appropriate levels of difficulty and discrimination of all items except for item E12, which was extremely difficult. The test information function indicated that the SPM test was relatively easily to carry out by the sample of Minas Gerais. The Flynn effect, or cognitive gains of generation, may be the factor responsible. However, the prediction of school performance (criterion validity) using the SPM test is still possible. Implications for professional use are discussed.

Keywords: Standard Progressive Matrices; Intelligence; Psychometric properties; Brazil.

Propiedades psicométricas del Raven General en el contexto de Minas Gerais

RESUMEN

Este estudio ha investigado los parámetros psicométricos del test de inteligencia Matrices Progresivas de Raven – Escala General para el estado de Minas Gerais. Participaron de la investigación 1.956 personas, con edad entre 07 y 65 años. El análisis de los ítems utilizando la Teoría de Respuesta al Ítem, modelo 2P, mostró un buen ajuste de los índices de dificultad y discriminación de todos los ítems, excepto el ítem E12, que resultó ser extremadamente difícil. La función de información de la prueba indicó que el test de Raven fue respondido con relativa facilidad por la muestra de Minas Gerais. El efecto “Flynn”, o ganancia cognitiva de generación, puede ser el factor responsable. La predicción del desempeño escolar de los niños y adolescentes utilizando el test de Raven aún es posible. Se discuten las implicaciones para el uso profesional del test.

Palabras clave: Matrices Progresivas de Raven; Inteligencia; Parámetros psicométricos; Brasil.

Introdução

A qualificação dos procedimentos utilizados no processo de avaliação psicológica em diferentes contextos no Brasil é uma necessidade apontada por pesquisadores, psicólogos e pelo Conselho Federal de Psicologia. De modo específico, verifica-se, atualmente, uma preocupação com estudos acerca da qualidade dos parâmetros psicométricos dos testes psicológicos, tais como: evidências de validade, precisão e padronização (Conselho Federal de Psicologia, 2003; Noronha, 2003; Primi, Muniz, & Nunes, 2009; Vendramini & Wechsler, 2010).

Entre os instrumentos mais conhecidos e utilizados no contexto brasileiro, encontram-se as Matrizes Progressivas de Raven (J. C. Raven, 2008). Trata-se de um teste de avaliação da inteligência, de autoria de Jonh Carlyle Raven, o qual existe em três versões: Matrizes Progressivas Coloridas de Raven (*Coloured Progressive Matrices* – CPM), Matrizes Progressivas de Raven – Escala Avançada (*Advanced Progressive Matrices* – APM) e Matrizes Progressivas de Raven – Escala Geral (*Standard Progressive Matrices* – SPM), foco do presente estudo.

O SPM foi elaborado em 1938 para avaliar o desenvolvimento intelectual de todas as faixas etárias, desde a infância até a velhice. O referido instrumento foi publicado pela *Oxford Psychologists Press*, Inglaterra. Naquela época, observou-se que o SPM apresentou-se adequado apenas para a população em geral, mas não discriminava pessoas com desempenho intelectual inferior e/ou superior, limitação superada com a criação das outras duas escalas, o CPM e APM (J. Raven, 2000). O teste CPM foi elaborado para avaliar as habilidades intelectuais de crianças de 5 a 11 anos. E o APM foi desenvolvido para avaliar pessoas com capacidade intelectual superior à média (Bandeira, Alves, Giacomel, & Lorenzatto, 2004; J. Raven, 2000; J. C. Raven, 2008).

Precisamente, o que avalia o SPM? De acordo com o autor do instrumento, este verifica a capacidade de uma pessoa em apreender figuras sem significado, estabelecer as relações existentes entre elas, fazer inferência acerca da natureza da figura que completaria o sistema de relações implícito e o desenvolvimento de um método sistemático de raciocínio. Nesse contexto, a inteligência é compreendida como um conjunto de funções mentais integradas, o chamado fator *g* de inteligência (J. Raven, 2000; J. C. Raven, 2008).

Entretanto, há evidências empíricas de que o fator *g* e um construto conhecido como inteligência fluida (*gf*) sejam considerados como construtos conceitualmente equivalentes (Chamorro-Premuzic & Arteche, 2008; Chamorro-Premuzic, Furnham, & Moutafi, 2004). A *gf* pode ser compreendida como a capacidade do indivíduo de adquirir conhecimento, de raciocinar sobre conteúdos abstratos e de resolver problemas sem a necessidade de experiências anteriormente aprendidas. Trata-se de um tipo de inteligência influenciada fortemente por fatores biológicos, como a ação dos genes, funcionamento cerebral, nutrição, entre outros (Andrés-Pueyo, 2006; Chamorro-Premuzic & Arteche, 2008). Adicionalmente, deve-se registrar que o SPM pode ser caracterizado como um teste de competência, e não de velocidade, uma vez que não há um tempo predeterminado para sua execução. Há apenas um limite de tempo que serve como referência durante a avaliação, contribuindo para maior objetividade dos resultados; entretanto, não é fator decisivo no desempenho do teste (Almeida & Primi, 2009).

Em relação às pesquisas nacionais sobre os parâmetros psicométricos do SPM, consta no manual brasileiro o relato de um estudo desenvolvido em 1997 com 366 pessoas de empresas de prestação de serviços e instituições de ensino do Estado do Rio de Janeiro. Esse estudo objetivava analisar as diferenças entre a versão atualizada do instrumento no Brasil (ocorrida com a publicação do manual de 1998) e a versão anterior, de 1977 (J. C. Raven, 2008). Os resultados indicaram não haver diferenças significativas entre as versões do SPM. Entretanto, as informações são sucintas, e as análises são precárias. Essa consideração também foi apontada por Alves (2005).

Informa-se também no manual brasileiro (J. C. Raven, 2008) que em 2002 houve um estudo complementar com 4.021 pessoas, provenientes de processos de seleção profissional de empresas públicas e privadas do Rio de Janeiro e do processo de orientação profissional do departamento técnico do Centro Editor de Psicologia Aplicada (CEPA). A faixa etária variou de 13 a 73 anos, e a escolaridade variou desde o ensino fundamental incompleto ao ensino superior. Para a determinação dos estudos de validade e precisão do instrumento, correlacionou-se o SPM com outras medidas cognitivas administradas a 351 participantes da amostra total. Os resultados mostraram correlações positivas do SPM com Cálculo Numérico ($r = 0,63$), Vocabulário ($r = 0,58$), Percepção de Detalhes ($r = 0,63$) e com o Teste Raciocínio Abstrato ($r = 0,66$) da Bateria de Testes de Aptidão Geral II (BTAG II). Foi realizado, também, um estudo de validade pelo método da análise fatorial. Assim, os testes Cálculo Numérico, Vocabulário, Percepção de Detalhes, Série de Letras e o Raven convergiram em um único fator, explicando 67,5% da variância.

A partir da pesquisa realizada em 2002, o manual brasileiro do SPM apresenta uma tabela de percentil em função das variáveis: idade, sexo e escolaridade. A faixa etária foi dividida em três subgrupos: 13 a 22 anos, 23 a 30 anos e acima de 30 anos. Não se informa o número de participantes para cada faixa etária, nem os motivos da divisão, fato também salientado por Alves (2005). Menciona-se ainda um estudo de normatização realizado em 2003 com 30 pessoas da faixa etária de 60 a 82 anos, provenientes do serviço de atendimento psicológico do Sistema Único de Saúde do município de Petrópolis – RJ. Verificou-se que esses participantes apresentaram dificuldade para realizar as séries C, D e E. O manual conclui que o SPM é um teste muito

difícil para participantes de idade avançada, sugerindo a aplicação de outro teste de inteligência para avaliação da capacidade intelectual de idosos (J. C. Raven, 2008).

Diante do exposto, constata-se uma insuficiência de informação sobre o SPM relativa aos seus parâmetros psicométricos, e, portanto, novos estudos são necessários. A presente investigação propõe-se a apresentar a qualidade técnica do SPM no contexto de Minas Gerais.

Método

Participantes

O estudo reúne matrizes de dados de três projetos conduzidos no período de 2006 a 2009 pelo Laboratório de Avaliação das Diferenças Individuais do Departamento de Psicologia da Universidade Federal de Minas Gerais, nos quais se empregou o SPM. Os projetos possuem aprovação do comitê de ética da universidade, pareceres: 089/06, 461/06 e 263/07.

A amostra final compreendeu 1.956 indivíduos, com idade entre 7 e 65 anos ($M = 17,0$; $DP = 9,1$); 98,0% entre 8 e 50 anos de idade, sendo 52,2% mulheres; todos residentes no Estado de Minas Gerais. Com relação à escolaridade, 44,1% tinham ensino fundamental; 37,5%, ensino médio, e 18,4%, nível superior. A amostra provinha de escolas públicas e particulares. Os participantes acima de 25 anos provinham de processos seletivos ou foram contatados por meio de rede social. 80% dos participantes foram avaliados em Belo Horizonte, e 20%, no interior. Parte da amostra (42,2%) completou um questionário com itens do Critério de Classificação Econômica Brasil (CCEB), elaborado pela Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa [ABEP] (2008).

Instrumentos

Matrizes Progressivas de Raven – Escala Geral, ou *Standard Progressive Matrice* (SPM): composta por séries de matrizes ou desenhos nos quais falta uma parte. Solicita-se à pessoa marcar a alternativa que mais lhe parece adequada dentre seis ou oito opções de resposta. O teste é formado por cinco séries – A, B, C, D e E –, com 12 problemas cada uma, totalizando 60 itens, e cuja dificuldade de resolução aumenta gradualmente (J. C. Raven, 2008).

Questionário socioeconômico: utilizado para verificar a influência de variáveis socioeconômicas no desempenho do SPM. Foi empregado um questionário com base no CCEB, desenvolvido pela ABEP, que tem como referência o Levantamento Socioeconômico realizado pelo Instituto Brasileiro de Opinião Pública e Estatística (ABEP, 2008). O CCEB avalia o poder de compra de famílias urbanas brasileiras e, com isso, possibilita categorizar a população quanto à capacidade de consumo, a qual constitui uma medida *proxy* do nível socioeconômico das pessoas.

Prova PISA: utilizada para verificar indicadores de validade de critério do SPM. Foi empregada uma versão curta da prova de matemática elaborada pelo *Programme for International Student Assessment* (PISA). A versão curta foi composta de 16 questões objetivas, que mensuram a competência matemática do estudante em três categorias: a primeira se refere à habilidade para realizar operações simples, a segunda diz respeito ao estabelecimento de conexões para resolver problemas, e a

terceira consiste no raciocínio matemático voltado para a generalização e descobertas. A prova em geral exige dos alunos que façam análises e identifiquem elementos matemáticos de uma dada situação (*Organisation for Economic Co-operation and Development*, 2006).

Teste do Desempenho Escolar (TDE): utilizado também para verificar indicadores de validade de critério do SPM. O TDE avalia de forma objetiva as habilidades consideradas fundamentais para o desempenho escolar: escrita, aritmética e leitura (Stein, 1994).

Escala de Transtorno do Déficit de Atenção/Hiperatividade (ETDAH) – versão para professores: utilizada para identificar a associação SPM e variáveis comportamentais. A ETDAH avalia especificamente os sintomas primários da desatenção e da hiperatividade, assim como seus sintomas secundários mais incidentes (problemas de aprendizagem e comportamento antissocial). A ETDAH é respondida pelo professor sob a forma de escala de *Likert* de seis pontos (Benczik, 2000). Seus resultados têm a finalidade de subsidiar o diagnóstico de TDAH, mas não o define em plenitude.

Procedimentos

A administração do SPM foi realizada em pequenos grupos de até seis estudantes quando a idade era inferior a nove anos. No caso de crianças com idade igual ou maior a dez anos, até a idade universitária, as testagens foram realizadas na própria sala de aula. Em ambos os casos, os alunos foram avaliados na própria escola por duas avaliadoras. As avaliações ocorreram mediante assinatura do termo de consentimento livre e esclarecido pelos pais das crianças e adolescentes menores de 18 anos, que também foram responsáveis pelo preenchimento do questionário socioeconômico. Nos casos dos adultos, as testagens ocorreram ou em pequenos grupos ou de forma individual, após assinatura do termo de consentimento livre e esclarecido. O tempo máximo de administração do SPM em todos os casos foi de 45 minutos, sendo alcançado apenas pelos adultos, como era de se esperar.

A prova PISA foi aplicada simultaneamente em todas as séries dos escolares participantes. A simultaneidade da administração da prova visava evitar a comunicação entre eles acerca das perguntas do instrumento e a produção de viés nos resultados. Já o teste TDE foi aplicado individualmente, conforme orientações do manual. Para a escala de TDAH, o professor representante de cada turma de alunos ficou responsável por discutir com os demais professores as características de cada aluno, para então preencher o questionário. Sendo assim, existiu apenas um protocolo da escala para cada aluno que representava uma avaliação por consenso.

Resultados

Estatística descritiva e unidimensionalidade

Os escores brutos da amostra total no SPM foram submetidos ao teste *Kolmogorov-Smirnov*, para verificar a normalidade dos dados. O teste indicou não haver normalidade (estatística = 0,087; $df = 1.956$; $n.sig. = 0,000$). Observou-se negativo *skewness* (- 0,520; $EPM = 0,055$), ou seja, larga assimetria à direita. Assim como um negativo *kurtosis* (- 0,794; $EPM = 0,111$), indicando pontuações com maior agrupamento fora do centro da distribuição. A tendência à direita significava que as pessoas se concentraram nos escores superiores à média. A distribuição percentílica, com médias e desvios padrão para cada faixa etária, encontra-se na Tabela 1.

Tabela 1: Normas em percentis, médias e desvios padrão por faixa etária

Percentil	Idade												
	7-8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18 - 25	26 - 40	40 +
5	10	10	11	11	10	25	25	29	32	34	31	20	21
10	11	11	12	12	13	29	28	31	38	40	39	34	33
15	12	13	14	13	16	31	31	36	42	43	44	38	34
20	12	15	17	15	17	33	33	38	44	45	46	40	36
25	13	16	18	18	22	34	35	39	46	46	48	43	38
30	13	17	20	19	23	35	37	41	48	48	49	44	40
35	15	22	23	21	27	37	38	42	50	49	51	45	43
40	15	23	24	23	28	37	39	43	50	49	52	47	46
45	16	25	26	26	30	38	40	45	51	50	52	47	47
50	17	26	28	28	32	39	41	46	52	51	53	49	47
55	18	28	29	29	33	40	41	47	53	52	54	50	48
60	19	29	31	31	34	41	42	49	54	53	55	51	48
65	20	31	32	32	36	42	43	51	54	54	56	51	49
70	22	33	34	34	38	43	44	51	55	55	56	52	50
75	24	34	36	36	40	44	45	52	55	55	57	53	51
80	26	37	39	37	41	45	47	53	56	56	57	54	52
85	30	39	40	39	41	46	49	54	57	57	58	55	53
90	33	41	42	42	43	47	50	56	58	57	58	56	55
95	35	43	45	44	44	50	50	57	58	58	59	57	56
99	38	46	47	48	55	55	56	60	60	60	60	60	57
<i>N</i>	78	165	274	130	61	114	123	139	166	136	292	203	75
<i>Média</i>	19,1	26,0	27,3	26,1	30,1	38,6	40,0	45,0	49,6	49,6	50,8	46,3	44,0
<i>DP</i>	7,9	10,8	10,8	10,4	11,1	7,8	7,6	8,9	8,4	8,2	8,6	10,3	9,8

A unidimensionalidade do SPM foi verificada através de análise fatorial exploratória. O resultado mostrou oito fatores com *eigenvalues* acima de 1, porém o *scree test* indicou três deles como destacáveis. Esses três fatores apresentaram *eigenvalues* correspondentes a 19,7, 4,01 e 2,14, explicando 40,5% da variância, sendo o primeiro fator responsável por 32,1% da variação dos resultados. Cabe ressaltar que, quando o primeiro fator supera quatro vezes o valor do segundo fator, é muito possível que um fator de segunda ordem esteja presente (neste caso, o fator *g*).

Realizou-se então uma análise confirmatória para testar o modelo de um fator. Assume-se que os índices de ajuste de um modelo proposto devem apresentar RMSEA (*Root-Mean Square Error of Aproximation*) com valores $\leq 0,08$, assim como CFI (*Comparative Fit Index*) e TLI (*Tucker-Lewis Index*) com valores $\geq 0,90$ (Kelloway, 1995; Klen, 2000). Os resultados mostraram RMSEA de 0,041 (90% de intervalo de confiança = valores entre 0,040 a 0,042), um CFI de 0,969 e TLI de 0,968. Portanto, o teste SPM apresentou relativa unidimensionalidade e pode ser submetido a uma análise psicométrica via Teoria da Resposta ao Item (TRI).

Análise de itens

Foi efetuada a análise dos índices de dificuldade dos itens segundo a Teoria Clássica de Medida (TCM), mediante o cálculo das porcentagens de acerto para todos os itens dicotômicos. Calculou-se a diferença entre o número de acertos do quartil superior e o número de acertos do quartil inferior da amostra para cada item. Também se estimou a correlação item-escore total.

Logo, realizou-se a análise segundo a TRI a partir do modelo logístico de dois parâmetros, em que se considera a dificuldade do item, representada pela letra *b*, e a discriminação do item, representada pela letra *a*. Para tanto, empregou-se o *software* MPlus, versão 6 (Asparouhov & Muthén, 2010). Várias observações podem ser feitas a partir dessas análises.

A primeira delas se refere à distribuição dos itens nas faixas de dificuldade: I (-1,28), II (-1,29 a - 0,52), III (- 0,51 a 0,52), IV (0,53 a 1,27) e V (1,28). Segundo Pasquali (2003), as faixas de dificuldade idealmente devem conter 10% nos níveis extremos (facilidade e dificuldade), 20% nos níveis seguintes e 40% no nível médio do total de itens do instrumento. Na presente amostra, os itens se distribuíram em 22,4%, 31%, 32,8%, 5,2% e 8,6% para as faixas I, II, III, IV e V, respectivamente. Portanto, houve maior porcentagem de itens nas faixas de menor dificuldade e menor porcentagem nas faixas de maior dificuldade. Tal distribuição dos itens evidenciou a facilidade de resolução do SPM pelos participantes do estudo, conforme mostra a Tabela 2.

Tabela 2: Parâmetros psicométricos TCM e TRI do SPM

Itens	TCM			TRI		
	IDif	Correlação item-total	IDisc	Peso fatorial	a	b
A1	----	----	----	----	----	----
A2	----	----	----	----	----	----
A3	0,98	0,225	0,06	0,664	0,887	-3,119
A4	0,97	0,301	0,12	0,739	1,097	-2,502
A5	0,94	0,373	0,19	0,753	1,145	-2,120
A6	0,95	0,351	0,16	0,752	1,142	-2,236
A7	0,84	0,589	0,52	0,833	1,505	-1,201
A8	0,85	0,419	0,38	0,617	0,784	-1,667
A9	0,90	0,489	0,34	0,793	1,300	-1,645
A10	0,82	0,548	0,52	0,759	1,166	-1,211
A11	0,68	0,638	0,74	0,799	1,328	-0,599
A12	0,56	0,583	0,75	0,734	1,082	-0,220
B1	0,97	0,277	0,10	0,686	0,942	-2,762
B2	0,94	0,371	0,20	0,709	1,007	-2,200
B3	0,90	0,528	0,35	0,851	1,620	-1,514
B4	0,88	0,510	0,39	0,775	1,225	-1,493
B5	0,81	0,605	0,57	0,817	1,419	-1,073
B6	0,68	0,500	0,63	0,655	0,868	-0,717
B7	0,64	0,537	0,66	0,678	0,923	-0,539
B8	0,64	0,647	0,80	0,815	1,406	-0,437
B9	0,69	0,671	0,79	0,852	1,631	-0,592
B10	0,75	0,686	0,75	0,889	1,942	-0,751
B11	0,68	0,662	0,79	0,844	1,573	-0,553
B12	0,53	0,622	0,83	0,780	1,246	-0,105
C1	0,88	0,507	0,39	0,774	1,224	-1,516
C2	0,85	0,481	0,42	0,699	0,977	-1,481
C3	0,78	0,628	0,65	0,823	1,446	-0,945
C4	0,69	0,600	0,71	0,756	1,153	-0,656
C5	0,69	0,583	0,71	0,761	1,171	-0,644
C6	0,67	0,626	0,75	0,779	1,244	-0,569
C7	0,60	0,685	0,88	0,850	1,616	-0,305
C8	0,53	0,592	0,81	0,741	1,104	-0,117
C9	0,62	0,566	0,75	0,734	1,082	-0,408
C10	0,46	0,555	0,77	0,709	1,006	0,124
C11	0,40	0,561	0,78	0,735	1,085	0,343
C12	0,20	0,343	0,44	0,538	0,638	1,592
D1	0,91	0,468	0,33	0,789	1,283	-1,676
D2	0,79	0,667	0,69	0,896	2,019	-0,892

Continua

Continuação						
D3	0,76	0,676	0,74	0,887	1,923	-0,805
D4	0,73	0,689	0,79	0,877	1,830	-0,708
D5	0,80	0,674	0,67	0,903	2,100	-0,946
D6	0,70	0,719	0,84	0,897	2,033	-0,594
D7	0,65	0,684	0,84	0,849	1,609	-0,459
D8	0,63	0,596	0,74	0,749	1,131	-0,437
D9	0,60	0,678	0,85	0,835	1,515	-0,301
D10	0,61	0,713	0,90	0,871	1,769	-0,308
D11	0,34	0,461	0,63	0,629	0,810	0,635
D12	0,19	0,391	0,47	0,627	0,806	1,394
E1	0,61	0,693	0,87	0,850	1,612	-0,330
E2	0,56	0,658	0,85	0,816	1,411	-0,193
E3	0,51	0,673	0,89	0,843	1,566	-0,032
E4	0,43	0,664	0,89	0,866	1,735	0,191
E5	0,43	0,682	0,92	0,892	1,971	0,192
E6	0,41	0,606	0,84	0,805	1,355	0,297
E7	0,36	0,529	0,74	0,720	1,036	0,506
E8	0,31	0,582	0,78	0,831	1,495	0,606
E9	0,29	0,540	0,74	0,783	1,260	0,698
E10	0,20	0,398	0,50	0,634	0,819	1,327
E11	0,11	0,252	0,25	0,459	0,517	2,637
E12	0,13	0,122	0,15	0,201	0,205	5,612

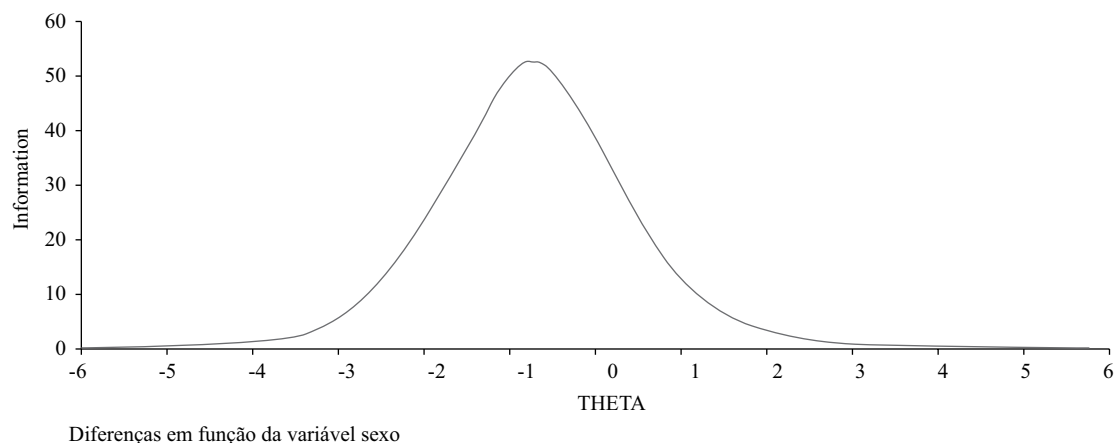
r média item-total = 0,531
Coef. Alfa Cronbach = 0,910

A segunda observação se refere à ordenação dos itens dentro de cada série. Os índices de dificuldade dos itens do SPM a partir da TCM se apresentam razoavelmente bem distribuídos. Verifica-se, a partir da Tabela 2, que em cada série os primeiros itens são mais fáceis de resolver que os últimos. Pequenas inconsistências são encontradas, mas, em geral, a estimativa do parâmetro *b* pela TRI corrobora esses resultados. As inconsistências se referem ao item A7 da série A, que tem maior dificuldade que os itens posteriores (A8 e A9). Na série B, os itens B7 e B8 têm maior dificuldade que os itens B9 e B10. Na série C, o item C9 tem menor dificuldade que os itens que o antecedem (C7 e C8). Na série D, o item D5 tem menor dificuldade que os itens que o antecedem. Na série E, todos os itens estão quase em perfeita ordem decrescente de dificuldade.

A terceira observação se refere aos itens extremos. Os itens A3 e B1 são os mais fáceis, e o item E12 é o mais difícil, alcançando um valor extremo. A quarta observação se refere ao parâmetro *a* (discriminação). Todos os itens, com exceção do último (E12), apresentaram bons índices de discriminação, bem como alto peso fatorial, o que indicou a validade dos itens.

A quinta observação se refere à consistência interna do instrumento. O coeficiente alfa e a correlação média item-total indicaram que o SPM apresentou excelente homogeneidade interna. Por último, estimou-se a Função de Informação do Teste para indicar as faixas da distribuição do *Tetha* (ou construto latente), nas quais o teste é particularmente fidedigno e para as quais ele não se apresenta desta maneira. A Figura 1 mostra que o SPM apresentou maior nível de informação (maior precisão) para os níveis *Tetha* entre -1 e 0. Portanto, o SPM tem menor nível de informação para pessoas com facilidade de raciocínio abstrato e maior nível de informação para pessoas com menor facilidade de raciocínio abstrato.

Figura 1: Função de Informação do SPM para a amostra mineira



Foi realizada uma estimativa das diferenças em função do sexo, um tema bastante discutido na literatura recente (Lynn & Irwing, 2004; Lynn & Kanazawa, 2011). Verificou-se uma pequena diferença a favor das mulheres ao nível de *Tetha*, conforme a Tabela 3.

Tabela 3: Diferenças de sexo em relação à variável latente (*Tetha*) no SPM

	Estimativa ^a	Erro padrão	Estimativa / Erro padrão	Valor - <i>p</i>
Amostra geral	0.125	0.047	2.667	0.008
Amostra 7 – 13 anos de idade	0.248	0.072	3.423	0.001
Amostra 14 – 65 anos	-0.046	0.063	-0.724	0.469

Nota. ^aO sinal positivo indica diferença a favor das mulheres e o negativo a favor dos homens

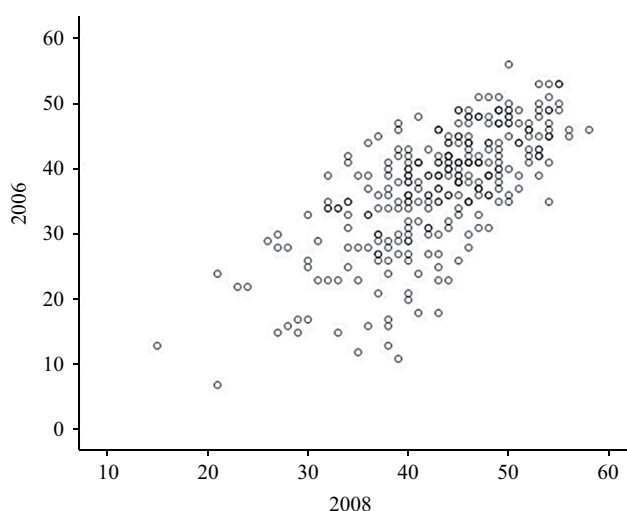
Entretanto, considerando-se que a amostra era composta de crianças a partir dos sete anos e adultos, era possível esperar um efeito de desenvolvimento em função das diferenças de maturação biológica. Esse efeito influencia o escore superior apresentado pelas mulheres durante a infância, mas a partir da adolescência, quando as mulheres alcançam o ápice de sua maturação e os homens ainda continuam a amadurecer, as diferenças cognitivas podem favorecer o sexo masculino (Lynn & Kazanawa, 2011).

Nesse sentido, a amostra geral foi dividida em dois grupos: o primeiro com dados de participantes dos 7 aos 13 anos de idade e o segundo com dados de participantes a partir dos 14 anos de idade. Verifica-se na Tabela 3 que, efetivamente, na infância as mulheres tiveram escores significativamente superiores aos dos homens. Entretanto, na idade adulta a diferença favorece ligeiramente os homens, porém não de forma significativa. Um resultado similar foi encontrado em outros estudos nacionais (Flores-Mendoza, Widaman, Rindermann, Primi, Mansur-Alves, & Pena, 2013).

Estabilidade temporal

Para estudo da estabilidade temporal do SPM, empregaram-se os dados de 305 estudantes, sendo 51,5% do sexo masculino, na faixa etária de 9 a 14 anos, que frequentavam uma escola pública em 2006 ($M = 10.9$; $DP = 1.3$), e seu desempenho no mesmo teste em 2008 ($M = 12.6$; $DP = 1.3$). A correlação obtida entre o desempenho nos dois anos foi de 0,699. Cabe esclarecer que os dados de 2008 não fizeram parte da amostra geral utilizada na análise dos itens. Evidenciou-se uma boa estabilidade do instrumento, conforme a Figura 2.

Figura 2: Scatterplot dos escores brutos de adolescentes no SPM em 2006 e 2008



Evidências de validade

A verificação da qualidade do instrumento requer um critério externo a partir do qual se possa indicar em que medida o instrumento de fato mensura o construto pretendido, isto é, avalia o propósito que guiou a construção da medida. Nesse sentido, apresentam-se dados de associação entre o desempenho no teste SPM e variáveis biológicas, sociais e comportamentais.

Variável biológica: idade

Encontrou-se associação negativa significativa entre a idade e o desempenho no SPM ($r = -0,167$), indicando que, conforme a idade aumenta, o escore no SPM declina, mas esse declínio somente ocorre na maturidade. Por exemplo, calculou-se a correlação entre o SPM e a idade, em três faixas etárias: dos 7 aos 14 anos, dos 15 aos 40 anos e dos 41 anos em diante. A correlação no primeiro grupo foi positiva ($r = 0,500$; $N = 943$), enquanto a correlação para o segundo grupo foi negativa, embora muito pequena ($r = -0,098$; $N = 936$), e aumenta significativamente para o terceiro grupo ($r = -0,141$; $N = 77$).

Variáveis sociais: desempenho escolar e nível socioeconômico

Uma amostra de 334 crianças entre 8 e 14 anos de idade ($M = 10,5$; $DP = 1,3$), matriculadas entre o quarto e o sétimo ano do ensino fundamental de uma escola pública, foi avaliada em 2006 com o Teste de Desempenho Escolar (Stein, 1994), além do SPM. As correlações parciais (controlando-se o efeito da idade) foram: 0,334 com o subtteste Escrita; 0,361 com o subtteste Aritmética; 0,261 com o subtteste de Leitura e 0,397 com o escore total do TDE. Todas as associações foram estatisticamente significativas.

Ainda em relação ao desempenho escolar de estudantes do ensino fundamental, outro estudo utilizando a prova PISA foi realizado em 2008, na mesma escola, com 147 adolescentes na faixa etária de 13 a 16 anos, cursando o oitavo ou nono ano. Verificou-se uma associação significativa entre desempenho escolar medido pela prova PISA de matemática e o SPM ($r = 0,417$; $p = 0,01$).

Em relação às variáveis socioeconômicas, foram encontradas correlações positivas e significativas entre a escolaridade do provedor da família ($r = 0,187$; $p = 0,01$) e o nível socioeconômico da família ($r = 0,216$; $p = 0,01$) com o SPM. Entretanto,

quando se controlou o efeito da inteligência medida pelo SPM, a associação entre o desempenho acadêmico e as variáveis sociais (nível socioeconômico e escolaridade do provedor) foi baixa e não significativa. Em contrapartida, quando se removeu o efeito das variáveis sociais, a associação entre inteligência e desempenho acadêmico continuou significativa ($r = 0,373$; $p = 0,01$).

Mais ainda, as notas escolares em seis disciplinas (Geografia, História, Matemática, Física, Química e Língua Portuguesa) de 313 adolescentes ($M = 16,3$; $DP = 1,14$) matriculados no ensino médio foram associadas com o desempenho no teste SPM. Para tanto, o escore fatorial extraído da análise fatorial das notas escolares foi utilizado para representar o desempenho escolar. A associação obtida entre o desempenho escolar e o SPM dos adolescentes foi significativa ($r = 0,499$; $p = 0,01$).

Variáveis comportamentais

O desempenho no SPM foi correlacionado com duas dimensões da Escala de TDAH – versão para professores, os quais avaliaram 160 adolescentes (de 13 a 16 anos de idade), do oitavo e nono ano do ensino fundamental de uma escola pública federal de Belo Horizonte. Verificou-se uma associação negativa e significativa do SPM com as subescalas hiperatividade/impulsividade ($r = -0,161$; $p = 0,05$) e déficit de atenção ($r = -0,199$; $p = 0,05$). Isso mostrava que, quanto maior era o escore no SPM dos adolescentes, menor escore em hiperatividade/impulsividade e em déficit de atenção eles apresentavam.

Comparação entre amostras de Minas Gerais e Rio de Janeiro

Finalmente, as estatísticas descritivas da amostra total informada no manual do SPM (Rio de Janeiro) foram comparadas com as do presente estudo (Minas Gerais), conforme a Tabela 4.

Tabela 4: Estatísticas descritivas das amostras de Rio de Janeiro e Minas Gerais com relação ao SPM

Amostra	Rio de Janeiro (2002)		Minas Gerais (2006-2009)	
	N	Media (DP)	N	Media (DP)
Amostra total	4021	47,1(7,4)	1250 ^a	46,5 (9,7)
Masculino	2692	47,3 (7,4)	575	46,7 (10,1)
Feminino	1329	46,8 (7,5)	675	46,4 (9,4)
13 a 22 anos	1011	48,7 (7,0)	911	46,4 (9,6)
23 a 30 anos	1924	47,0 (6,9)	146	50,8 (6,3)
Acima 31 anos	1086	45,8 (8,3)	193	44,0 (11,0)
Ensino Superior	610	47,7 (8,1)	359	51,2 (6,6)
Ensino Médio	3234	47,4 (6,8)	730	46,5 (9,4)
Ensino Fundamental	177	40,8 (11,4)	161	36,4 (9,5)
kurtosis		1,86		-0.794
skewness		-1,04		-0.520

Nota. ^a Somente participantes com idade ≥ 13 anos.

Para possibilitar a comparação entre amostras de Minas Gerais e Rio de Janeiro, utilizaram-se somente os dados de desempenho dos participantes com idade igual ou acima de 13 anos. Verificaram-se, a partir do teste *t*, diferenças significativas entre as amostras [$t(5271) = 2,013$; $p = 0,04$], a favor da amostra do Rio de Janeiro.

Constatou-se, a partir da Tabela 4, que a *kurtosis* negativa da distribuição das pontuações da amostra de Minas Gerais indicava maior porcentagem de participantes nas extremidades do que a da amostra do Rio de Janeiro. Por exemplo, considerando-se

as médias e desvios padrões, estima-se que na extremidade inferior (pontuações abaixo de 30) houve 4,5% de participantes de Minas Gerais, enquanto na amostra do Rio de Janeiro houve somente 1%. Na outra extremidade (pontuações acima de 55 pontos), havia 18,9% de participantes de Minas Gerais, enquanto na amostra do Rio de Janeiro havia 14,2%.

Em outras palavras, enquanto a média da amostra do Rio de Janeiro foi levemente superior à da amostra de Minas Gerais, há maior número de pessoas nesta última amostra concentrada nas extremidades da distribuição (mais pessoas com baixos e altos escores). Por outro lado, o valor do *skewness* da distribuição nas pontuações da amostra do Rio de Janeiro é negativo e maior (-1,04) do que na amostra de Minas Gerais (-0,520), o que evidencia que o SPM foi também de relativa facilidade para o Rio de Janeiro. Contudo, deve-se considerar a super-representação do sexo masculino na amostra do Rio de Janeiro (67%), o que propiciaria um aumento da média geral dessa amostra. Estudos sobre diferenças cognitivas relacionadas à variável sexo mostram a maior facilidade de adultos do sexo masculino em tarefas figurativas ou viso-espaciais como as do SPM (Flores-Mendoza et al., 2013; Lynn & Irwing, 2004; Lynn & Kanazawa, 2011).

Discussão

Os resultados do presente estudo permitiram estabelecer várias observações. A primeira delas relaciona-se aos parâmetros psicométricos do SPM. Os resultados das análises por meio da TRI corroboraram as análises tradicionais da TCM. O teste apresenta itens localizados em todas as faixas de dificuldade, com poder de discriminação razoável. Como era de se esperar, sua consistência interna é bastante adequada. Entretanto, somente 13,8% dos itens se apresentam realmente difíceis, quando o esperado seria 30%; enquanto 53,4% dos itens se apresentam fáceis, quando o esperado seria também 30%. Tal resultado, sem dúvida, mostra a relativa facilidade que o SPM apresenta para avaliação cognitiva da população mineira neste início do século XXI (e provavelmente também para a população do Rio de Janeiro).

A facilidade de resolução do SPM pode ser explicada pelo fenômeno conhecido como efeito "Flynn". Tal efeito se refere aos ganhos de QI verificados nas medidas de inteligência ao longo das gerações. Esses ganhos podem ser atribuídos a fatores ambientais, como avanços nutricionais e de saúde, e também a estímulos ao desenvolvimento das habilidades cognitivas, como aumento dos anos de escolarização, assim como do acesso a conhecimentos por meio de recursos informatizados e audiovisuais de uma geração para a outra. Segundo alguns estudos, o aumento do nível intelectual é mais bem evidenciado em instrumentos que têm menor influência de fatores culturais e de aprendizagem, como o SPM (Bandeira et al., 2004; Flynn, 2006; Sche lini, Almeida, Duarte, Canas, & Primi, 2011).

Entretanto, a relativa facilidade de resolução do SPM observada não significa que o desempenho médio da presente amostra se equipara aos obtidos internacionalmente. Como pode ser observado na Tabela 1, a média obtida em 2006-2009, aos 14 e 15 anos, foi de 40 e 45 pontos, respectivamente, enquanto nos EUA a média para essas mesmas idades foi de 44 e 46 pontos, respectivamente, em 1993, e de 47 pontos para a Grã-Bretanha em 1979. Devido à facilidade do SPM, existe sua versão "*plus*", com itens mais complexos e já com normatizações americanas, alemãs e britânicas (J. Raven, J. C. Raven, & Court, 2003).

Em relação ao estudo de precisão do instrumento, encontrou-se, como era esperado em testes cognitivos, um alto coeficiente alfa de Cronbach. Mais ainda, verificou-se, após dois anos utilizando o mesmo teste para o mesmo grupo de indivíduos, uma

significativa estabilidade temporal da inteligência medida pelo SPM. Tal consistência é surpreendente se se considera a presença de variáveis intervenientes costumeiramente ocorridas nesse período de tempo.

Os resultados dos estudos realizados com o SPM e as provas de desempenho escolar (TDE, PISA e notas escolares) corroboram as tradicionais evidências de pesquisas que apontam a influência da inteligência no desempenho escolar (Bacelar, 2009; Chamorro-Premuzic & Arteché, 2008; Chamorro-Premuzic et al., 2004; Colom & Flores-Mendoza, 2007; J. Raven, 2000). Portanto, o resultado do presente estudo apresenta a relevância de utilização do SPM no contexto clínico e escolar.

Em relação à associação negativa do SMP com déficit de atenção, ela pode ser atribuída à relutância ou aversão de algumas pessoas com déficit de atenção para tarefas que exijam esforço mental constante, como, por exemplo, as tarefas escolares e a realização de testes de inteligência. Desse modo, o déficit de atenção tem um impacto negativo na inteligência fluida e pode causar prejuízos acadêmicos e baixo desempenho cognitivo (Andrade & Flores-Mendoza, 2010; Barkley, 2002; Colom, Escorial, Chun, & Privado, 2007; Goodwin, Gudjonsson, Sigurdsson, & Young, 2011).

Outro ponto importante foi a associação negativa encontrada entre SPM e hiperatividade/impulsividade. A impulsividade pode ser caracterizada como escassez de planejamento e baixa capacidade de reflexão. A hiperatividade refere-se à dificuldade de ficar sentado e quieto durante as atividades escolares, bem como à necessidade de estar constantemente em atividade ou de falar excessivamente (Graeff & Vaz, 2008; Santos & Vasconcelos, 2010). Estudos mostram que comportamentos impulsivos e hiperativos têm um impacto negativo no desenvolvimento da inteligência da criança e do adolescente (Ciarrochi & Heaven, 2007; Heaven, Makb, Barry, & Ciarrochi, 2002).

A principal contribuição do presente estudo é a observação de que, se por um lado o SPM mantém sua validade como instrumento de avaliação intelectual, por outro lado o desempenho da amostra de Minas Gerais indica que não apenas uma atualização de normas é necessária, como o próprio instrumento deve aumentar seu grau de complexidade. Para a atual época (início da segunda década do século XXI), o teste já se apresenta relativamente fácil para o segmento de habilidade média da população. Nesse sentido, o leitor deve atentar para a observação de que a validade do SPM foi obtida em amostras infanto-juvenis. É muito provável que, conforme aumentam as habilidades cognitivas da população, a validade do instrumento diminua. Por outro lado, a versão costumeira para crianças, como o CPM, cuja complexidade é menor que a do SPM, pode estar contribuindo pouco para a avaliação da inteligência de crianças escolares residentes em cidades com bom índice de desenvolvimento humano.

O presente estudo, portanto, vai ao encontro dos estudos que ressaltam a importância de estudos psicométricos atuais para os testes psicológicos utilizados no Brasil. Espera-se a realização de novos estudos em outras regiões do Brasil. Finalmente, ressalta-se que a Tabela 1 poderá servir de referência a psicólogos de Minas Gerais nas avaliações de crianças e adolescentes da população geral, assim como auxiliar futuras investigações sobre desenvolvimento cognitivo da população mineira ao longo do tempo.

Referências

Almeida, L. da S., & Primi, R. (2009). Considerações em torno da medida da inteligência. In L. Pasquali (Org.), *Instrumentação Psicológica: Fundamentos e Prática* (pp. 386-410). Porto Alegre: Editora Artmed.

Alves, I. C. B. (2005). Instrumentos Disponíveis no Brasil para Avaliação da Inteligência. In R. Primi (Org.), *Temas em Avaliação Psicológica* (pp. 161-201). São Paulo: Casa do Psicólogo/ Instituto Brasileiro de Avaliação Psicológica.

Andrade, A. C., & Flores-Mendoza, C. (2010). Transtorno do Déficit de Atenção/ Hiperatividade: o que nos informa a investigação dimensional? *Estudos de Psicologia (Natal)*, 15(1), 17-24.

Andrés-Pueyo, A. (2006). Modelos Psicométricos da Inteligência. In C. Flores-Mendoza & R. Colom (Orgs.), *Introdução à psicologia das diferenças individuais* (pp. 73-100). Porto Alegre: Artmed.

Asparouhov, T., & Muthén, B. (2010). *Bayesian analysis using Mplus. Technical appendix*. Los Angeles: Muthén & Muthén.

Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa. (2008). *Critério de Classificação Econômica Brasil*. Disponível em <http://www.abep.org.br>. Acesso em 15 de junho de 2008.

Bacelar, T. D. (2009). A influência da inteligência e da personalidade nas diferenças individuais do rendimento acadêmico em escolares do ensino fundamental. Dissertação de Mestrado não-publicada, Programa de Pós-Graduação em Psicologia, Universidade Federal de Minas Gerais, 70pp.

Bandeira, D. R., Alves, I. C. B., Giacomel, A. E., & Lorenzatto, L. (2004). Matrizes progressivas coloridas de Raven - escala especial: normas para Porto Alegre, RS. *Psicologia em Estudo*, 9(3), 479-486.

Barkley, R. A. (2002). *Transtorno do Déficit de Atenção/Hiperatividade - TDAH - Guia completo para pais, professores e profissionais da saúde*. Porto Alegre: Artmed.

Benczik, E. B. P. (2000). *Manual da Escala de Transtorno do Déficit de Atenção e Hiperatividade: Versão para Professores*. São Paulo: Casa do Psicólogo.

Chamorro-Premuzic, T., & Arteche, A. (2008). Intellectual competence and academic performance: Preliminary validation of a model. *Intelligence*, 36, 564-573.

Chamorro-Premuzic, T., Furnham, A., & Moutafi, J. (2004). The relationship between psychometric and estimated personality and intelligence scores. *Journal of Research in Personality*, 38, 505-513.

Ciarrochi, J., & Heaven, P. C. L. (2007). Longitudinal examination of the impact of Eysenck's psychoticism dimension on emotional well-being in teenagers university. *Personality and Individual Differences*, 42, 597-608.

Colom, R., Escorial, S., Chun, S. P., & Privado, J. (2007). Fluid intelligence, memory span, and temperament difficulties predict academic performance of young adolescents. *Personality and Individual Differences*, 42(8), 1503-1514.

Colom, R., & Flores-Mendoza, C. (2007). Intelligence predicts scholastic achievement irrespective of SES factors: Evidence from Brazil. *Intelligence*, 35, 243-251.

Conselho Federal de Psicologia. (2003). *Resolução 002/2003*. Disponível em http://www.pol.org.br/pol/cms/pol/legislacao/resolucao/resolucao_2003_002.html. Acesso em 15 de dezembro de 2012.

Goodwin, E., Gudjonsson, G. H., Sigurdsson, J. F., & Young, S. (2011). The impact of ADHD symptoms on intelligence test achievement and speed of performance.

Personality and Individual Differences, 50(8), 1273-1277.

Graeff, R. L., & Vaz, C. E. (2008). Avaliação e diagnóstico do transtorno de déficit de atenção e hiperatividade (TDAH). *Psicologia USP*, 19(3), 341-361.

Flores-Mendoza, C., Widaman, K.F., Rindermann, H., Primi, R., Mansur-Alves, M., & Pena, C. C. (2013). Cognitive sex differences in reasoning tasks: Evidence from Brazilian samples of educational settings. *Intelligence*, 41, 70-84.

Flynn, J. R. (2006). O Efeito Flynn: repensando a inteligência e aquilo que a afeta. In C. Flores-Mendoza & R. Colom (Orgs.), *Introdução à psicologia das diferenças individuais* (pp. 387-411). Porto Alegre: Artmed.

Heaven, P. C. L., Makb A., Barry J., & Ciarrochi, J. (2002). Personality and family influences on adolescent attitudes to school and self-rated academic performance. *Personality and Individual Differences*, 32, 453-462.

Klen, L. (2000). Structural equation modeling. In L. G. Grimm & P. R. Yarnold (Orgs.), *Reading and understanding more multivariate statistics* (pp. 227-260). Washington, DC: American Psychological Association.

Kelloway, E. K. (1995). Structural equation modeling in perspective. *Journal of Organizational Behavior*, 16, 215-224.

Lynn, R., & Irwing, P. (2004). Sex differences on the progressive matrices: A meta-analysis. *Intelligence*, 32, 481-498.

Lynn, R., & Kanazawa, S. (2011). A longitudinal study of sex differences in intelligence at ages 7, 11, and 16 years. *Personality and Individual Differences*, 51, 321-324.

Noronha, A. P. P. (2003). Estudos de validade e de precisão em testes de inteligência. *Paidéia (Ribeirão Preto)*, 13(26), 163-169.

Organisation for Economic Co-operation and Development. (2006). *Assessing scientific, reading and mathematical literacy: a framework for PISA 2006*. Disponível em <http://www.oecd.org/publications>. Acesso em 15 de junho de 2008.

Pasquali, L. (2003). *Psicometria: Teoria dos testes na psicologia e na educação*. Petrópolis: Vozes.

Primi, R., Muniz, M., & Nunes, C. H. S. S. (2009). Definições Contemporâneas de Validade de Testes Psicológicos. In C. S. Hutz (Org.), *Avanços e Polêmicas em Avaliação Psicológica* (pp. 243-265). São Paulo: Casa do Psicólogo.

Raven, J. (2000). The Raven's Progressive Matrices: Change and Stability over Culture and Time. *Cognitive Psychology*, 41(1), 1-48.

Raven, J. C. (2008). *Teste das matrizes progressivas escala geral – manual*. Rio de Janeiro: Centro Editor de Psicologia Aplicada.

Raven, J., Raven, J. C., & Court, J. H. (2003). *Standard Progressive Matrices (including the Parallel and Plus Versions)* (Section 3). TX: Pearson.

Santos, L. de F., & Vasconcelos, L. A. (2010). Transtorno do déficit de atenção e hiperatividade em crianças: uma revisão interdisciplinar. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 26(4), 717-724.

Schelini, P. W., Almeida, L. S., Duarte, C., Canas, I., & Primi, R. (2011). Efeito Flynn: Estudo com Adultos Portugueses. *Psicologia, Educação e Cultura*, XV(2), 407-415.

Stein, L. M. (1994). *Teste de Desempenho Escolar – TDE. Manual para aplicação e interpretação*. São Paulo: Casa do Psicólogo.

Vendramini, C. M. M., & Wechsler, S. M. (2010). Considerações Teóricas sobre a representatividade das amostras de normatização de testes psicológicos. In C. S. Hutz (Org.), *Avanços em Avaliação Psicológica e Neuropsicológica de Crianças e Adolescentes* (pp. 235-257). São Paulo: Casa do Psicólogo.

Submetido em: 21/02/2013

Revisto em: 17/05/2014

Aceito em: 19/05/2014

Endereços para correspondência

Carmen Flores Mendoza
carmencita@fafich.ufmg.br

Keith F. Widaman
kfwidaman@ucdavis.edu

Tatiane Dias Bacelar
tdiaspsi@yahoo.com.br

Álvaro José Lelé
alvarojoselele@gmail.com

I. Docente. Departamento de Psicologia. Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Belo Horizonte. Estado de Minas Gerais. Brasil.

II. Docente. Universidade da Califórnia. Estados Unidos da América (EUA).

III. Docente. Faculdade Pitágoras e Faculdade Ciências Médicas de Minas Gerais. Belo Horizonte. Estado de Minas Gerais. Brasil.

IV. Docente. Centro Universitário de Lavras (UNILAVRAS). Lavras. Estado de Minas Gerais. Brasil.

i Artigo referido à pesquisa de pós-doutorado da autora na *University of California*, no período 2011-2012, realizado com apoio da CAPES.