



Estudos de Psicologia

ISSN: 1413-294X

revpsi@cchla.ufrn.br

Universidade Federal do Rio Grande do Norte
Brasil

Angeli dos Santos, Acácia A.; Porto Noronha, Ana Paula; Fernandes Sisto, Fermíno
Teste de Inteligência R1-Forma B e G36: evidência de validade convergente
Estudos de Psicologia, vol. 10, núm. 2, may/aug, 2005, pp. 191-197
Universidade Federal do Rio Grande do Norte
Natal, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=26110205>

- ▶ 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

Teste de Inteligência R1-Forma B e G36: evidência de validade convergente

Acácia A. Angeli dos Santos

Ana Paula Porto Noronha

Fermínio Fernandes Sisto

Universidade São Francisco

Resumo

Considerando-se a relevância de se obter medidas confiáveis para a avaliação da inteligência, este estudo foi proposto com o objetivo de verificar a validade convergente entre os testes R1-Forma B e o G36. Participaram 78 alunos que freqüentavam o Telecurso do ensino médio, com idades entre 15 e 64 anos (média = 36,84; $DP = 10,10$), sendo 27 (34,6%) do sexo feminino e 51 (65,4%) do masculino. Os resultados apontaram para uma alta correlação entre os testes ($r = 0,80$), o que permite afirmar que medem o mesmo construto. Apesar disso, a hipótese de que o G36 estaria mais correlacionado com o Fator 2 do R-1 não pôde ser confirmada. Esse dado pode indicar que o G36 não seja unidimensional e se relacione mais com a inteligência cristalizada do que com o fator g.

Palavras-chave: avaliação psicológica; psicometria; fator g; inteligência cristalizada

Abstract

R1-Forma B Intelligence Test and G36: evidences of convergent validity. Considering the relevance of obtaining trustful measurement for the evaluation of intelligence, this study aimed at verifying the convergent validity between the R1-Forma B and the G36 tests. 78 students of both gender (34,6% female and 65,4% male), aged from 15 to 64 years old (mean = 36,84; $SD = 10,10$) and attending to the high school Telecurso were studied. The results indicated a high correlation between tests ($r = 0.80$), what allowed for the statement that they measure similar constructs. Nevertheless, the hypothesis that G36 would be more correlated with Factor 2 of R-1 could not be confirmed. This information suggests that the G36 is not unidimensional and is more related to crystallized intelligence than the g factor.

Keywords: psychological assessment; psychometric testing; g factor; crystallized intelligence

Durante os últimos cem anos tem ocorrido uma ampla discussão entre os estudiosos da inteligência, referindo-se não apenas às teorias de inteligência, mas também sobre a forma de avaliá-la. No entanto, não se pode afirmar que haja consenso entre as várias definições existentes. Nesse sentido, destaca-se, especialmente, a questão que envolve a existência ou não de uma inteligência geral ou, mais especificamente ainda, o elemento da capacidade cognitiva, freqüentemente denominado de fator g (Lubinsky, 2000; Reeve & Hakel, 2002, entre outros).

O construto de inteligência geral foi introduzido por Spearman em 1904, descrito como a variância compartilhada pelos resultados obtidos por uma pessoa por meio de uma bateria de testes cognitivos. Valendo-se da análise fatorial, criada por ele, Spearman desenvolveu a Teoria dos Dois Fatores, pressupondo que toda medida de inteligência envolve

uma habilidade geral (fator g) e habilidades específicas (fatores s). Diante da resolução de uma situação-problema esses dois fatores estariam sempre presentes, sendo o primeiro considerado como uma capacidade básica, que possibilitaria que o sujeito pensasse abstratamente (Ribeiro, 1998; Sternberg & Powell, 1983). A realização de tarefas específicas dependeria da ação dos fatores s, que possibilitariam que a pessoa lidasse com os aspectos característicos de cada situação-problema (Brody, 1992; Jensen, 1994).

Nas modificações que introduziu em sua teoria, Spearman (1927) valeu-se do pressuposto de que toda medida de inteligência está relacionada a uma habilidade geral (fator g), de habilidades específicas, designadas como fatores específicos (s) e de fatores de grupo. Dentre os chamados fatores de grupo, incluiu a capacidade verbal, entre outras, passando a conceber uma estrutura hierárquica da inteligência.

Um conjunto de três leis, chamadas noegenéticas, regularia o conhecimento, quais sejam, apreensão da própria experiência, educação de relações e educação de correlatos. A lei da *apreensão da própria experiência* diz que “uma pessoa tem uma maior ou menor capacidade de observação de sua própria mente” (Spearman, 1927, p. 154). Ao lado disso, a lei de *educação de relações* afirma que “quando uma pessoa tem em mente duas ou mais idéias quaisquer (duas classes de conteúdos mentais, sejam percebidos ou pensados), tem também uma maior ou menor capacidade de incorporar em seu pensamento qualquer classe de relação essencial (derivadas da mesma natureza) entre elas” (Spearman, 1927, p. 155). E, finalmente, a *educação de correlatos* postula que “quando uma pessoa tem em sua mente uma idéia qualquer junto com uma relação, também tem, ao mesmo tempo, uma maior ou menor capacidade de incorporar em seu pensamento uma idéia correlata” (Spearman, 1927, p. 156).

Após a proposta de Spearman, surgiram outras teorias que tentaram igualmente explicar o funcionamento cognitivo dos indivíduos e, simultaneamente, oferecer alternativas para viabilizar sua mensuração. Entre elas, destaca-se a de Thurstone (1931, 1938) que, usando o método da análise fatorial múltipla, identificou a existência de sete capacidades mentais primárias, denominadas como capacidade espacial (fator S), rapidez perceptual (fator P), capacidade numérica (fator N), compreensão verbal (fator V), fluência verbal (fator W), memória (fator M) e raciocínio indutivo (fator I).

Em estudos publicados posteriormente, Thurstone admitiu que havia uma alta correlação entre as competências inicialmente detectadas como fatores isolados e reconheceu a semelhança de sua proposta com a de Spearman (Thurstone & Thurstone, 1941). A partir de então, passou a explicar a inteligência por um modelo hierárquico, composto por capacidades interrelacionadas, que têm um fator geral (*g*) como elemento abrangente.

Cattell (1971, 1987) também admitiu que a inteligência poderia ser explicada com base em uma estrutura hierárquica. No entanto, afirmou que o fator *g* teria duas dimensões básicas, a dimensão *Gf*, ou inteligência fluida (raciocínio), e a dimensão *Gc*, ou inteligência cristalizada (conhecimento). A primeira dimensão sofreria um declínio ao longo dos anos, enquanto a segunda permaneceria estável.

Nesse contexto, a inteligência fluida (*Gf*), segundo Cattel (1987), incluiria a habilidade de raciocínio em situações novas pouco dependentes de conhecimentos adquiridos e a capacidade de resolver problemas novos, relacionar idéias, induzir conceitos abstratos e compreender implicações. Já a inteligência cristalizada (*Gc*) englobaria a habilidade associada à extensão e profundidade dos conhecimentos adquiridos de uma determinada cultura, por meio do investimento da capacidade geral em experiência e aprendizagem.

Em meados do século XX, houve muitas tentativas de aproximação dos modelos de inteligência existentes. Tal esforço resultou em uma integração entre as concepções, dando origem à Teoria *Gf-Gc*, bastante aceita no meio científico, tendo em vista sua sólida fundamentação teórica e as inúmeras pesquisas a ela relacionadas (Carroll, 1993; Schellini, 2000).

Nos últimos anos vive-se um novo ciclo de interesse pelo estudo da inteligência e suas medidas, especialmente porque elas são freqüentemente consideradas como relacionadas a comportamentos socialmente valorizados (desempenho acadêmico, desenvolvimento profissional, traços de personalidade, entre outros). Estudos ocorridos em vários países alicerçam essa tendência (Ackerman, Kyllonen, & Roberts, 1999; Furnham & Chamorro-Premuzic, 2004; Lubinsky, 2000; McGrew & Flanagan, 1998; Moutafi, Furham, & Crump, 2003; por exemplo). Embora no Brasil já houvesse estudiosos preocupados com esse construto, bem como com a forma de melhor avaliá-lo (Alves, Colosio, & Ruivo, 1995; Colom & Flores-Mendoza, 2001; Primi & Almeida, 2000; Primi et al., 2001; Primi, Flores-Mendoza, & Castilho, 1998; Primi, Santos, & Vendramini, 2002; Schellini, 2000), a exigência recente do Conselho Federal de Psicologia (Resolução nº 02/2003) fez com que o interesse pelas medidas psicológicas se intensificasse.

Na comunidade brasileira de psicologia tem sido cada vez mais salientada a importância de se estudar os testes psicológicos e, em especial, os de inteligência para disponibilizar medidas válidas e confiáveis aos profissionais e à sociedade (Noronha, Freitas, & Ottati, 2002; Noronha, Sartori, Freitas, & Ottati, 2001; Sisto, Codenotti, Costa, & Nascimento, 1979). É importante destacar que, ainda que se fale genericamente em validação de testes, no sentido estrito o que se valida são as inferências feitas das respostas dadas a um teste, que avalia determinados aspectos do comportamento das pessoas (Muñiz, 2004). Assim, a demanda para a investigação sobre testes psicológicos que sejam adequados para sua utilização, de forma a medirem aquilo a que se propõem medir, ou seja, que apresentem validade para sua interpretação (Anastasi & Urbina, 2000) justifica a proposta deste estudo com o objetivo de identificar evidências de validade convergente entre duas medidas de inteligência, a saber, o Teste R1-Forma B e o G36.

O teste de inteligência focalizado neste estudo é o R1-Forma B, cujo manual, de autoria de Sisto, Santos e Noronha (2004), apresenta, entre outras, evidência de validade de construto, obtida pela análise fatorial. Para tanto, foram investigados 752 participantes (50,3% do sexo feminino e 48,3% do sexo masculino) que freqüentavam “Cursos para Jovens e Adultos”, oferecidos a pessoas com defasagem na escolaridade ou em fase de escolarização tardia. A média de idade dos participantes foi de 32,11 anos, com idade mínima de 15 anos e máxima de 76, com desvio padrão de 12,16.

O estudo fatorial realizado apresentou a medida de adequação da amostra por *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO) de 0,958. O teste de esfericidade de *Bartlett* teve um nível de significância de $p < 0,001$. Pelo *scree plot*, recurso gráfico por meio do qual, visualmente examinam-se as magnitudes relativas aos *eigenvalues*, verificou-se a possibilidade de extração de dois fatores, explicando 35,98% da variância dos dados. O método de extração de fatores foi por fatoração do eixo principal e o método de rotação foi o *oblimin* com padronização por *Kaiser*, sendo que a correlação entre os dois fatores foi de 0,49.

A análise de cada item do R1-Forma B indicou a possibilidade de agrupá-los em algumas categorias, tradicionalmente usadas para o estudo de testes de inteligência. Por esses dados, os itens do Fator 2 pareceram interpretáveis pela educação de relações e de correlatos, o que estaria em consonância com o fator *g* de Spearman.

Por sua vez, a análise qualitativa dos itens apontou que o Fator 1 continha quatro itens de educação de relação e um de correlatos, além de sete itens que dependiam de aprendizagem cultural e de peculiaridades do meio ambiente, oito relacionados à igualdade ou similaridade gestáltica e três concernentes à continuidade gestáltica. Os itens classificados em igualdade ou similaridade gestáltica e continuidade gestáltica também apresentaram elementos dependentes de aprendizagem cultural.

No geral, o conjunto de itens do Fator 1 sugeriu uma similaridade com a denominada inteligência cristalizada, pois envolviam inferência e indução mais simples. Assim, foi assumido o pressuposto de Cattell (1992) que considera a inteligência cristalizada (*Gc*) como a habilidade que depende da extensão e da profundidade dos conhecimentos adquiridos de uma determinada cultura e da experiência e da aprendizagem. Essa interpretação de inteligência cristalizada foi modificada posteriormente na Teoria Cattell-Horn-Carroll (*C-H-C*), que propõe uma nova taxonomia das competências cognitivas humanas, atribuindo-lhe um caráter predominantemente verbal (Flanagan, McGrew & Ortiz, 2000), o que não é o caso das características do fator encontrado nesse teste.

Sisto, Santos e Noronha (2004) explicam, que similarmente ao estudo de Cattell que encontrou correlação de 0,50 entre as inteligências fluída e cristalizada, a correlação entre os dois fatores do R1-Forma B foi de 0,49. Assim, consideraram possível interpretar os itens do Fator 1 como medida da inteligência cristalizada, no sentido de Cattel, e o Fator 2 como uma medida do fator *g* de Spearman.

Ao lado disso, o teste G-36 (Boccalandro, 2003), aqui utilizado como uma segunda medida para verificar evidências de validade, foi fundamentado teoricamente no fator *g*. Sua construção teve como base o Teste de Matrizes Progressivas de Raven (Raven, Raven, & Court, 1991), conforme informa seu manual. Os primeiros estudos psicométricos envolveram a busca de evidências de validade convergente, comparando seus resultados com os obtidos com a aplicação do Teste de Dominós (Anstey, 1963) em um grupo de 45 funcionários de uma empresa, alcançando uma correlação de 0,84. Outras evidências de validade foram apresentadas em 2003, quando o G36 foi aplicado simultaneamente com o Teste de Matrizes Progressivas de Raven e o índice de correlação obtido foi de 0,76 com $p \leq 0,01$. Esses resultados de evidências de validade parecem ter reforçado a idéia do autor do teste de que o G36 encontraria no fator *g* seus mais sólidos fundamentos. No entanto, não apresenta qualquer evidência qualitativa de que esse instrumento mediria o fator *g*, nem que ele seria explicável por um único fator.

Assim, é possível supor que o G36 estaria fortemente associado ao Fator 2 do R1-Forma B, pois qualitativamente

esse fator teria maior correspondência com as educação caracterizadas por Spearman (1927). Ao mesmo tempo, também é possível supor uma baixa correlação com o Fator 1, cuja análise qualitativa apontou para componentes não tão característicos do fator *g*, mas retratariam muito mais o que foi denominado por Cattel de inteligência cristalizada.

Método

Participantes

Foram estudados 78 alunos de Cursos de Educação de Jovens e Adultos, todos eles freqüentando o telecurso de segundo grau. Desses alunos, 27 (34,6%) eram do sexo feminino e 51 (65,4%) do gênero masculino. A idade mínima foi de 15 anos e a máxima de 64, com média de 36,84 e desvio-padrão de 10,10.

Instrumentos

O teste R1-Forma B foi construído em 1973, por Oliveira, e é constituído por 40 itens apresentados em um caderno, com folha de resposta à parte. Para cada questão há de 6 a 8 possibilidades de respostas, sendo que os itens iniciais caracterizam-se por figuras de objetos concretos e os demais são figuras geométricas. Sua correção implica em atribuir um ponto a cada resposta correta, sendo 40 o máximo de pontos possíveis. Possui dois fatores, sendo que o Fator 1 reuniu os itens 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 16, 18, 19, 21 e 36. O Fator 2 englobou os itens 14, 15, 17, 20, 22, 23, 24, 25, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 32, 33, 34, 35, 37, 38, 39 e 40.

A precisão do R1-Forma B foi aferida para cada fator e para o instrumento como um todo. Com relação ao *Alfa de Cronbach*, o Fator 1 e o instrumento como um todo apresentaram coeficientes maiores (0,93 para ambas as medidas) que o Fator 2 (0,84). No que tange aos coeficientes pela fórmula *Spearman-Brown*, o Fator 1 forneceu o maior coeficiente (0,90), e o Fator 2 e o instrumento como um todo os menores (0,80 e 0,81, respectivamente). Esses dados indicam uma precisão de *muito boa a excelente* para as medidas em questão. A padronização do instrumento foi feita com base em informações de 752 estudantes de “Cursos para Jovens e Adultos”, já mencionados anteriormente.

O teste G-36, aqui utilizado, foi construído por Boccalandro (2003). É composto por 40 itens contidos num caderno, sendo a folha de respostas apresentada separadamente. Há seis alternativas de respostas para cada questão e o escore máximo é de 36 pontos. O estudo de fidedignidade foi efetuado pelos métodos *split-half* e o valor encontrado, corrigido pela fórmula de *Spearman-Brown*, foi de 0,83. O método de *Kuder-Richardson* acusou um índice de 0,83, ambos muito próximos do coeficiente de 0,90 alcançado no estudo inicial com 40 itens, conforme informado no manual (Boccalandro, 2003).

Para o estabelecimento da normatização, o instrumento foi aplicado originalmente em 1515 sujeitos (Boccalandro, 1996), divididos em três níveis de escolaridade,

correspondendo às etapas atualmente denominadas como de ensino fundamental, ensino médio e superior. Posteriormente, em 1989, foram elaboradas novas tabelas com base nos resultados de 552 participantes de processos seletivos, abrangendo sujeitos de 13 a 55 anos de níveis de escolaridade similares às do primeiro estudo.

Visando a atualização das normas do teste, em 2001, Boccalandro (1996) aplicou o teste em 247 pessoas que participavam de processos seletivos na cidade de São Paulo, com idades variando de 18 a 66 anos, com níveis de escolaridade de ensino médio e superior. Com base nos resultados obtidos o autor comparou as amostras de 1977, 1989 e a de 2001. Nas comparações de 1977 e 2001 não foram encontradas diferenças significativas entre as médias obtidas entre os sujeitos do nível médio e superior. No entanto, houve diferenças estatisticamente significativas entre os sujeitos por grupo de escolaridade entre as amostras de 1977 e as de 1989, e das amostras de 1989 e 2001. O autor sugere que tais diferenças sejam vistas com cautela, visto que se referem a grupos específicos de profissionais e talvez não possam ser generalizadas para outros grupos. Nova pesquisa foi realizada em 2003, com 497 alunos de ensino superior de diferentes cidades dos estados da Região Norte. Os achados desse estudo indicaram a existência de diferenças estatisticamente significativas entre os grupos de São Paulo e da Região Norte, o que levou Boccalandro (2003) a elaborar tabelas diferentes de normas para o último grupo avaliado.

Procedimentos

Após a devida autorização do Comitê de Ética e das escolas, deu-se início à coleta de dados com os estudantes que assinaram o termo de consentimento. A aplicação do instrumento foi coletiva, em grupos de 15 a 20 sujeitos, sendo que em cada sala havia pelo menos um aplicador e um auxiliar. O tempo médio de aplicação de cada instrumento foi de 50 minutos. Entre as aplicações houve um intervalo de 30 minutos aproximadamente.

Critérios de correção e análise

Para efeitos de análise foram consideradas algumas medidas possibilitadas pelos instrumentos. Com relação ao R1-Forma B foram usadas as pontuações total, do Fator 1, do Fator 2, dos itens de 1 a 10, dos itens de 11 a 20, dos itens de 21 a 30 e, finalmente, dos itens de 31 a 40. Concerrente ao G36, foram levadas em consideração as pontuações total e dos itens de 1 a 9, dos itens de 10 a 18, dos itens de 19 a 27 e dos itens de 28 a 36.

Resultados

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas realizadas para a caracterização dos participantes.

Como pode ser observado, a medida dos itens de 31 a 40 do R1-Forma B teve uma variação de 0-6, ou seja, ninguém obteve a pontuação máxima possível nesse intervalo, diferentemente das outras medidas de intervalos de itens que todas tiveram pontuação máxima possível (10 pontos). Em relação ao G36, fato semelhante pode ser notado, mas com dois dos intervalos, quais sejam, itens de 19 a 27 e itens de 28 a 36. No caso do G36, a pontuação máxima possível por intervalo seria de 9 pontos e em ambos os casos o máximo foi de 5 pontos.

Num segundo momento foram analisados os dados com vistas a constatar a existência de relações entre idade e gênero e as medidas em estudo. Os resultados são apresentados na Tabela 2.

As análises indicam que os valores de t , pelos quais se averiguou as diferenças entre gêneros em relação às pontuações do R1-Forma B e do G-36, não alcançaram significância (em nível de 0,05) em qualquer das partes estudadas dos testes. Resultado similar foi observado quando foram correlacionados os escores do R1-Forma B e do G36 com as idades.

Tabela 1
Dados descritivos para o R1-Forma B e G-36 nas várias medidas

Medidas	Valor mínimo	Valor máximo	Média	Média do erro padrão	Desvio padrão
R 1 – Forma B					
Itens de 1 a 10	0	10	8,0	0,30	2,65
Itens de 11 a 20	0	10	6,39	0,38	3,34
Itens de 21 a 30	0	10	4,58	0,35	3,06
Itens de 31 a 40	0	6	2,23	0,22	1,91
Fator 1	0	16	6,91	0,54	4,80
Fator 2	2	19	14,27	0,62	5,41
Pontuação total	2	35	21,19	1,05	9,28
G-36					
Itens de 1 a 9	0	9	5,23	0,28	2,43
Itens de 10 a 18	0	9	3,56	0,23	2,00
Itens de 19 a 27	0	5	1,80	0,16	1,40
Itens de 28 a 36	0	5	1,60	0,16	1,39
Pontuação total	2	26	12,19	0,65	5,72

Tabela 2

Valores de *t* de Student para gênero e as correlações (*r*) para idade por bloco de itens nas medidas do RI-Forma B e G-36

	<i>t</i>	R
R 1 – Forma B		
Itens de 1 a 10	0,988	-0,133
Itens de 11 a 20	1,026	-0,051
Itens de 21 a 30	1,781	-0,177
Itens de 31 a 40	1,665	-0,146
Fator 1	1,842	-0,150
Fator 2	0,358	-0,060
Pontuação total	1,585	-0,151
G-36		
Itens de 1 a 9	1,202	-0,033
Itens de 10 a 18	0,738	-0,027
Itens de 19 a 27	-0,941	0,019
Itens de 28 a 36	0,387	-0,117
Pontuação total	0,629	-0,050

As correlações (*r* de Pearson) entre as pontuações do RI-Forma B e a pontuação do G36 foram: 0,80 para pontuação total; 0,81 para o Fator 1; e 0,55 para o Fator 2; todas significativas em nível de 0,01. Vê-se, portanto, que a correlação entre os dois instrumentos foi muito alta (*r* = 0,80), indicando que 64% da variância é comum a ambos os testes. Com relação aos Fatores 1 e 2, ficou evidente que o G36 está muito mais correlacionado com o Fator 1 (*r* = 0,81) do que com o Fator 2 (*r* = 0,55). Isso significa que a maior parte do Fator 1 pode ser explicada pelo G36.

Contudo, a correlação com o Fator 2 mostrou-se significativa e alta, ainda que bem menor do que a obtida com o Fator 1, o que nega a hipótese aventada. No que se refere ao Fator 2, ficou claro que ambas as medidas possuem em comum parte substantiva dos mecanismos implicados na resolução dos itens, ainda que uma outra parte da variância, tampouco desprezível, indique a presença de outro mecanismo como necessário para resolver essa sub-escala.

Os resultados das correlações dos segmentos de ambos os instrumentos foram também submetidos à prova de correlação de Pearson e podem ser vistos na Tabela 3.

Pode-se observar que os segmentos dos itens de 1 a 9 e de 10 a 18 do G-36 foram os que forneceram as médias de correlações mais altas que os outros dois segmentos. Por sua vez, os segmentos dos itens 11 a 20 e 21 a 30 do RI-Forma B tiveram médias de correlações mais altas que os outros dois segmentos desse mesmo teste.

Discussão e Conclusões

Este estudo foi proposto com base na afirmação de que a inteligência é uma das características mais importantes do ser humano e sua avaliação precisa ser apropriadamente realizada, em razão das implicações que um resultado errôneo podem trazer para o examinando. Dessa forma, os instrumentos

propostos para medi-la devem apresentar evidências de validade que apóiem a interpretação por eles pretendida.

A busca de evidências de validade baseada na comparação com outro instrumento que avalia o mesmo construto pressupõe, como resultado, a existência de correlações altas e significativas que permitam afirmar a existência de similaridade entre eles (American Psychological Association, 1999). Assim, neste trabalho procurou-se identificar evidências de validade convergente entre dois testes que se propõem a avaliar o construto inteligência, considerando que, para um deles (o G36), já havia estudos que o apontavam como um instrumento que media aquilo que se propunha a medir.

Considerando que o Teste G36 é um teste não-verbal de inteligência, desenvolvido com pressupostos similares ao do RI-Forma B, segundo seu autor, e ambos baseados no Teste de Matrizes Progressivas de Raven (Raven, Raven, & Court, 1991), entendeu-se como pertinente a investigação de evidência de validade convergente entre eles. Ao lado disso, os testes aqui analisados encaixam-se por definição na categoria por ele assinalada como de medida de raciocínio indutivo, ou seja, da inteligência fluida (*Gf*).

Os resultados obtidos demonstraram que embora a pontuação máxima possível nos dois testes fosse idêntica, as médias alcançadas no RI-Forma B foram mais elevadas e os desvios-padrão maiores que os obtidos no G36. Tal fato sugere que, para os participantes deste estudo (pessoas com baixo nível de escolaridade), o RI-Forma B parece ser uma medida mais adequada, pois permite uma melhor discriminação da habilidade para responder ao instrumento, enquanto o G36 aglutinou as pessoas em um intervalo menor de pontuações.

Ao se investigar a correlação entre os dois instrumentos, verificou-se que o índice obtido foi bastante alto (0,80). Embora não haja estudos sobre a dimensionalidade do G36, ficou evidente que está muito mais correlacionado com o Fator 1 (0,81) do que com o Fator 2 (0,55) do RI-Forma B. Mesmo assim, pode-se afirmar que os dois testes possuem em comum muitas das habilidades exigidas para a resolução dos itens, ainda que, como assinalado, uma parte da variância aponte para a presença de outro mecanismo necessário para resolver vários itens. Vale destacar que a hipótese aventada de que os resultados do G36 apresentariam uma maior correlação com o Fator 2 não pôde ser confirmada.

O estudo das correlações por blocos de itens possibilitou verificar que os primeiros itens (1-9 e 10-18) do G36 foram os que apresentaram os maiores índices de correlação com os segmentos equivalentes do RI-Forma B. Tais resultados permitem levantar a hipótese de que o G36 pode também não ser unidimensional, o que mereceria ser objeto de uma investigação específica. Parece ainda que o fato de pessoas de baixa escolaridade obterem pontuação mais elevada num determinado conjunto de itens leva a crer que eles estejam medindo a dimensão da inteligência cristalizada (*Gc*), tal como encontrado no estudo do RI-Forma B (Sisto, Santos, & Noronha, 2004). O fato de que os estudos de normatização do G36, apresentados no manual, apontam

Tabela 3

Coeficientes de correlação de Pearson entre as pontuações dos segmentos do RI-Forma B e dos segmentos do G36

		Itens de 1 a 9	Itens de 10 a 18	Itens de 19 a 27	Itens de 28 a 36	Média das correlações
R1 Forma B	Itens de 1 a 10	0,60(**)	0,46(**)	0,31(**)	0,10	0,37
	Itens de 11 a 20	0,72(**)	0,65(**)	0,49(**)	0,29(**)	0,54
	Itens de 21 a 30	0,76(**)	0,75(**)	0,42(**)	0,41(**)	0,59
	Itens de 31 a 40	0,60(**)	0,65(**)	0,40(**)	0,26(*)	0,48
Média das correlações		0,67	0,63	0,41	0,27	

(*) significativa em nível de 0,05; (**) significativa em nível de 0,01.

para diferenças significativas entre grupos com diferença de escolaridade possibilita a interpretação de que muitos de seus itens carregam forte carga de elementos que dependem de conhecimentos prévios.

Assim, as correlações por fatores e por blocos de respostas favorecem a interpretação de que o G36 estaria muito mais associado à inteligência cristalizada do que ao fator g, como proposto em seu manual. Nesse sentido, seria interessante a realização de pesquisas que aprofundassem essas análises, até mesmo com estudos qualitativos dos itens do instrumento.

Como conclusão, pode-se afirmar que este estudo pôde fornecer novos elementos para o debate sobre a avaliação da inteligência, em razão de possibilitar a constatação de evidências de validade baseadas na relação com outras variáveis, identificando um novo teste com alta correlação com outro já existente, para o qual existem estudos de validade realizados. A contribuição está na identificação de um instrumento mais adequado para avaliar pessoas com baixo nível de escolarização, que tendem a ser prejudicadas quando submetidas a uma medida que não seja a mais apropriada para elas.

Referências

Ackerman, P. L., Kyllonen, P. C., & Roberts, R. D. (1999). *Learning and individual differences*. Washington: American Psychological Association.

Alves, I. C. B., Colosio, R., & Ruivo, R. J. (1995). O Teste R1: precisão através do reteste. *Boletim de Psicologia*, 65, 31-36.

American Psychological Association (1995). *Standards for educational and psychological tests*. Washington: Autor.

Anastasi, A., & Urbina, S. (2000). *Testagem psicológica*. Porto Alegre: Artes Médicas.

Anstey, E. (1963). *Test de Dominós. Manual*. Buenos Aires: Paidós.

Buccalando, E. R. (1996). *G36: teste não-verbal de inteligência – Manual*. São Paulo: Votor.

Buccalando, E. R. (2003). *G36: teste não-verbal de inteligência – Manual*. São Paulo: Votor.

Brody, N. (1992). *Intelligence*. San Diego: Academic.

Carroll, J. B. (1993). *Human cognitive abilities*. Nova York: Cambridge University Press.

Cattell, R. B. (1971). *Abilities: their structure, growth, and action*. Boston: Houghton Mifflin.

Cattell, R. B. (1987). *Intelligence: its structure, growth, and action*. Amsterdan: Elsevier.

Cattell, R. B. (1992). The relevance of fluid and crystallized intelligence concepts to nature-nurture investigation. *The Mankind Quarterly*, 23, 359-375.

Colom, R., & Flores-Mendoza, C. (2001). Inteligencia y memoria de trabajo: la relación entre factor g, complejidad cognitiva y capacidad de procesamiento. *Psicología: Teoría e Pesquisa*, 17, 37-47.

Flanagan, D. P., McGrew, K. S., & Ortiz, S. O. (2000). *The Wechsler Intelligence Scales and CHC Theory: a contemporary approach to interpretation*. Boston: Allyn & Bacon.

Furnham, A., & Chamorro-Premuzic, T. (2004). Estimating one's own personality and intelligence scores. *British Journal of Psychology*, 95, 149-160.

Jensen, A. R. (1994). Charles Edward Spearman (1863-1945). In R. J. Sternberg (Org.), *Encyclopedia of human intelligence* (pp. 1007-1014). Nova York: MacMillan.

Lubinski, D. (2000). Scientific and social significance of assessing individual differences: "Sinking shafts of a few critical points". *Annual Review of Psychology*, 51, 405-444.

McGrew, K. S., & Flanagan, D. P. (1998). *The intelligence test desk reference (ITDR) – Gf-Gc cross battery assessment*. Boston: Allyn & Bacon.

Moutafis, J., Furnham, A., & Crump, J. (2003). Demographic and personality predictors of intelligence: a study using the NEO-Personality Inventory and the Myers-Briggs type indicator. *European Journal of Personality*, 17, 79-94.

Muñiz, J. (2004). La validación de los tests. *Metodología de las Ciencias del Comportamiento*, 5, 121-141.

Noronha, A. P. P., Freitas, F. A., & Ottati, F. (2002). Parâmetros psicométricos de testes de inteligência. *Interação em Psicologia*, 6, 195-202.

Noronha, A. P. P., Sartori, F. A., Freitas, F. A., & Ottati, F. (2001). Informações contidas nos manuais dos testes: um estudo com testes de inteligência. *Psicologia em Estudo*, 6, 195-202.

Oliveira, R. (1973). *Teste R-1 de inteligência não-verbal*. São Paulo: Votor.

Primi, R., & Almeida, L. S. (2000). Estudo de validação da bateria de provas de raciocínio (BPR-5). *Psicología: Teoría e Pesquisa*, 16, 165-173.

Primi, R., Flores-Mendoza, C. E., & Castilho, A. V. (1998). Estudo exploratório das propriedades psicométricas do Teste de Raven Escala Avançada Informatizado. *Boletim de Psicologia*, 48, 67-75.

Primi, R., Santos, A. A. A., & Vendramini, C. M. M. (2002). Habilidades básicas e desempenho acadêmico em universitários ingressantes. *Estudos de Psicologia (Natal)*, 7, 47-55.

Primi, R., Santos, A. A. A., Vendramini, C. M. M., Taxa, F., Muller, F. A., Lukjanenko, M. F., & Sampaio, I. S. (2001). Competências e habilidades cognitivas: diferentes definições dos mesmos constructos. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 17(2), 151-159.

Raven, J., Raven, J. C., & Court, J. H. (1991). *Manual for Raven's Matrices and Vocabulary Scales: section 1. General overview*. Oxford, Reino Unido: Oxford Psychologists Press.

Reeve, C. L., & Hakel, M. D. (2002). Asking the right questions about g human performance, 15, 47-74.

Ribeiro, I. S. (1998). *Mudanças no desempenho e na estrutura das aptidões*. Tese de doutorado não-publicada, Universidade do Minho, Braga, Portugal.

Schelini, P. W. (2000). *Bateria multidimensional de inteligência infantil: Proposta de instrumento*. Tese de doutorado não-publicada, Pontifícia Universidade Católica de Campinas, São Paulo.

Sisto, F. F., Codenotti, N., Costa, C. A. J., & Nascimento, T. C. N. (1979). Testes psicológicos no Brasil: que medem realmente? *Educação e Sociedade*, 1, 152-165.

Sisto, F. F., Santos, A. A. A., & Noronha, A. P. P. (2004). *RI: Teste não-verbal de inteligência – Forma B. Manual*. São Paulo: Vetur.

Spearman, C. (1927). *Las habilidades del hombre: su naturaleza y medición*. Buenos Aires: Paidós.

Sternberg, R. J., & Powell, J. S. (1983). The development of intelligence. In P. H. Mussen (Org.), *Handbook of child psychology* (pp. 341-419). Nova York: John Wiley & Sons.

Thurstone, L. L. (1931). Multiple factor analysis. *Psychological Review*, 38, 406-427.

Thurstone, L. L. (1938). *Primary mental abilities*. Chicago: University of Chicago Press.

Thurstone, L. L., & Thurstone, T. G. (1941). *Factorial studies of intelligence*. Chicago: University of Chicago Press.

Acácia A. Angeli dos Santos, doutora em Psicologia Escolar e do Desenvolvimento Humano pela Universidade de São Paulo, é professora no curso de Psicologia e no Programa de Pós-graduação *stricto sensu* em Psicologia da Universidade São Francisco (Itatiba, SP). Endereço para correspondência: Universidade São Francisco; Programa de Pós-graduação em Psicologia; Rua Alexandre Rodrigues Barbosa, 45; Itatiba, SP; CEP 13251-040. E-mail: acacia.santos@saofrancisco.edu.br

Ana Paula Porto Noronha, doutora em Ciência e Profissão pela Pontifícia Universidade Católica de Campinas, é bolsista de produtividade do CNPq e professora no curso de Psicologia e no Programa de Pós-graduação *stricto sensu* em Psicologia da Universidade São Francisco (Itatiba, SP).

Fernando Fernandes Sisto, doutor em Pedagogia pela Universidade Complutense de Madrid e livre-docente em Psicologia do Desenvolvimento pela Universidade Estadual de Campinas, é bolsista de produtividade do CNPq e professor no curso de Psicologia e no Programa de Pós-graduação *stricto sensu* em Psicologia da Universidade São Francisco (Itatiba, SP).