

---

# ESTUDO SOBRE A DIMENSIONALIDADE DO R-1: TESTE NÃO VERBAL DE INTELIGÊNCIA

---

MARLENE ALVES DA SILVA  
Clínica Fênix – Vitória da Conquista - BA - Brasil

---

## RESUMO

---

*O presente estudo objetivou verificar a possibilidade de unidimensionalidade do R-1: Teste Não Verbal de Inteligência por meio da análise dos resíduos dos componentes principais, no modelo Rasch. Para tanto, foram investigados 409 candidatos à obtenção, renovação, mudança de categoria e adição da Carteira Nacional de Habilitação, que participaram da avaliação psicológica em uma clínica credenciada do DETRAN-BA. Desses, 306 (74,8%) eram do sexo masculino e 103 do feminino, com idade variando entre 18 e 65 anos ( $M=29,79$ ;  $DP=10,64$ ). Os resultados para esta amostra, índice acima de 0,50, confirmaram a unidimensionalidade do Teste R-1. Sugere-se que novos estudos sejam realizados com amostras diferentes, a fim de que as investigações sejam ampliadas.*

**Palavras-chave:** *Inteligência; Teste R-1; teoria de resposta ao item; modelo Rasch; avaliação psicológica de motoristas.*

---

## ABSTRACT

---

### **UNIDIMENSIONALITY STUDY ABOUT R-1 TEST OF NONVERBAL INTELLIGENCE**

*This study aimed to verify the possibility of unidimensionality of R-1: Test of Nonverbal Intelligence when analyzed by the Rasch model through the principal residual component analyses. To accomplish this 409 candidates for acquisition, renewal, change of category and the addition of Driver's License were investigated when they participated of the psychological assessment at a clinic of DETRAN-BA. Among them, 306 (74.8%) were male and 103 were female, aged between 18 and 65 years ( $M = 29.79$ ,  $SD = 10.64$ ). The results for this sample, indexed above .50, confirmed the unidimensionality of the R-1 Test. It is suggested that further studies with different samples be performed to amplify the research.*

**Key words:** *Intelligence, R-1 Test; item response theory; Rasch model; drivers psychological assessment.*

---

## INTRODUÇÃO

O objetivo da Psicologia é descrever, explicar e prever os fenômenos estudados (Arias, 1996). Para tal, deve fazer uso de métodos, técnicas e testes psicológicos. Assim, teste psicológico se refere a um procedimento sistemático, objetivo e passível de demonstração, representativo de uma amostra de comportamento, que analisada segundo regras pré-determinadas baseada em dados empíricos, permite compreender o funcionamento cognitivo, afetivo ou ambos (Cronbach, 1996; Muniz, 2010; Noronha, 2009; Urbina, 2007).

Nessa direção, Spearman (1904), para estudar os testes de inteligência, desenvolveu um método estatístico que tinha como característica o modelo unidimensional de intercorrelações. O pressuposto da unidimensionalidade significa que apenas uma habilidade latente pode ser medida pelo conjunto de itens que compõem o teste. Dessa forma, apenas um único atributo estaria envolvido na resposta como um fator dominante (Almeida & Primi, 2010; Pasquali, 2003; Spearman, 1904, 1927).

Uma das formas de verificar a unidimensionalidade é por meio do modelo Rasch, que descreve o padrão esperado de probabilidades de acerto de um item X com um sujeito de habilidade Y. Esse modelo assume a existência de um traço latente unidimensional, em outras palavras, um padrão ideal de respostas completamente determinado pela relação entre habilidade e dificuldade. Assim sendo, o modelo de Rasch é considerado um modelo probabilístico (Chachamovich, 2007; Hattie, 1985; Pasquali, 2003; Tennant & Pallant, 2006).

Nesse modelo os itens podem ser organizados por ordem de dificuldade, de forma que essa ordem independa das habilidades das pessoas, pois sabe-se da existência da multideterminação atuando sobre uma pessoa ao responder um item ou um grupo de itens (Stout, 1987; Vitória, Almeida & Primi, 2006). De tal modo, o desempenho em um teste pode ser influenciado por variáveis, como memória, motivação, ambiente, entre outras, inerentes à própria aplicação do instrumento, porém, não interfere na capacidade principal dominante. Dessa forma, a questão principal não é avaliar, se o teste é unidimensional, mais em que medida as dimensões adicionais geram distorções na capacidade principal ou se há um atributo latente dominante (Arias, 1996; Wright & Stone, 2004, citado por Vitória, Almeida & Primi, 2006). Para satisfazer o postulado da unidimensionalidade é suficiente admitir que haja um fator dominante responsável pelo conjunto de itens e supor que esse fator é medido pelo teste. Assim sendo, a interpretabilidade dos achados fica garantida, uma vez que o significado desses é conhecido (Pasquali, 2003; Urbina, 2007).

Em relação às formulações conceituais para calcular a unidimensionalidade não existe consenso entre os autores, pois a definição é fornecida pela forma de avaliação (Vitória, Almeida & Primi, 2006), pois mais de 80 índices diferentes foram identificados para calcular a unidimensionalidade (Pasquali, 2003). Portanto, neste estudo, destaca-se a análise dos resíduos dos componentes principais, modelo Rasch, baseado na Teoria de Resposta ao Item – TRI. Assim, segundo Pasquali (2003, p. 84), essa teoria “*postula que há apenas uma aptidão responsável pela (ou traço subjacente à) realização de um conjunto de tarefas (itens)*”. Essa análise avalia a matriz de covariância residual, depois de extraído o primeiro fator e busca a linearidade das respostas. Além disso, ela procura comparar os valores dos

---

---

*eigenvalues* do primeiro e do segundo item para verificar, se a segunda dimensão apresenta peso relativo na explicação da covariância das respostas (Arias, 1996; Pasquali, 2003).

Por essa razão, muitas investigações referentes aos testes psicológicos, publicados e estudados, sustentam a hipótese de unidimensionalidade, porém poucos a confirmam. Dentre os testes desenvolvidos, considerados pelos autores como unidimensionais, encontram-se os de inteligência, como o Teste das Matrizes de Raven e o R-1: Teste Não Verbal de Inteligência (Angelini, Alves, Custódio & Duarte, 1999; Alves, 2002). O Teste das Matrizes Progressivas de Raven avalia a Inteligência ou fator *g*, a capacidade de fazer comparações, raciocinar por analogia e desenvolver um método lógico dessas comparações (Raven, 1938, citado por Angelini et al., 1999).

De acordo com Spearman (1927), a atividade mental envolve a capacidade de extrair um significado de uma situação e desenvolver outras compreensões, estabelecendo novos conceitos como facilitadores na resolução de problemas e na tomada de decisões. Além disso, uma atividade mental reprodutiva constitui-se em uma base cultural de conhecimentos, que inclui o domínio, a lembrança e a reprodução. Em outras palavras, a inteligência é a capacidade de apreensão da própria experiência, a educação de relações e correlatos, explicada por um fator geral (*g*) comum a todas as habilidades e a fatores específicos (*s*).

Com base nesse princípio, Raven optou por construir itens de caráter gráfico para evitar influências de elementos culturais e de treinamento e, assim, captar o fator *g*. O próprio Spearman considerou o Teste de Raven a melhor prova não verbal para avaliar o fator *g* ou a educação (Savage, 1968, citado por Angelini et al., 1999). Já o Teste R-1, segundo Oliveira (1973) foi desenvolvido, baseado no Teste de Raven com os pressupostos da teoria de Spearman, ou seja, na unidimensionalidade, o que significa que os 40 itens medem apenas uma dimensão da inteligência (Alves, 2002).

O manual do Teste R-1, apresenta estudos psicométricos de precisão e validade. Em relação à precisão pelo método do reteste foi obtido coeficiente de correlação de 0,68 e pelo métodos das metades entre itens pares e ímpares a correlação foi de 0,80, que corrigida pela fórmula de Spearman-Brown foi 0,89. Em relação aos estudos de validade, pode-se citar a correlação com o Teste de Matrizes Progressivas de Raven – Escala Geral, cujo coeficiente foi de 0,76.

O manual do Teste R-1 também apresenta fundamentação que permite a interpretação de que o teste é unidimensional, além disso, proporciona uma tarefa semelhante ao Teste de Raven, portanto medição do fator *g*, e a avaliação pela pontuação total do teste. No entanto, na página 36, a autora contradiz a informação de unidimensionalidade, quando declara que os itens iniciais apresentam figuras de objetos concretos que facilitam a compreensão do examinado, nas palavras da autora “os itens 1 a 7 são figuras de objetos comuns com uma parte faltando e constituem-se em estímulos concretos, ou seja, exigem o completamento de uma figura concreta”, portanto, indicativo de itens dependentes de aprendizagem, além de descrever, na página 39, os vários tipos de raciocínio subjacentes em cada item. Ressalta-se que Raven, na criação do teste, optou por itens de caráter gráfico geométrico para evitar influências da aprendizagem.

Acrescenta-se a isso, conforme descrito nos estudos psicométricos em relação a análise dos itens, na página 31 do manual que, a autora estabeleceu como critério 0,25, o índice discriminatório para o cálculo da correlação ponto bisserial de cada item. Das 40 questões que compõem o teste, seis

---

delas não alcançaram o critério, a saber, os três primeiros itens, assim como, os itens 29, 36 e 40. Ela justificou que “os três primeiros itens, por serem considerados itens introdutórios ao teste, são muito fáceis e por isso não são discriminativos”, já o 36, foi considerado muito difícil, o 40 mostrou uma correlação baixa negativa e, para o item 29 não apresentou justificativa, mas no manual é descrito como raciocínio de “*alternância e progressão numérica*” (Alves, 2002, p. 39).

Adicionando a isso, informou existir “uma tendência global decrescente nas porcentagens de acerto” e ocorrência de “muitas oscilações nos itens mais fáceis e mais difíceis” (Alves, 2002, p. 31). Será que após esses resultados, as evidências de validade em relação à unidimensionalidade se sustentam, pois os itens do teste apresentaram conteúdo diferenciado do proposto, ou seja, seis itens do total de 40 não foram discriminativos. Portanto, a variabilidade dos resultados mostrou que os itens desalinhados podem sugerir alta possibilidade de mais de uma dimensão.

Ademais, em relação ao estudo da unidimensionalidade Sisto, Santos e Noronha (2007) consideram as relações entre os itens dentro de um teste e a necessidade de verificação de que todos os seus itens medem o mesmo construto. Dessa forma, as respostas das pessoas para todos os itens dependeriam do traço ou da habilidade subjacente.

O modelo de Rasch é considerado um dos métodos mais potentes para assegurar a unidimensionalidade. Dentre as estratégias estatísticas, uma das mais utilizadas se baseia na análise dos resíduos dos componentes principais. Os resíduos localizados no primeiro fator, determinado pela análise, constituem dois subgrupos de itens, o primeiro composto pelos itens com cargas mais positivas e o segundo com cargas mais negativas. Em seguida, as estimativas de habilidade de cada sujeito (calculada a partir dos dois subgrupos de itens) são comparadas por meio do teste *t*-pareado. A ausência de diferença significativa entre as duas estimativas indica unidimensionalidade (Chachamovich, 2007; Nunes & Primi, 2009; Urbina, 2007).

Isto posto, conforme busca realizada na base de dados PEPsic – Periódicos Eletrônicos em Psicologia e SciELO – Scientific Electronic Library Online, em setembro de 2013, com as palavras unidimensionalidade e dimensionalidade, não foi encontrado estudo com o R-1: Teste Não Verbal de Inteligência, fato que motivou o presente estudo. Contudo, foi localizada uma análise fatorial do Teste R-1 realizada por Nascimento e Alves (2005), com 2.101 sujeitos curitibanos, com idade variando entre 18 e 65 anos e com níveis de escolaridade, que variaram desde o ensino fundamental ao superior completo. A análise dos componentes principais identificou a possibilidade de extração de oito fatores explicando 45,77% da variância, sendo que o primeiro fator explicava 20,19% da variância e os componentes restantes não explicavam mais que 3% da variância, e que poderiam ser desconsiderados. Além disso, as autoras realizaram diferentes análises e, portanto, concluíram como melhor solução para as dimensões, aceitarem um único fator. Os resultados apontaram uma alfa de 0,8659, considerando todos os 40 itens e “os itens 1, 2, 29, 30, 36, 37, 38, 39 e 40 são aqueles que apresentaram cargas fatoriais baixas em qualquer das soluções fatoriais” (p.14). As autoras justificaram que os itens 1, 2 e 36 obtiveram variância muito pequena, quase nula e se, retirados, o alfa de Cronbach passava para 0,8863. Resultado que aponta pouca influência na precisão dessa amostra.

Diante do exposto, buscou-se a sustentação da unidimensionalidade da medida de Inteligência como sugere a autora em seu manual. Se o mesmo apresentar indicador superior a 0,50, considerado um bom índice de ajuste, a pontuação total da pessoa será um resumo da habilidade subjacente.

---

Em razão disso, a presente pesquisa objetivou o estudo da unidimensionalidade do Teste R-1 por meio da análise dos resíduos dos componentes principais do modelo Rasch.

## MÉTODO

### Amostra

O estudo foi realizado a partir de um banco de dados de uma clínica de Exame de Aptidão Física e Mental e Avaliação Psicológica credenciada pelo DETRAN-BA, composto inicialmente de 415 pessoas. Utilizou-se como critério de exclusão os protocolos que apresentavam abaixo de 15% de respostas, ou seja, que não responderam as seis primeiras questões consideradas pela autora como fáceis, o que pode considerar como não entedimento, do candidato, em relação à tarefa solicitada, conforme foi informado pela perita que realizou o processo avaliativo. Esses candidatos foram considerados como inaptos temporários, o que significa que retornaram à clínica para realizar nova avaliação. Dessa forma, foram excluídos seis protocolos, cujas pessoas responderam de uma a cinco questões.

A amostra, portanto, constituiu-se de 409 candidatos que participavam da avaliação psicológica para a concessão da primeira habilitação (71,6%), renovação (22,75), mudança (4,4%) e adição (1,2%) de categoria da Carteira Nacional de Habilitação. Desses, 306 (74,8%) do sexo masculino e 103 feminino, sendo 204 (49,9%) solteiros, 182 (44,5%) casados e 23 (5,6%) eram separados ou viúvos. As idades variaram entre 18 e 65 anos ( $M=29,79$ ;  $DP=10,64$ ), sendo que 212 pessoas (51,7%) estavam na faixa entre 18 e 27 anos, conforme visualização apresentada na Figura 1.

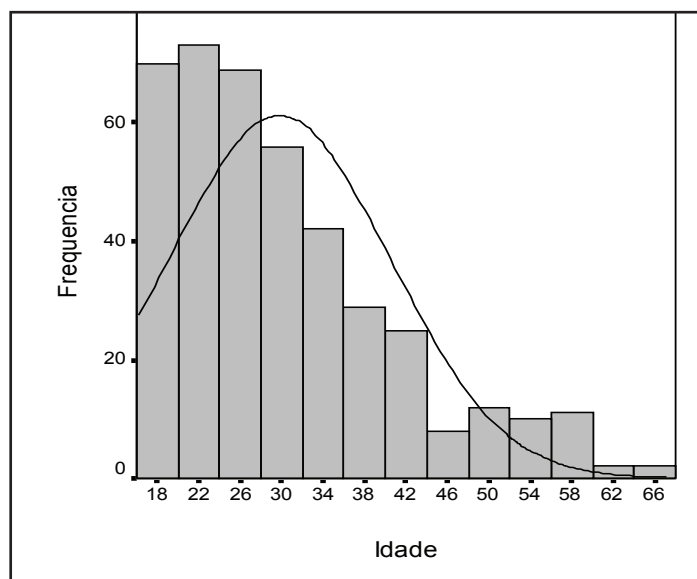


Figura 1. Histograma da idade dos participantes

---

## INSTRUMENTO

### R-1: Teste Não Verbal de Inteligência de Rynaldo de Oliveira (Alves, 2002).

O teste tem como objetivo avaliar a inteligência de adultos, é constituído por 40 itens, apresentados em um caderno. Cada item corresponde a uma figura com uma parte faltando, que deverá ser completada por uma das seis a oito alternativas apresentadas abaixo da mesma. As respostas são transcritas em uma folha de respostas, na qual a pessoa deverá escrever a letra correspondente da alternativa elegida. Na correção, feita com o uso de um crivo, é atribuído um ponto para cada resposta correta. O resultado obtido é transformado em percentil de acordo com a tabela de normas apropriada para a amostra. A administração pode ser individual ou coletiva e o limite de tempo da aplicação é de 30 minutos. Em situações de uso clínico ou especiais, em que for necessário obter mais dados sobre o avaliando, pode-se aplicar o teste sem limite de tempo.

### Procedimento

Os atendimentos aos candidatos foram realizados de forma coletiva com o máximo de 10 pessoas por vez, no período de fevereiro a agosto de 2013. Esse instrumento faz parte da bateria de testes psicológicos aplicado no processo de avaliação psicológica e foi aplicado após os testes de atenção e personalidade, portanto, o último instrumento. As instruções para a aplicação se deram conforme as constantes no manual do instrumento e foram observadas as recomendações de ética em pesquisa. Os participantes foram consultados sobre a disponibilidade de participar da pesquisa.

## RESULTADOS

Inicialmente verificou-se a consistência interna por meio do alfa de Cronbach e após, a média, o desvio padrão, o valor mínimo e máximo para a caracterização do instrumento em estudo. Em seguida foi realizada a análise de componentes principais.

Um teste com uma extensão razoável precisaria ter pelo menos três itens para afirmar a presença de uma dimensão secundária e, caso tenha menos, é provável que seja unidimensional. Nessas condições, estudos de simulação realizados sugeriram que os valores de *eigenvalues* inferiores a 1,4 podem ser considerados aleatórios. Em decorrência, quando os resultados forneceram um *eigenvalue* superior a 1,4, prosseguiu-se às análises, e foram selecionados os itens de maior saturação em relação à dimensão positiva e negativa do primeiro fator. Para interpretar as correlações encontradas entre os fatores extraídos dos resíduos, foi assumida a hipótese de que se trataria de testes paralelos e considerou-se o limite de 0,51 para a correlação de Pearson como indicadora da escala ser unidimensional.

O coeficiente de consistência interna, alfa de Cronbach, dos itens apresentou índice de 0,87. Já, a Tabela 1 apresenta os dados das estatísticas descritivas do Teste R-1 e mostra a média, o desvio padrão, os valores mínimos e máximos dos *infit* e *outfit* e o erro-padrão para os itens do instrumento.

Tabela 1. Parâmetros de ajuste dos itens do Teste R-1

Parâmetros	Itens		
	<i>Infit</i>	<i>Outfit</i>	<i>Erro</i>
Média	0,97	1,08	0,16
DP	0,16	0,83	0,06
Máximo	1,52	4,77	0,32
Mínimo	0,78	0,33	0,11
1,5 < > 2,0	1 (2,50%)	3 (7,50%)	
< 2,0	0 (0,00%)	2 (5,00%)	

Os resultados relacionados aos itens mostraram uma média para o *infit* de 0,97 (DP=0,16), supondo-se que a maioria deles foi respondida conforme o padrão esperado, isto é, 1,00. No entanto, observou-se que os valores *infit* ficaram entre 0,78-1,52. Apenas o item 40 apresentou valor superior a 1,50, considerado desajustado de acordo com Linacre (2005). Dessa forma, constatou-se que a variabilidade do *infit* dos itens esteve entre níveis esperados e, portanto, com o ajuste adequado.

O modelo, em questão, apresentou adequação satisfatória, pois o valor médio relacionado ao *outfit* foi de 1,08 (DP=0,83), no entanto, seus valores tiveram uma variação entre 0,33-4,77 e cinco deles (12,50%) tiveram valores superiores a 1,50. Como o *outfit* leva em consideração os casos considerados anômalos, esse resultado sugere que poucas pessoas acertaram itens que, pelo seu padrão, não deveriam e, outras, erraram itens, quando a expectativa seria acertá-los.

Por sua vez, conforme pode ser observado na Tabela 2, em relação às pessoas, a maioria apresentou o padrão esperado que seria de 1,00, pois a média do *infit* foi de 0,97 (DP=0,26) e a do *outfit* foi de 1,05 (DP=0,99), com uma média de erro de 0,47 (DP=2,39).

Tabela 2. Parâmetros de ajuste das pessoas no Teste R-1

Parâmetros	Pessoas		
	<i>Infit</i>	<i>Outfit</i>	<i>Erro</i>
Média	0,97	1,05	0,47
DP	0,26	0,99	0,08
Máximo	2,05	9,90	1,09
Mínimo	0,53	0,18	0,42
1,5 < > 2,0	6 (1,47%)	29 (7,1%)	
< 2,0	12 (2,90%)	41 (10,00%)	

No que concerne ao *infit*, constatou-se que 18 pessoas (4,40%) apresentaram escolhas desajustadas, de acordo com Linacre (2005), cujo valor máximo deve ser de 1,50. Resultado semelhante foi encontrado em relação ao *outfit*, que acusou 70 (17,1%) pessoas com respostas inesperadas em razão de sua habilidade intelectual. De forma geral, os percentuais de desajuste podem ser considerados baixos.

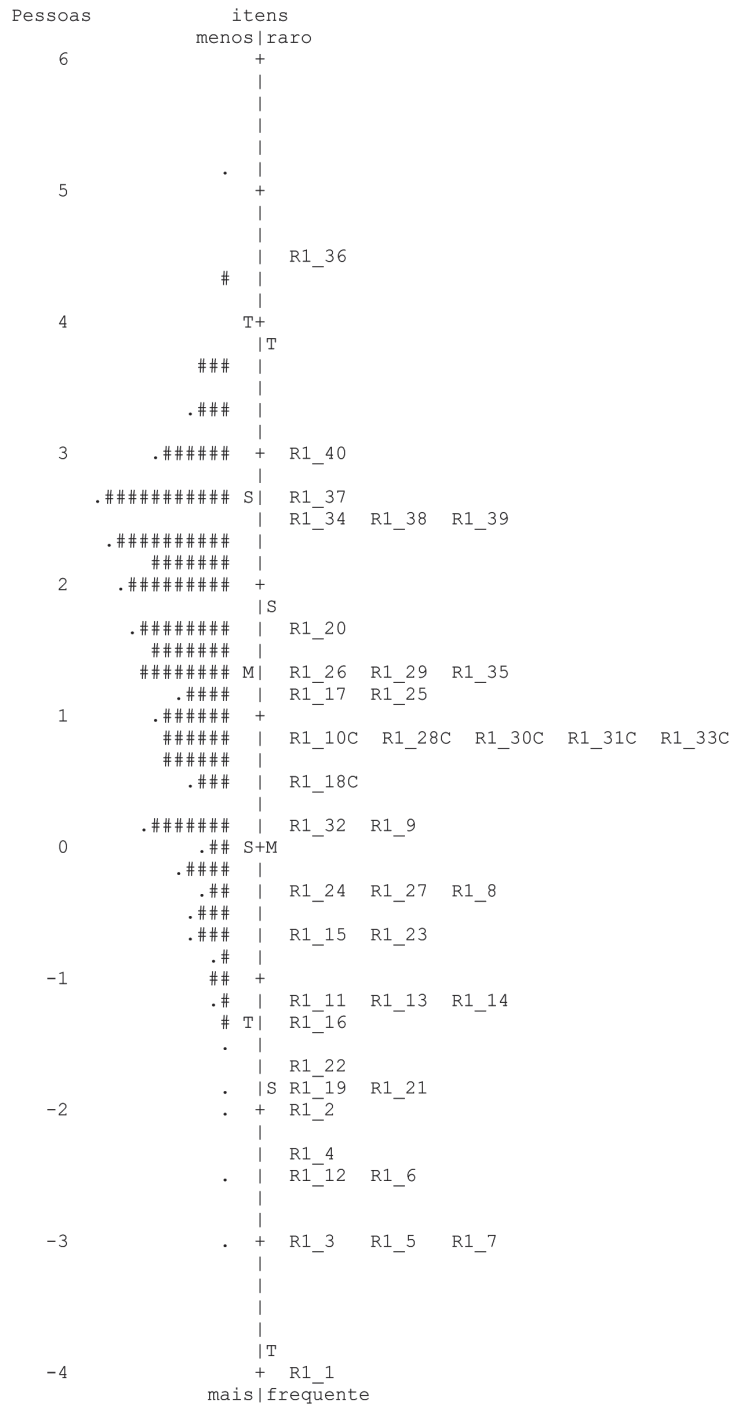


Figura 2. Representação dos itens por ordem de dificuldade e distribuição das pessoas pela escala



---

Em relação ao intervalo de distribuição dos itens na escala, houve variação, conforme pode ser observado na Figura 2. Para facilitar a compreensão, para as pessoas não familiarizadas com esse tipo de representação, será apresentada a seguir uma explicação. Os itens na base da figura são os mais fáceis para os participantes e os mais difíceis estão no topo. Para cada item são apresentados o número do item e a descrição. No corpo do mapa, na linha pontilhada vertical, estão colocadas as categorias para cada item, cuja posição é dada pelos limiares na escala de *theta*. Na margem inferior do mapa é apresentada a distribuição dos respondentes, esse número deve ser lido em cada faixa na vertical. A escala do *theta* teve amplitude de -4 a + 6, que representa o nível de dificuldade do item, sendo os positivos mais difíceis e os negativos mais fáceis

Logo abaixo da frequência de participantes estão dispostos as letras T, S e M que se referem, respectivamente a dois desvios padrões abaixo ou acima da média, um desvio padrão abaixo ou acima da média e a média. A Figura 2 aponta que o item 36 foi considerado o item mais difícil, ou seja, que poucas pessoas responderam corretamente e que o item 1 foi respondido corretamente por todas as pessoas. Sob essa perspectiva, vale lembrar que o item 1 corresponde a um raciocínio de complementação de uma figura concreta.

Esse resultado indica itens com poder de discriminação diferenciado. Ao lado disso, a média das pessoas (letra M na coluna de pessoas) foi superior a da média dos itens (letra M na coluna de itens). Esse dado sugere que os itens do teste tenderam a ser fáceis para as pessoas dessa amostra. A Figura 2 indica que houve poucos itens considerados difíceis, como exemplo, o item 36 e o 40, e outros muito fáceis como os itens 3, 5 e 7.

Na sequência realizou-se a análise dos resíduos dos componentes principais. Essa análise indicou que o conjunto de itens é capaz de explicar 31,8% de variância total, e 39% da variância não é explicada. Após, verificou-se os itens que forneceram cargas fatoriais acima de 0,25 critério referenciado no manual do teste e, adotado neste estudo, conforme pode ser visto na Tabela 3. A tabela apresenta mais itens com valores abaixo de 0,25 para mostrar o motivo da retirada de apenas seis itens positivos e seis negativos para o contraste.

Tabela 3. Itens com carga fatorial superior a 0,25, Infit, Outfit do fator 1, extraído por análise de componentes principais dos resíduos padronizados

Itens	Measure	Infit Mnsq	Outfit Mnsq	Saturação fatorial
22	- 1,72	0,78	0,44	0,58
13	- 1,23	0,78	0,44	0,57
14	- 1,09	0,88	0,68	0,47
21	- 1,84	0,88	0,87	0,42
19	-1,76	0,91	0,75	0,42
12	-2,56	0,92	0,48	0,42
15	- 0,67	0,85	0,96	0,29
27	- 0,33	0,80	0,71	0,22
33	0,85	0,91	0,93	-0,34
40	2,98	1,52	3,79	-0,34
36	4,56	1,12	4,77	-0,30
29	1,34	1,39	1,82	-0,30
20	1,75	0,87	1,12	-0,29
34	2,42	0,86	1,24	-0,26
18	0,56	0,88	0,76	-0,21
30	0,88	1,22	1,32	-0,21

Os itens, com saturação fatorial positiva selecionados, foram 12, 13, 14, 19, 21 e 22 e os com carga negativa foram 20, 29, 33, 34, 36 e 40. Portanto, foram excluídos os itens 27, 18 e 30. O conjunto de itens foi submetido, separadamente, a uma análise pelo modelo de Rasch, para novo cálculo das pontuações das pessoas. Com as novas pontuações de cada pessoa, nos dois conjuntos, foram calculadas as correlações.

O coeficiente de correlação de *Pearson* encontrado foi de  $r = 0,17$ . Esse coeficiente corrigido pela fórmula de profecia de Spearman-Brown, teve por base a extensão de 40 itens e resultou em um valor  $r = 0,57$ . Esse valor superior a 0,51 sugere que os dois conjuntos, que estavam mais discrepantes, não possuem variância suficiente para compor um outro fator, portanto, esse resultado admite a unidimensionalidade do teste. A escala obtida nesse fator é suficiente para explicar os mecanismos subjacentes a ela.

## DISCUSSÃO E CONCLUSÃO

O presente estudo objetivou verificar a dimensionalidade do R-1: Teste Não Verbal de Inteligência. A indicação, para a sua interpretação, é por meio da avaliação de uma única pontuação, ou seja, a soma de todos os itens corretos, o que pressupõe tratar-se de uma medida unidimensional.

---

A inteligência é uma das características mais importantes da pessoa e sua avaliação precisa ser realizada de forma apropriada, pois um resultado errôneo pode trazer prejuízos para o examinando. Dessa forma, os instrumentos propostos a fim medi-la necessitam de constante estudo de validade em diversas amostras, para comparações e relações com modelos teóricos.

Muitos testes de inteligência foram desenvolvidos com base na proposta teórica de Spearman (1904, 1927) e pressupõem a existência do fator  $g$ , subjacente às atividades realizadas pelas pessoas. Assim, o R-1: Teste Não Verbal de Inteligência (Alves, 2002) encontra-se entre os instrumentos mais conhecidos e utilizados no Brasil. Por ser um instrumento proposto para medir a inteligência e largamente utilizado, é preciso cuidado redobrado, visto que facilmente o resultado pode ficar comprometido em decorrência das características da amostra.

Para a realização de estudos de validade, o método da TRI, tem sido cada vez mais utilizado, pois uma das suposições dessa teoria é a unidimensionalidade, que postula a existência de uma aptidão responsável pela realização de conjunto de itens. Portanto, na tentativa de sustentação dessa hipótese, esse teste foi analisado por meio dos resíduos dos componentes principais no modelo de Rasch.

Tomou-se o Teste R-1 como um todo e, para a análise de correlação para o primeiro contraste, retirou-se os itens 12, 13, 14, 19, 21 e 22, pois apresentaram cargas fatoriais mais positivas. Esses itens, foram descritos por Alves (2002) da seguinte forma, o item 12 introduz um novo tipo de raciocínio e uma nova forma de apresentação do problema, por meio de figuras separadas e relacionadas entre si. O item 13 exige que a pessoa perceba a relação de identificação e analogia por uma inversão de posição. Os itens 14 e 19 apresentam o aumento de número de figuras na matriz, e os 21 e 22 caracterizam o aumento de número de figuras na matriz e solicitam uma identidade no sentido horizontal.

Com relação aos itens que apresentaram maiores cargas negativas, encontravam-se os itens 20, 29, 33, 34, 36 e 40. No manual do teste são descritos como, o item 20 propõe um raciocínio de subtração, o 29, 33, 34 e 36 formam o grupo de itens que caracterizam o aumento de número de figuras na matriz e solicitam raciocínio numérico, superposição, subtração, deslocamento desigual respectivamente e, finalmente, o item 40 com diversos raciocínios numéricos.

Ao observar a linha hipotética ao longo do qual os itens e as pessoas se encontram de acordo com as dificuldades e a medida, pode-se observar que os itens 36, 40 e 37, 34, 38 e 39 que estão na parte superior da linha, portanto, cujos acertos são raros, são considerados os mais difíceis. O resultado do item 36, foi o mesmo encontrado por Alves (2002) em seu manual. Da mesma forma, a interpretação em relação às pessoas, que se encontram no alto da linha são consideradas as mais capazes. Em contrapartida, os itens 1, 3, 5 e 7 que ficaram na parte inferior da linha, são os mais fáceis. Segundo Alves (2002), os itens de 1 a 8 exigem da pessoa respondente a complementação de uma figura concreta, portanto, considerados itens fáceis.

Em relação às cargas fatoriais, sugere-se valores acima de 0,40 a partir de 10 itens, aceitando-se cargas fatoriais menores, quando o número de participantes ultrapassar 300, caso deste estudo (Arias, 1996). Dessa forma, estabeleceu-se índice de 0,25 para a extração por componentes principais de resíduos. Para a análise, adotou-se como critério seis itens dos subconjuntos positivos e negativos, cujo resultado indicou a presença de um único fator, confirmando a unidimensionalidade do teste.

Os resultados das análises realizadas forneceram elementos para aceitar a sustentabilidade da unidimensionalidade. Tal hipótese explicativa poderá ser investigada em estudos futuros considerando amostras e contextos diferentes.

## REFERÊNCIAS

- Almeida, L.S. & Primi, R. (2010). Considerações em torno de medida da inteligência. In: L. Pasquali e cols., *Instrumentação psicológica: Fundamentos e práticas*. (pp. 386-410). Porto Alegre: Artmed.
- Alves, I.C.B. (2002). *R-1: Teste Não Verbal de Inteligência: Manual*. São Paulo: Vetor.
- Angelini, A.L., Alves, I.C.B., Custódio, E.M., Duarte W.F. & Duarte J.L.M. (1999). *Manual Matrizes Progressivas Coloridas de Raven: Escala especial*. São Paulo: Centro Editor de Testes em Psicologia.
- Arias, R.M. (1996). *Psicometría: Teoría de los tests psicológicos y educativos*. Madrid: Editorial Síntesis.
- Chachamovich, E. (2007). *Teoria de Resposta ao Item: Aplicação do modelo de Rasch em desenvolvimento e validação de instrumentos em saúde mental*. Tese de Doutorado da Faculdade de Medicina da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.
- Cronbach, L.J. (1996). *Fundamentos da testagem psicológica*. Porto Alegre: Artes Médicas.
- Hattie, J. (1985). Methodology review: Assessing unidimensionality of tests and itens. *Applied Measurement Psychological*, 9 (2),139-164.
- Linacre, J.M. (2005). A user's guide to WINSTEPS Ministep Rasch-Model computer programs. Acesso em 20/09/2010, de: <http://www.winsteps.com/winpass.htm>.
- Muniz, J. (2010). Las teorías de los tests: Teoría clásica y teoría de respuesta a los ítems. *Papeles del Psicólogo*, 31 (1), 57-66.
- Nascimento, E. & Alves, I.C.B. (2005). Análise fatorial do Teste de Inteligência Não Verbal R-1. *Programa e Resumos do EMAP: VII Encontro Mineiro de Avaliação Psicológica: 100 anos de criação de Testes Psicológicos. Teorização e Prática*. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais, p. 14.
- Noronha A.P.P. (2009). Testes psicológicos: Conceito, uso e formação do psicólogo. In: C. H. Hutz (Org.), *Avanços e polêmicas em avaliação psicológica*. (pp. 71-91). São Paulo: Casa do Psicólogo.
- Nunes, C.H.S.S. & Primi, R. (2009). Teoria de resposta ao item: Conceitos e aplicações na Psicologia e na Educação. In: C. H. Hutz (Org.), *Avanços e polêmicas em avaliação psicológica*. (pp. 25-69). São Paulo: Casa do Psicólogo.
- Pasquali, L. (2003). *Psicometria: Teoria dos testes na Psicologia e na Educação*. Petrópolis: Editora Vozes.

- Pasquali, L. (Org.). (2010). *Instrumentação psicológica: Fundamentos e práticas*. Porto Alegre: Artmed.
- Sisto, F.F.; Santos, A.A.A. & Noronha A.P.P. (2007). Estudo sobre a dimensionalidade do Teste R-1- Forma B. *Psicologia em Estudo*, 12 (1),185-193.
- Spearman, C. (1904). "General intelligence", objectively determined and measured. *American Journal of Psychology*, 15, 201-293.
- Spearman, C. (1927). *Las habilidades del hombre: Su naturaleza y medición*. Buenos Aires: Paidós.
- Stout, W. (1987). A nonparametric approach for assessing latent trait unidimensionality. *Psychometrika*, 52, 589-617.
- Tennant A. & Pallant J.F. (2006). Unidimensionality matters! (A tale of two Smiths). *Rasch Measurement Transactions*, 20 (1), 1048-1051.
- Vitória, F., Almeida, L.S., & Primi, R. (2006). Unidimensionalidade em testes psicológicos: Conceito, estratégias e dificuldades na sua avaliação. *Revista de Psicologia da Vetor Editora*, 7 (1), 1-7.
- Urbina, S. (2007). *Fundamentos da testagem psicológica*. Porto Alegre: Artmed.

Recebido em 3/10/13  
Revisto em 01/03/14  
Aceito em 06/03/14