

## Comparação das versões completa e reduzida da Escala de Competência de Estudo utilizando Rasch com universitários brasileiros

### Comparative analysis of full and reduced versions of Competence Scale Study using Rasch with brazilian college students

Maria Cristina R. A. Joly<sup>1</sup>, Dario Cecilio-Fernandes<sup>2</sup>, Anelise S. Dias<sup>3</sup>, Sandra M. da S. S. Oliveira<sup>4</sup>, Maria Inês Bustamante<sup>4</sup>, Ana Cristina Ávila-Batista<sup>2</sup>, Leandro S. Almeida<sup>5</sup>, Alexandra M. Araújo<sup>5</sup>, e Sílvia C. Monteiro<sup>5</sup>

<sup>1</sup>Universidade de Brasília, <sup>2</sup>Universidade de São Francisco, <sup>3</sup>Universidade Estadual Paulista, <sup>4</sup>Universidade do Vale do Sapucaí, <sup>5</sup>Universidade do Minho

#### Resumo

Este estudo objetivou comparar as duas versões da Escala de Competência de Estudo –ECE (C&T), uma a original com 54 itens e outra reduzida com 19 itens, por meio da Teoria de Resposta ao Item (modelo Rasch). Participaram 126 universitários de ambos os sexos, com idades variando de 17 a 48 anos ( $M = 24.65$ ,  $DP = 6.54$ ). Os coeficientes de precisão obtidos foram de .91 para a escala com 54 itens e de .90 para a de 19, indicando um alto nível de precisão para ambas. Ao ajustar os dados ao modelo Rasch, o erro médio da medida dos itens foi de 0.11 ( $DP = 0.02$ ). As médias do infit dos itens foram de 1,00 ( $DP = 0.18$ ) para a escala com 54 itens e de 1.01 ( $DP = 0.20$ ) para a de 19 itens, e o valor médio do outfit foi de 1,02 ( $DP = 0.41$ ). A dificuldade dos itens foi semelhante nas duas escalas. Constatou-se que a escala de 19 itens apresentou o melhor ajuste, pois diminuíram os itens que estavam desajustados, tanto na quantidade como no valor.

*Palavras-chave:* competência de estudo; avaliação psicológica; Teoria de Resposta ao Item.

#### Abstract

The aim of this study was to compare the original version of Escala de Competência de Estudo – ECE (C&T), with the reduced one by using the Item Response Theory. A sample of 126 college students, male and female, between 17 and 48 years old ( $M = 24.65$ ,  $SD = 6.54$ ) answered the test. The precision coefficients obtained were .91 for the original scale and .90 for the reduced one, indicating a good level of precision for both. The scale's adjustment to the Rasch Model was analyzed, resulting an average error of 0.11 ( $SD = 0.02$ ). The scale with 54 items presents an item's infit mean of 1.00 ( $SD = .18$ ), and the reduced scale presents an item's infit mean of 1.01 ( $SD = .20$ ), and the outfit's mean value is 1,02 ( $SD = 0.41$ ). The difficulty of the items was similar in the two scales. The results presented a better adjustment for the reduced scale, seeing that there were less misfit items, in terms of quantity and value.

*Keywords:* study skills; psychological assessment; Item Response Theory.

O mundo está passando por inúmeras e grandes transformações em decorrência do advento da era do conhecimento, com profundos reflexos sobre a educação. No ensino superior, observa-se que um número maior de pessoas está tendo acesso a ele; no entanto, apresentam poucos conhecimentos, baixo nível de competências de estudo e motivação, para além de fracas competências para autorregular o seu estudo adequadamente. Com base nessas condições, o aluno do ensino superior não consegue alcançar níveis mais altos de autonomia, faltando aos professores subsídios para instigar em seus alunos o desenvolvimento de estratégias de autorregulação e maior autonomia na sua aprendizagem.

Sabe-se que a informação, o conhecimento e as competências na sociedade atual são considerados muito importantes para o crescimento e desenvolvimento do indivíduo, dos seus grupos de pertença e da própria sociedade em geral. Neste contexto torna-se essencial que a formação acadêmica de nível superior capacite as pessoas a adquirir informação e a construir conhecimentos e competências de forma mais autónoma ou independente. Para tanto, se faz necessário desenvolver nos alunos hábitos de trabalho e competências de estudo ao longo do seu percurso académico.

Procurando definir competência, na perspectiva de Tonetto e Gomes (2007), o conceito traduz a utilização de habilidades para realizar um ato estabelecendo ligações entre conhecimento e estratégia. Para desenvolver competências, é necessária a educação formal, treinamento em ações físicas e mentais, bem como análise de experiência e exercício de decisão. As pessoas competentes em informação são aquelas que aprenderam a aprender. Elas sabem como o conhecimento é organizado, como encontrar a informação, como utilizar em situações práticas ou nos problemas a resolver, e como usá-la de modo que outras aprendam a partir dela.

Pensando na autorregulação como motor de um conhecimento mais autónomo e interdisciplinar por parte dos estudantes, cabe aos professores atuarem de forma sistematizada nesta área. Mesmo que a aprendizagem dependa mais do trabalho do aluno que do trabalho do professor, sabemos que a forma de lecionação usada preferencialmente pelo professor condiciona o método de estudo do aluno. Por outras palavras, um ensino muito expositivo ou formas de avaliação dos conhecimentos assentes na memorização e retenção da informação pelos estudantes, dificilmente facilitam a autonomia pretendida dos alunos. Importa, por isso, que o professor desenvolva também o seu conhecimento em torno do construto de autorregulação da aprendizagem (Freire, 2009).

Competências de autorregulação permitem aos alunos o uso de estratégias mais adequadas para o seu sucesso académico. O estudo de Almeida (2007) indica que o nível de aprendizagem dos estudantes varia de acordo com a presença ou ausência de competências de autorregulação. O autor afirma que, mesmo depois de vários anos de

escolaridade básica e intermédia, bastantes alunos chegam à universidade com fracas competências para autorregular o seu estudo de forma eficaz. Por sua vez, entendendo os professores universitários que seus alunos deveriam já ter aprendido a estudar, pouca atenção é dada nas instituições de ensino superior às competências de autorregulação da aprendizagem, definida como a capacidade de gerar pensamentos, sentimentos e condutas, por parte do aluno, para alcançar seus objetivos académicos.

Mais que uma habilidade cognitiva ou uma habilidade de atuação académica, a autorregulação é um processo de autodireção, mediante o qual os estudantes transformam as suas capacidades em habilidades académicas. Este processo baseia-se, entre outros aspectos, no quão conscientes estão os estudantes das suas possibilidades e limitações, no seu grau de orientação para objetivos ou metas centradas no conhecimento e, ainda, no facto de estarem ou não na posse de um espólio disponível de estratégias apropriadas. Aprender é encarado como uma atividade que os alunos desenvolvem proativamente, exigindo processos de auto-iniciativa motivacional, comportamental e metacognitiva (Zimmerman, 2000, 2002; Zimmerman, Greenberg, e Weinstein, 1994).

Cabe aqui uma explicação da perspectiva dos processos de auto-iniciativa motivacional, comportamental e metacognitiva. Zimmerman (2000) considera que a aprendizagem é um processo que o aluno pode iniciar, controlar e desenvolver. Para maximizar o desempenho académico, é necessário potencializar e atualizar a capacidade do aluno para aprender, devendo este coordenar as aptidões cognitivas, metacognitivas e motivacionais, e os próprios comportamentos, tornando mais eficiente seu processo de aprendizagem. Estamos, pois face a um construto complexo e multivariado. Em sua aprendizagem autorregulada, os alunos necessitam implementar uma série de estratégias cognitivas, metacognitivas e motivacionais que lhes permitam construir seu conhecimento de forma significativa. Assim, serão capazes de regular e intencionalmente controlar todo o processo, poderão conhecer suas habilidades, conhecimento possuído, e o que fazer para aprender, terão aprendido a controlar o seu estudo, e a ajustar o seu comportamento e atividades para as demandas de estudo e, finalmente, estarão motivados para aprender e serão capazes de regular a sua motivação (Pintrich, 2000, 2004). Cada vez mais se reconhece que a autorregulação da aprendizagem não se refere somente à utilização isolada das estratégias de aprendizagem por parte do estudante, mas à iniciativa pessoal, à perseverança na tarefa e às habilidades exigidas, independentemente do contexto em que a aprendizagem ocorre. Autorregulação dos alunos se concentra em seu papel como agente, pelo que estes estão conscientes de que o sucesso académico depende particularmente da sua atividade e participação (Bandura, 2001; Zimmerman, 2002; Zimmerman, Greenberg, e Weinstein 1994).

Em relação aos estudos referentes ao tema junto de

estudantes universitários, Vasconcelos, Almeida e Monteiro (2005) realizaram uma pesquisa com 275 alunos de ambos os sexos, sendo 68.7% do sexo masculino, com uma média de idade  $i$  de 18.3 anos ( $DP = 1.25$ ), do primeiro ano dos cursos de Licenciatura em Engenharia Arquitetura, Geografia e Planejamento, Informática de Gestão e Matemática Aplicada da Universidade do Minho. Buscou-se investigar os métodos de estudo dos alunos aquando do ingresso na Universidade, por meio do Inventário de Atitudes e Comportamentos Habituais de Estudo – IACHE (Tavares, Almeida, Vasconcelos, e Bessa, 2004). O IACHE possui 44 itens que abrangem dimensões cognitivas, motivacionais e comportamentais agrupadas em 5 sub-escalas: enfoque compreensivo, enfoque reprodutivo, percepções pessoais de competência, envolvimento no estudo, e organização das atividades de estudo. Os resultados dessa pesquisa apontaram médias mais altas para o sexo feminino em todas as dimensões da escala, o que coincidiu com as médias de pontuação para ingresso na Universidade, também mais altas para o gênero feminino. Foram encontradas diferenças estatisticamente significativas nos enfoques compreensivo e reprodutivo, e na organização do estudo, bem como uma maior proximidade entre os sexos no enfoque de percepções pessoais de competência. Também foram observados níveis mais elevados de correlação entre as pontuações nas sub-escalas e a nota de ingresso na Universidade para o sexo feminino, com ênfase para percepções pessoais de competência, o que ocorreu também para o sexo masculino, seguido, em ambos os sexos, de enfoque compreensivo. Os autores concluíram que existem diferenças entre os gêneros no que tange ao método de estudo, bem como há diferenças individuais no que se refere tanto aos métodos de ensino como ao rendimento acadêmico, quanto na percepção de competência.

Fraga, Lozano e Rioboo (2007) exploraram as dimensões do autoconceito do aluno galego e verificaram a influência dessas dimensões exercem sobre o processo de aprendizagem e sobre o rendimento alcançado pelos alunos. Participaram 711 alunos de formação profissional de grau médio procedentes de 25 centros públicos. Desses 40,1% são do sexo feminino e 59.9% do sexo masculino. Foram aplicados a Escala de Avaliación do Autoconceito para Adolescentes (ESAVA-2), Escala SIACEPA que possui duas subescalas, à saber, a CEPA e a EACM, e o Cuestionário de Dados Pessoais, Familiares e Académicos (CDPFA). O melhor preditor para o autoconceito foi o autoconceito acadêmico. Ainda, as dimensões do autoconceito social geral se relacionaram negativamente sobre o rendimento, a abordagem de orientação para o significado e as metas de aprendizagem, e positivamente, para a abordagem de orientação a reprodução e as metas de reforço social. As dimensões físicas do autoconceito (referentes tanto à aparência quanto à capacidade física) exercem uma determinação negativa sobre o rendimento.

Com o objetivo de identificar quais são as melhores

variáveis, pessoais e contextuais, preditoras do rendimento acadêmico, Almeida, Soares, Guisande e Paisana (2007) aplicaram, em 314 alunos, o Questionário de Vivências Acadêmicas e o Inventário de Atitudes e Hábitos de Estudo. Além disso foram utilizadas as médias dos alunos e as classificações obtidas no primeiro ano. Os resultados mostraram que o melhor preditor para o rendimento dos alunos no final do ano foi a média de candidatura do aluno na Universidade.

Com o objetivo de conferir evidências de validade para a Escala de Competências de Estudos - ECE-Sup, Seco et al. (2010) aplicaram esta escala a uma amostra de 264 estudantes de quatro escolas do Instituto Politécnico de Leiria, sendo a maioria mulheres (61.6%), com idade variando de 18 a 37 anos ( $M = 23.2$ ,  $DP = 6.8$ ). Destes, 52.3% pertencem a área de Ciências e Tecnologias, e 47.7% estão inscritos em cursos na área de Ciências Sociais e Humanidades, frequentando, na época, entre o 1º e o 3º semestre. Tal escala objetiva avaliar as competências de estudo e as abordagens à aprendizagem de estudantes do ensino superior em quatro dimensões - comportamental, cognitiva, motivacional e avaliação -, sendo composta, em sua versão original, de 55 itens.

A análise da correlação item-total foi efetuada, mantendo-se os itens que apresentaram índices acima de .30, ficando a ECE com 48 itens. Em seguida, foi realizada a análise fatorial pelo método dos componentes principais, sendo que o KMO obtido foi de .918, e o Teste de Esfericidade de Barlett apontou para um valor de  $\chi^2(406) = 3089.52$ ,  $p < .001$ . As análises levaram a solução da ECE com 29 itens e dois fatores, 'auto-regulação de comportamentos de estudo', explicando 27.7% da variância, e 'auto-regulação motivacional e cognitiva da aprendizagem', explicando 13.9% da variância. Em seguida, foram excluídos três itens do primeiro fator, em função da análise de juizes, ficando, então, tal fator com 16 itens e o segundo com 10 itens. Quanto à precisão, o fator 'auto-regulação de comportamentos de estudo' obteve um alfa de Cronbach de .91 e, no fator 'auto-regulação motivacional e cognitiva da aprendizagem', o alfa foi de .80. Os autores apontam que a auto-regulação, no que se refere às condutas cotidianas, está vinculada àquela relativa ao nível motivacional e cognitivo, pelo que a correlação entre as duas dimensões foi de .594 ( $p < .001$ ), e concluem que se trata de uma escala promissora no que tange a avaliação da auto-regulação nas dimensões comportamental, por um lado, e motivacional e cognitiva, por outro.

Posteriormente, Almeida e Joly (2013) realizaram um estudo com uma amostra brasileira. A análise fatorial exploratória revelou que os itens se agruparam nos três fatores, apresentando cargas fatoriais bastante altas que variaram de .44 a .66, e comunalidade acima de 32%. Os três fatores explicam 44.83% da variância da escala, sendo que o fator 1 explica 19.3% da variância, o fator 2 explica 14.22% da variância e o fator 3 explica 11.31% da

variância. A análise da precisão foi realizada por meio da consistência interna dos itens (alfa de Cronbach) para cada um dos três fatores. Constataram-se bons índices de precisão para a escala, no total de .81: .79 para o fator 1, .76 para o fator 2 e .53 para o fator 3. Deve-se considerar, ainda, que os resultados nas três dimensões se encontram correlacionados, como seria de esperar de acordo com o construto teórico da autorregulação. Os coeficientes de correlação produto versus momento de Pearson (para  $p \leq .001$ ) foram .374 (fator 1 e 2), .468 (fator 1 e 3) e .352 (fator 2 e 3). Considerando-se a correlação entre o escore total com cada um dos fatores, verificou-se .878 com fator 1, .721 com fator 2 e .684 para fator 3. Dessa maneira, formou-se uma escala reduzida com 19 itens.

A qualidade da pesquisa e da prática em Psicologia depende, em grande escala, das informações ou dos resultados que são colhidos e da atualização, qualidade, confiança e valor dos instrumentos usados (Almeida, 2011). A consolidação do exercício profissional e da investigação em Psicologia acompanham o desenvolvimento e o fortalecimento do estudo dos testes psicológicos, pelo que se torna necessário o desenvolvimento de novas pesquisas. Os testes psicológicos são instrumentos que possibilitam a investigação de uma amostra do comportamento de um sujeito em um domínio específico, sendo avaliado e pontuado por intermédio de procedimentos fundamentados em evidências empíricas de fidedignidade e validade (Anastasi e Urbina, 2000; Cueto, 1993; Hogan, 2004). A psicometria moderna ocupa-se da medida dos comportamentos e dos traços latentes, sendo estes a habilidade, aptidão ou fator hipotético que agem e organizam o comportamento (Pasquali, 2003).

Para a avaliação psicológica ou educacional são usadas várias formas e procedimentos; contudo, quando consideradas as medidas objetivas, pode-se fundamentar esta avaliação em dois modelos: a Teoria Clássica dos Testes (TCT) e a Teoria de Resposta ao Item (TRI) (Vendramini, Silva, e Canale, 2004). Em relação a Teoria Clássica dos Testes (TCT), que trabalha com o escore total e cada item é avaliado em função deste escore total, Thurstone (1928, 1959) já apontava um grande problema relacionado com a dependência que o instrumento construído mantinha face ao objeto medido. Isto começou a ser solucionado com a Teoria do Traço Latente nos trabalhos de Lord (1952) e, ainda, de Rasch (1960), estudos estes que serviram de base para a Teoria de Resposta ao Item (TRI). Esta teoria é um conjunto de modelos matemáticos que procuram representar a probabilidade de uma pessoa dar uma certa resposta a um item considerando os parâmetros do item e sua habilidade, sendo que, quanto maior a habilidade, maior a probabilidade de acerto no item. Porém, a utilização desta teoria dependia de algoritmos matemáticos complexos, que só puderam ser resolvidos de forma útil e prática com o avanço da tecnologia e informática; assim, o primeiro software para

as análises da TRI surgiram com o LOGIST (Wingersky, Barton e Lord, 1982) e o BILOG (Mislevy e Bock, 1984).

O principal responsável pela origem da TRI foi Lord (1952), que elaborou o modelo teórico e os métodos para estimar os parâmetros dos itens utilizando o modelo da ogiva normal. Posteriormente, Birnbaum (1968) substituiu as curvas de ogiva normal por curvas logísticas, baseadas nos logaritmos, facilitando o tratamento matemático dos dados. Independentemente do trabalho de Lord (1952), Rasch (1960) propôs o modelo unidimensional de um parâmetro, expresso também como modelo de ogiva normal, e mais tarde descrito por meio de um modelo logístico (Pasquali, 2007).

Em 1969, Samejima propôs o modelo de resposta gradual, com o intuito de obter mais informações das respostas dos indivíduos do que, simplesmente, se as respostas aos itens estariam certas ou erradas. Em 1997, Bock e Zimowski introduziram os modelos logísticos de um, dois e três parâmetros para duas ou mais populações de respondentes, o que trouxe novas possibilidades de comparações. Um ponto crítico na TRI, referente à estimação dos parâmetros envolvidos nos modelos, em particular quando se visa estimar tanto os parâmetros dos itens quanto as habilidades, veio a ser resolvido pelos métodos bayesianos, mais recentemente. Nos anos 80, com o avanço da informática, foi possível o desenvolvimento de softwares apropriados para os cálculos necessários. Assim, nas últimas décadas, a TRI vem tornando-se a técnica predominante no campo de testes em vários países (Pasquali, 2007).

Os vários modelos propostos na literatura dependem fundamentalmente de três fatores: a natureza do item, o número de populações envolvidas e a quantidade de traços latentes que está sendo medida. Uma das grandes vantagens da TRI é a possibilidade de se fazer comparação entre populações, desde que submetidas a provas com itens comuns, ou ainda, comparação entre pessoas da mesma população que tenham sido submetidos a provas diferentes. Por meio da TRI é possível estimar os parâmetros dos itens de maneira independente do grupo avaliado, e também estimar as habilidades dos participantes, independentemente das características psicométricas dos itens (Andrade, Tavares, e Valle, 2000).

São dois os postulados gerais da TRI: o primeiro indica que o desempenho de uma pessoa em determinado item está relacionado como seu traço latente e às características do item; o segundo indica a possibilidade de se expressar a probabilidade de se acertar o item por uma Curva Característica do Item – CCI, onde se verifica que a resposta correta será mais provável, quanto maior for a habilidade. Por meio da CCI, também é possível identificar os parâmetros de dificuldade (b), discriminação (a) e acerto ao acaso (c) dos itens (Valentini, 2011).

Na prática, são utilizados três modelos matemáticos que expressam a CCI. Estes se distinguem pelo número de parâmetros estimados e o tipo de resposta ao item. Os mais

usados são de um, dois e três parâmetros para itens dicotômicos, bem como os modelos para itens politômicos (Andrade, Laros, e Gouveia, 2010).

Especificamente no presente estudo, utilizou-se o modelo de um parâmetro (Rasch, 1960), que avalia somente a dificuldade (b), fixando a discriminação (a) em 1.0 e a probabilidade de acerto ao acaso em 0.0. Este modelo defende que, de acordo com a dificuldade do item (b), as chances do examinando acertá-lo ou não, dependem da aptidão; ou seja, na medida em que aumenta a aptidão dos sujeitos, aumentam as chances de o item ser acertado.

O modelo de Rasch, segundo Linacre (2002), utiliza o *infit* e o *outfit* como parâmetros estatísticos de ajuste, que diferem entre si com respeito às técnicas de medição. No que se refere ao *infit*, se considera mais o desempenho dos sujeitos cuja habilidade está excedendo o intervalo .70-1.50, normalmente considerado como critério de bom ajuste, enquanto o *outfit* é mais sensível às influências das pontuações anômalas e às respostas de sujeitos aos itens distantes de seu nível de habilidade (Wright e Mok, 2004).

Com base nos escritos supracitados, a presente pesquisa surge com o objetivo de comparar uma escala de competência de estudo em seus dois modelos, completo e reduzido, pelo modelo de Rasch. Isso porque outros estudos psicométricos já foram realizados com o instrumento (Almeida e Joly, 2013; Seco et al., 2010). Dessa forma, serão analisados os ajustes dos parâmetros dos itens e dos sujeitos, bem como o mapa de itens.

## Método

### Participantes

Participaram 126 estudantes de uma universidade particular do interior paulista, com idades compreendidas entre os 17 e os 48 anos ( $M = 24.65$ ,  $DP = 6.54$ ), sendo 81.0% do gênero masculino e 19.0% do feminino. Os estudantes estavam regularmente matriculados nos cursos de Engenharia de Produção (45.2%), Engenharia de Controle e Automação (38.9%) e Análise e Desenvolvimento de Sistemas (15.9%), do primeiro semestre letivo.

### Instrumentos

Escala de Competência em Estudo – ECE-Sup (C&T) (Almeida e Joly, 2009): a escala objetiva avaliar os métodos de estudo e as abordagens à aprendizagem dos estudantes no ensino superior dos cursos da área das Ciências Exatas e Tecnológicas. A construção inicial da escala contou com 54 itens do tipo Likert com quatro pontos, de quase nunca (1 ponto) até quase sempre (4 pontos), havendo a opção Não se aplica (0 ponto). Os itens foram divididos em três fatores: Comportamentos Estratégicos de Planejamento, Comportamentos Estratégicos de Monitoramento e Comportamentos Estratégicos de Autoavaliação. Para fins do presente estudo, essa versão é denominada ECE- Sup (C&T)

completa.

Com base nos resultados do estudo de Almeida e Joly (2013), foi desenvolvida a ECE-Sup (C&T) reduzida, que ficou composta por 19 itens, agrupados nos mesmos três fatores da completa. O fator 1, Comportamentos Estratégicos de Planejamento, com nove itens que se referem a decisões prévias relativas à forma como o estudante organiza o seu estudo; serve de exemplo o item ‘organizo um cronograma para estudar o conteúdo das disciplinas’. O fator 2, Comportamentos Estratégicos de Monitoramento, que objetiva aferir os comportamentos relativos ao automonitoramento pela auto-observação do desempenho durante a execução de atividades de estudo, é composto por cinco itens; pode ser exemplificado pelo item ‘se facilitar o meu entendimento, estudo com os colegas’. Por fim, o fator 3, Comportamentos Estratégicos de Autoavaliação, é constituído por cinco itens, reportados a comportamentos e a preocupações dos alunos no sentido de viabilizarem um estudo competente e bem-sucedido, sendo por isso dependentes da existência de uma auto-reflexão acerca de seu desempenho, quer seja antes, durante ou depois de estudar, como destacado pelo item ‘depois de estudar, seleciono as fórmulas a serem utilizadas’. A aplicação do instrumento é coletiva, com duração média de 20 minutos.

### Procedimento

Após a aprovação do projeto pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade São Francisco, deu-se início à coleta de dados, sendo que o instrumento foi aplicado de forma coletiva. Primeiramente, foi distribuído o Termo de Consentimento Livre e Esclarecimento, participando da pesquisa somente os sujeitos que o assinaram. Em seguida, forneceu-se o material. Após as instruções, os participantes responderam à Escala de Competência em Estudo coletivamente, em sala de aula, com tempo de duração de 30 minutos, aproximadamente.

### Resultados

Os coeficientes de precisão (Kuder-Richardson) obtidos pelo modelo Rasch foram de .91 para a escala completa e de 0.90 para a reduzida. Os resultados podem ser interpretados como um elevado nível de precisão do instrumento. Além disso, foram calculados os parâmetros de ajustes dos dados ao modelo Rasch. Na Tabela 1, observa-se os indicadores dos ajustes dos itens para ambas as escalas. Como pode ser visualizado, o erro médio da medida dos itens foi de .11 ( $DP = .02$ ).

As médias do *infit* dos itens foram de 1.00 ( $DP = 0.018$ ) para a escala completa e de 1.01 ( $DP = 0.20$ ) para a reduzida, sendo esses valores respondidos de acordo com o padrão esperado, que seria 1.00. A pontuação do *infit* variou de 0.75 a 1.60 para a escala completa, sendo que dois itens extrapolaram o valor máximo considerado como sendo um bom ajuste, com intervalo de 0.70-1.50 (Linacre,

2002). Por outro lado, na escala reduzida, observa-se um intervalo de 0.76 a 1.52, sendo apenas um item com valor maior que 1.50.

Tabela 1  
Parâmetros de Ajuste de Itens

Escala Completa – 54 itens				
Parâmetros	Dificuldade	Infit	Outfit	Erro
Média	0.00	1.00	1.02	.11
DP	0.38	0.18	0.26	.02
Máxima	0.81	1.60	2.15	.15
Mínima	-0.73	0.75	0.75	.07
Escala Reduzida – 19 itens				
Parâmetros	Dificuldade	Infit	Outfit	Erro
Média	0.00	1.01	1.04	.11
DP	0.34	0.20	0.29	.02
Máxima	0.56	1.52	1.95	.15
Mínima	-0.59	0.76	0.73	.07

Em relação ao outfit, o valor médio foi de 1.02 ( $DP = 0.41$ ), com mínima de 0.75 e máxima de 2.15, sendo que três itens extrapolaram o valor adequado. Para a escala reduzida, a média do outfit foi de 1.04 ( $DP = .29$ ) e variou entre 0.73-1.95, sendo dois itens com valores superiores a 1.50. Essa discrepância significa que esses itens tiveram escolhas não esperadas, ou seja, alguns itens foram relatados por pessoas que apresentaram perfis para os quais eles não seriam esperados. Além dos itens, foram também

analisados os dados em relação às pessoas, no que concerne ao ajuste ao modelo Rasch. Os resultados encontram-se na Tabela 2.

Tabela 2  
Parâmetros de Ajuste de Pessoas

Pessoas 54				
Parâmetros	Habilidade	Infit	Outfit	Erro
Média	0.80	1.05	1.02	.17
DP	0.53	0.45	0.42	.02
Máxima	3.20	2.62	2.36	.35
Mínima	-0.70	0.28	0.26	.15
Pessoas 19				
Parâmetros	Habilidade	Infit	Outfit	Erro
Média	0.66	1.05	1.04	.27
DP	0.62	0.55	0.55	.04
Máxima	3.21	2.82	3.20	.60
Mínima	-0.63	0.22	0.23	.24

Como observado na Tabela 2, a média do infit para pessoas na escala completa foi de 1.05 ( $DP = 0.42$ ), com intervalo de 0.28 a 2.62, sendo que 29 pessoas apresentaram pontuação menor do que 0.70 e 20 sujeitos maiores do que 1.50, ou seja, 49 pessoas tiveram uma resposta não esperada ao modelo. Em relação ao outfit, a média dos sujeitos foi de 1.02 ( $DP = 0.42$ ) e variou entre 0.26 e 2.36, sendo que 18 pessoas obtiveram uma pontuação superior a 1.50 e 32 sujeitos apresentaram escores inferiores.

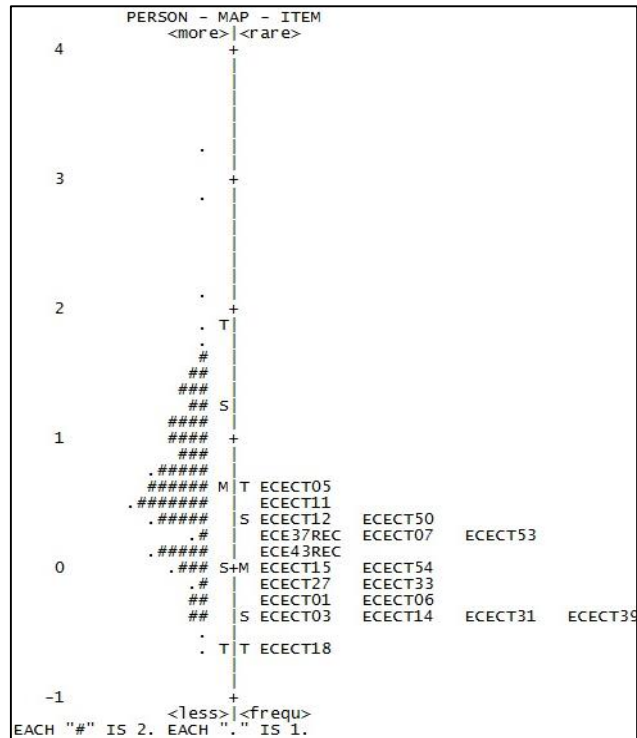
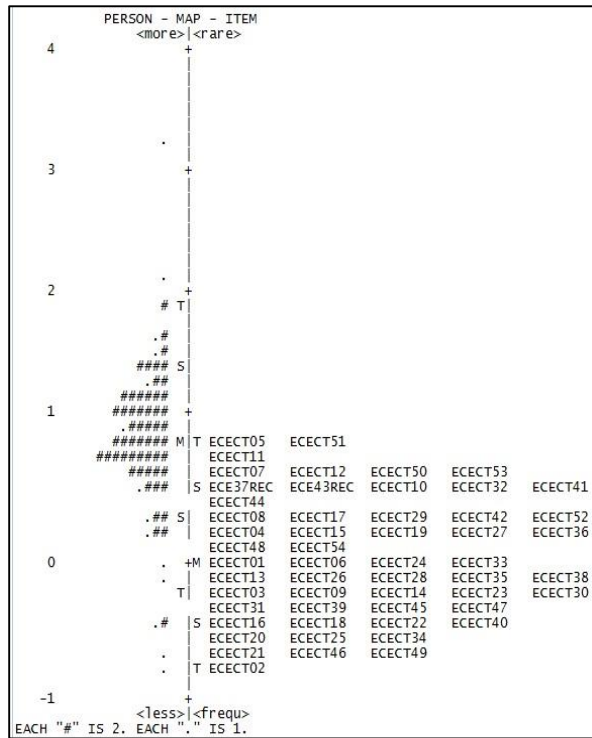


Figura 1. Mapa das pessoas e dos itens

Quanto à escala reduzida, a média foi de 1.05 ( $DP = 0.55$ ), variando de 0.22 a 2.82, sendo que 35 itens apresentaram uma pontuação superior a 1.50 e 23 uma pontuação inferior a 0.70. Analisando o outfit, observa-se uma média de 1.05 ( $DP = 0.55$ ), com mínima de 0.23 e máxima de 3.20, sendo que 22 pessoas apresentaram pontuações superiores a 1.50 e 35 sujeitos pontuações inferiores a 0.70.

Outro aspecto considerado no presente estudo se refere à análise da variação da dificuldade dos itens da escala. A variação de dificuldade dos itens foi de 0.75 a 1.60 para a escala completa, e 0.76 a 1.52 para a escala reduzida, sendo que os itens apresentaram dificuldade entre 1 e -1 logit, intervalo que avalia as pessoas com maior precisão e menos erros. Além disso, ambas as escalas apresentaram uma média de 0.00 ( $DP = 0.38$  e  $DP = 0.34$ ), indicativo de que os itens evidenciaram dificuldade média para os sujeitos. Maiores detalhes constam da Figura 1, na qual a letra M situada ao lado da divisória das informações das pessoas e dos itens informa a posição da média para um e outro.

### Discussão

No ensino superior há uma maior exigência na conduta acadêmica do universitário, mais especificamente no que se refere a aprender a utilizar estratégias de estudo e de aprendizagem para promover a aprendizagem e, como decorrência, o sucesso acadêmico. Neste âmbito se situa o objetivo do presente estudo, de comparar uma escala de competência de estudo em seus dois formatos, completo e reduzido, pelo modelo de Rasch.

Os coeficientes de precisão obtidos pelo modelo Rasch foram de .91 para a escala completa e de .90 para a reduzida. Observa-se que, independentemente do número de itens, as escalas encontram-se equiparadas quanto à precisão. A TRI considera que não necessariamente uma maior quantidade de itens gera estimações mais precisas dos parâmetros. Nesta teoria, são produzidos valores individuais de erros de medida, ou seja, cada item e cada sujeito estão relacionados com um valor de erro de medida. Um item com um erro de medida alto produz estimações dos sujeitos muito pouco precisas e essas estimações afetam diretamente o valor estatístico da precisão de grupo, que é o Person Separation Reliability. Esse valor estatístico representa a média da precisão dos valores dos sujeitos. Um item com um erro de medida inferior produz estimações mais precisas dos sujeitos e, conseqüentemente, valores mais adequados da estatística do grupo de sujeitos. Por isso, na TRI e, especificamente, no modelo de Rasch, menos itens com menos erros de medida podem produzir melhores estimações do que mais itens com maiores erros, indicando uma preferência para a escala reduzida (Embretson e Hershberger, 1999).

A pontuação do outfit variou de 0.75 a 1.60 para a escala completa, sendo que dois itens (43 - Penso em desistir do curso quando reprovado em algumas disciplinas e 42 - Estudo

apenas na véspera das avaliações) extrapolaram o valor máximo considerado de bom ajuste com intervalo de 0.70-1.50 (Linacre, 2002). Pelo contrário, na escala reduzida observa-se um intervalo de .76 a 1.52, sendo que dois itens (43 - Penso em desistir do curso quando reprovado em algumas disciplinas e 42 - Estudo apenas na véspera das avaliações) teve um outfit superior a 1.50, o que indica um desajuste alto. O fato desses itens estarem com valores de outfit acima do esperado indica que sujeitos com valores de habilidade próximos à dificuldade do item apresentaram um padrão de resposta inesperado. Isto pode ocorrer pelo fato de que estes itens não representem adequadamente comportamentos estratégicos de autorregulação. Assim, quando um estudante é autorregulado, é consciente de suas potencialidades e limitações e as considera na utilização de estratégias adequadas para a obtenção da aprendizagem, levando em conta a sua capacidade em se apropriar de estratégias e atitudes para realizar as tarefas acadêmicas, a fim de se obter um desempenho produtivo e o sucesso acadêmico (Almeida, 2007; Credé e Kuncel, 2008; Robbins et al., 2004; Zimmerman, 2000). Contudo, esses itens correspondem a comportamentos de estudantes que não possuem características autorreguladas, uma vez que um estudante que não faz um planejamento, monitoramento e avaliação de seu estudo, estudando somente na véspera da prova e desistindo da aprendizagem diante de uma dificuldade, possui poucas competências para autorregular o seu processo de aprendizagem, não controlando, portanto, eficientemente as próprias experiências de aprendizagem (Almeida, 2007; Schunk e Zimmerman, 1994, 1998).

Em relação ao outfit, o valor médio foi de 1.02 ( $DP = 0.41$ ), com mínima de 0.75 e máxima de 2.15, sendo que três itens (37 - É difícil compreender porque não vou bem nas avaliações; 42 - Estudo apenas na véspera das avaliações; e 43 - Penso em desistir do curso quando reprovado em algumas disciplinas) se encontram acima de 1.50 e que o item 43 extrapolou o valor de 2.00, considerado um desajuste muito alto com implicações na validade da escala (Linacre, 2002). Dos três itens que obtiveram valores de outfit acima do aceitável, dois deles (42 e 43) também apresentaram problemas quanto seus valores de outfit, sendo que estes dois itens não correspondem a comportamentos estratégicos de autorregulação, assim como o item 37. Para a escala com 19 itens, a média do outfit foi de 1.04 ( $DP = 0.29$ ) e variou entre 0.73-1.95, sendo que dois itens (37 - É difícil compreender porque não vou bem nas avaliações; 43 - Penso em desistir do curso quando reprovado em algumas disciplinas) foram superiores a 1.50. Um aspecto a ser considerado nestes itens é que o comportamento descrito no item talvez se reporte a um contexto específico, de forma que nem todos os sujeitos que são considerados autorregulados tenham confiança para a realização dessa atividade.

Ainda, cabe a consideração que o presente estudo teve limitações no que diz respeito a procedência da amostra,



sendo de uma única universidade particular, de apenas um estado brasileiro, com predominância do gênero masculino. Com isso exposto, verifica-se que a escala reduzida apresentou melhores parâmetros de ajustamento dos itens em relação à escala original, agregando o presente estudo psicométrico aos existentes para o instrumento (Almeida e Joly, 2013; Seco et al., 2010). Contudo, dois itens demonstraram valores de infit e outfit maiores do que o recomendado, sendo eles referentes a autorregulação e sua pontuação invertida; para tanto, sugere-se, para próximos estudos, a eliminação de tais itens (37 e 43), a fim de buscar um melhor ajustamento da escala reduzida no modelo de Rasch, e aumentar o tamanho da amostra, equiparar o gênero e estudantes de outras instituições de ensino, público e privado.

### Referências

- Almeida, L. S. (2007). Transição, adaptação acadêmica e êxito escolar no Ensino Superior. *Revista Galego-Portuguesa de Psicología e Educación, 14* (1), 203-215.
- Almeida, L. S. (2011). Prefácio. In R. A. M. Ambiel, I. S. Rabelo, S. V. Pacanaro, G. A. S. Alves, & I. F. A. S. Leme. (Orgs.). *Avaliação psicológica: Guia de estudantes e profissionais de psicologia* (7-10). São Paulo: Casa do Psicólogo.
- Almeida, L. S., & Joly, M. C. R. A. (2009). *Construção de instrumentos para Ensino Superior: Estudos em Portugal/Brasil/Espanha/Moçambique*. Pesquisa Transcultural em desenvolvimento. Universidade do Minho (Portugal)/ Universidade São Francisco (Brasil).
- Almeida, L. S., & Joly, M. C. R. A. (2013). *Construção da Escala de Competência de Estudo para Ciências e Tecnologia*. Pesquisa Transcultural em desenvolvimento. Universidade do Minho (Portugal) / Universidade de Brasília (Brasil).
- Almeida, L. S., Soares, A. P., Guisande, A., & Paisana, J. (2007). Rendimento acadêmico no ensino superior: estudo com alunos do 1o ano. *Revista Galego-Portuguesa de Psicología e Educación, 14*(1), 209-223.
- Anastasi, A., & Urbina, S. (2000). *Testagem psicológica*. Porto Alegre: Artes Médicas.
- Andrade, D. F., Tavares, H. R., & Valle R. C. (2000). *Teoria da resposta ao item: Conceitos e aplicações*. ABE - Associação Brasileira de Estatística, 4º SINAPE.
- Andrade, J. M., Laros, J. A., & Gouveia, V. V. (2010). O uso da teoria de resposta ao item em avaliações educacionais: Diretrizes para pesquisadores. *Avaliação Psicológica, 9*(2), 421-435.
- Bandura, A. (2001). Social cognitive theory: An agentic perspective. *Annual Reviews Psychologist, 52* (1), 2-18. <http://dx.doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.1>
- Birnbaum, A. (1968). Some latent trait models and their use in inferring an examinee's ability. In F. M. Lord, & M. R. Novick, *Statistical theories of mental test scores* (pp.38-57) Reading, MA: Addison-Wesley.
- Bock, R. D., & Zimowski, M. F. (1997). Multiple group IRT. In W. J. V. Linder, & R. K. Hambleton (Eds.), *Handbook of modern item response theory* (433-448). New York: Springer-Verlag.
- Credé, M., & Kuncel, N. (2008). Study habits, skills, and attitudes: The pillar supporting collegiate academic performance. *Perspectives on Psychological Science, 3*(6), 425-453. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1745-6924.2008.00089.x>
- Cueto, E. G. (1993). *Introducción a la psicometría*. Madrid: Siglo XXI.
- Embretson, S. E., & Hershberger, S. L. (1999). *The new rules of measurement: What every psychologist and educator should know*. New Jersey: Lawrence Erlbaum
- Fraga, H. M., Lozano, A. B., & Rioboo, A. M. P. (2007). Autoconceito e procesos de aprendizaxe no alunado de formacion profesional da Galiza. *Revista Galego-Portuguesa de Psicología e Educación, 14*(1), 181-193.
- Freire, L. (2009). Concepções e abordagens sobre a aprendizagem: A construção do conhecimento através da experiência dos alunos. *Ciências & Cognição, 14*(2), 162-168.
- Hogam, T. P. (2004). *Pruebas psicológicas: Una introducción práctica*. México: Manual Moderno.
- Linacre, J. M. (2002). What do infit and outfit, mean-squared and standardized mean? *Rasch Measurement Transactions, 16* (2), 878. Recuperado em 25 outubro, 2011, de <http://209.238.26.90/rmt/rmt82a.htm>
- Lord, F. M. (1952). A theory of test scores. *Psychometric Monograph, 7*.
- Mislevy, R. J., & Bock, R. D. (1984). *BILOC, Maximum likelihood item analysis and test scoring: Logistic model*. Scientific software, Inc. Mooresville, IN.
- Pasquali, L. (2003). *Psicometria: Teoria dos testes na psicologia e na educação*. Petrópolis: Vozes.
- Pasquali, L. (2007). *TRI – Teoria de resposta ao item: Teoria, procedimentos e aplicações*. Brasília, DF: LabPAM/UNB.
- Pintrich, P. R. (2000). The role of goal orientation in self-regulated learning. In M. Boekaerts, P. R. Pintrich, M. Zeidner (Eds.), *Handbook of self-regulation* (pp. 452-502). Salta Lake City: Academic Press.
- Pintrich, P. R. (2004). A conceptual framework for assessing motivation and self-regulated learning in college students. *Educational Psychology Review, 16*(4), 385-407. <http://dx.doi.org/10.1007/s10648-004-0006-x>
- Rach, G. (1960). *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests*. Chicago: Mesa Press.
- Robbins, S., Lauver, K., Le, H., Davis, D., Langley, R., & Carlstrom, A. (2004). Do psychosocial and study skill factors predict college outcomes? A meta-analysis. *Psychological Bulletin, 130*(2), 261-288. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.130.2.261>
- Samejima, F. A. (1969). Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores. *Psychometric,*



- Monograph Supplement*, 17,100.
- Seco, G., Almeida, L. S., Alves, S., Pereira, P., Filipe, L., Fonseca, S., & Martins, V. A. (2010). Escala de Competências de Estudo: Resultados de um estudo de validação no Instituto Politécnico de Leiria. In L. S. Almeida, B. Silva, & S. Caires (Eds.), *Actas do I Seminário Internacional "Contributos da Psicologia em Contextos Educativos"*. Braga: Universidade do Minho.
- Schunk, D. H., & Zimmerman B. J. (1994). Self-regulation in education: Retrospect and prospect. In D. H. Schunk, & B. J. Zimmerman (Eds.), *Self-regulation of learning and performance: Issues and educational applications* (pp. 305-314). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Schunk, D. H., & Zimmerman, B. J. (1998). Conclusions and future directions for academic interventions. In D. H. Schunk, & B. J. Zimmerman (Eds.), *Self-regulated learning. From teaching to self-reflective practice* (pp. 225-234). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Tavares, J., Almeida, L., Vasconcelos, R., & Bessa, J. (2004). *Construção e validação de um Inventário de Atitudes e Comportamentos de Estudo para estudantes do ensino superior* (Relatório de Pesquisa- ISE04). Florianópolis: Universidade Federal de Santa Catarina.
- Tonetto, A. M., & Gomes, W. B. (2007) Competências e habilidades necessárias à prática psicológica hospitalar. *Arquivos Brasileiros de Psicologia*, 59(1), 38-50. Disponível em [http://http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1809-52672007000100005&lng=pt&nrm=iso.%20ISSN%201809-5267](http://http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1809-52672007000100005&lng=pt&nrm=iso.%20ISSN%201809-5267)
- Thurstone, L. L. (1928). Attitudes can be measured. *American Journal of Sociology*, 33 (4), 529-554.
- Thurstone, L. L. (1959). *The measurement of values*. Chicago, IL: Chicago University Press.
- Valentini, F., & Laros, J. A. (2011). Teoria de resposta ao item na avaliação psicológica. In R. A. M. Ambiel, I. S. Rabelo, S. V. Pacanaro, G. A. S. Alves, & I. F. A. S. Leme, *Avaliação psicológica: Guia de consulta para consulta para estudantes e profissionais de psicologia* (pp.7-39). São Paulo: Casa do Psicólogo.
- Vasconcelos, R. M., Almeida, L. S., & Monteiro, S. C. (2005). Métodos de estudo em alunos do 1º ano da universidade. *Psicologia Escolar e Educacional*, 9(2), 195-202. <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-85572005000200002>
- Vendramini, C. M. M., Silva, M. C., & Canale, M. (2004). Análise de itens de uma prova de raciocínio estatístico. *Psicologia em Estudo*, 9(3), 331-342. <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-73722004000300017>
- Wingersky, M. S., Barton, M. A., & Lord, F. M. (1982). *LOGIST user's guide*. Princeton, NJ: Educational Testing Service.
- Wright, B., & Mok, M. M. C (2004). An overview of the family of Rasch measurement models. In E. V. Smith, & R. M. Smith (Orgs.), *Introduction to Rasch Measurement* (pp. 1-24). Chicago: JAM Press.
- Zimmerman, B. J. (2000). Attaining self-regulation: A social cognitive perspective. In M. Boekaerts, P. Pintrich, & M. Zeidner (Eds.), *Handbook of self-regulation* (pp. 13-39). New York: Academic Press.
- Zimmerman, B. J. (2002). Becoming a self-regulated learner: An overview. *Theory into Practice*, 41 (2), 64-70. [http://dx.doi.org/10.1207/s15430421tip4102\\_2](http://dx.doi.org/10.1207/s15430421tip4102_2).
- Zimmerman, B. J., Greenberg, D., & Weinstein, C. E. (1994). Self-regulating academic study time: A strategic approach. In D. J. Schunk, & B. J. Zimmerman (Eds.), *Self-regulation of learning and performance* (pp. 105-125). Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Fecha de recepción: 1 de septiembre de 2013.

Recepción revisión: 18 de marzo de 2014.

Fecha de aceptación: 21 de marzo de 2014.