

**ANSIEDADE INFANTIL EM CONTEXTO ESCOLAR:
ESTUDO DO INVENTÁRIO DE ANSIEDADE ESCOLAR USANDO RASCH**

OLIVEIRA, Sandra Maria da Silva Sales^{1*}; JOLY, Maria Cristina Rodrigues Azevedo^{2}; FERNANDES, Débora Cecílio^{1***}**

¹Universidade do Vale do Sapucaí

²Universidade de Brasília

smsso23@gmail.com*

cristina.joly@usf.edu.br**

debora.cecilio@gmail.com***

RESUMO

Este estudo objetivou avaliar o Inventário de Ansiedade Escolar por meio do Modelo de Rasch. Os participantes foram 101 crianças de escola pública, com idades compreendidas entre 7 e 11 anos, que frequentavam o ensino fundamental do 2º ao 5º ano e apresentavam baixo desempenho acadêmico. Aplicou-se o Inventário de Ansiedade Escolar coletivamente em sala de aula a todos os participantes autorizados pelos responsáveis. O tempo de coleta foi de 30 minutos, em média. Os resultados

demonstraram que os itens foram respondidos conforme as expectativas do Modelo de Rasch, tendo os itens propriedades psicométricas adequadas. Apesar disso, foram retirados dois itens por apresentarem problema de conteúdo. O Item *Separation Reliability* foi de 0,98; o indicador *Person Separation Reliability* foi de 0,72; e o alfa de Cronbach foi de 0,74, o que permite a estimação da ansiedade escolar do aluno.

PALAVRAS-CHAVE: Ansiedade. Dificuldades escolares. Crianças.

**CHILDHOOD ANXIETY AT SCHOOL CONTEXT:
SCHOOL ANXIETY INVENTORY STUDY USING RASCH**

ABSTRACT

This search aimed to evaluate the School Anxiety Inventory (SAI) by means of the Rasch model. The subjects were 101 children aged 7 to 11 who attended Brazilian Elementary Public School from 2nd to 5th grades with low achievement. The ISA was applied collectively in the classroom on an average of 30 minutes. The results showed that the items were responded in accordance with

the expectations of the Rasch model and adequate psychometrics properties. Despite this, two items were withdrawn because they was with content problem. The Item *Separation Reliability* was 0,98, the indicator *Person Separation Reliability* was 0,72 and the Cronbach alpha 0,74, which allows the estimates of the student's school anxiety.

KEYWORDS: Anxiety. School difficulties. Children.

**ANSIEDAD EN EL CONTEXTO ESCOLAR:
ESTUDIO DEL INVENTARIO DE ANSIEDAD ESCOLAR POR MEDIO DEL RASCH**

RESUMEN

Este estudio objetivó evaluar el Inventario de Ansiedad Escolar por medio del Modelo de Rasch. Los participantes fueron 101 niños de escuela pública, con edades comprendidas entre 7 y 11 años, que frecuentaban la enseñanza fundamental pública brasileña del 2º al 5º años y presentaban bajo desempeño académico. Se aplicó el Inventario de Ansiedad Escolar colectivamente en el aula a todos los participantes autorizados por los responsables. El tiempo de recolección fue de 30 minutos, en media. Los

resultados demostraron que los ítems fueron respondidos conforme las expectativas del Modelo de Rasch, teniendo los ítems adecuadas propiedades psicométricas. Pese a eso, fueron retirados dos ítems por presentaren problemas de contenido. El ítem *Separation Reliability* fue de 0,98; el indicador *Person Separation Reliability* fue de 0,72; y el alfa de Cronbach fue de 0,74, lo que permite la estimación de ansiedad escolar del alumno.

PALABRAS CLAVE: Ansiedad. Dificultades escolares. Niños.

1 REVISÃO TEÓRICA

A ansiedade para as crianças é um sentimento desagradável, porque elas não conseguem descrever esse sentimento ou mesmo identificá-lo (ANTHONY, 2009). O início ou aparecimento da ansiedade infantil está, em geral, relacionado com algumas situações, como o ingresso na escola, a mudança de casa ou de escola, a gravidez da mãe, o nascimento de um irmão, uma doença da criança, a hospitalização, a perda de um amigo ou parente, uma crise familiar, o divórcio ou uma doença dos pais. A criança ansiosa se estressa com a própria vida, por não conseguir se sentir livre: sua atitude é de constante antecipação de fracassos, experimentando sintomas desagradáveis diante de tarefas simples (VIANNA; CAMPOS; LANDEIRA-FERNANDEZ, 2009).

Os sintomas da ansiedade, de acordo com o Manual de Diagnóstico Estatístico de Transtornos Mentais (DSM-V), são: inquietação ou sensação de estar com os nervos à flor da pele, fadigabilidade, dificuldade em concentrar-se, sensação de branco na mente, irritabilidade, tensão muscular, perturbação de sono ou sono insatisfatório e inquieto. A ansiedade, a preocupação e/ou os sintomas físicos causam sofrimento clinicamente significativo ou prejuízo no funcionamento social e/ou ocupacional ou em outras áreas importantes da vida do indivíduo (APA, 2013).

Os transtornos de ansiedade são definidos como padrões de resposta exagerada a situações de estresse de média intensidade e ocorrem mais comumente em indivíduos com uma predisposição neurobiológica. A ansiedade patológica é percebida por sua severidade, persistência, associação a eventos neutros e prejuízo significativo no funcionamento e desenvolvimento psicossocial da criança ou adolescente. Os sintomas dominantes são altamente variáveis, mas queixas de sentimentos contínuos de nervosismo, tremores, tensão muscular, sudorese, sensação de cabeça leve, palpitações, tonturas e desconforto epigástrico são comuns (ENDERLE, 1990; OMS, 1999).

Na infância, a ansiedade pode manifestar-se por meio de alguns transtornos, dentre eles: transtorno de ansiedade de separação, queixas sintomáticas, transtorno de evitação e transtorno de ansiedade generalizada (OLIVEIRA; BATISTA, 2005). Em crianças, a ansiedade e a preocupação frequentemente envolvem a qualidade de seu desempenho na escola ou em eventos esportivos, mesmo quando não é avaliado por outros. As crianças ansiosas podem ser

excessivamente conformistas, perfeccionistas e inseguras, apresentando uma tendência a refazer tarefas em razão de excessiva insatisfação com um desempenho menos que perfeito. Elas demonstram excessivo zelo na busca por aprovação e exigem constantes garantias sobre seu desempenho e outras preocupações. Os quadros em crianças geralmente são similares aos da idade adulta, porém, na maioria das vezes, elas não solicitam ajuda. Com maior frequência, o problema é identificado pelos pais, os quais levam a criança a tratamento. Declínios graduais no rendimento escolar, secundários ao prejuízo da capacidade de concentração, são considerados pelo DSM-V (APA, 2013).

Torna-se importante fazer o diagnóstico da ansiedade para que a criança seja orientada e acompanhada, a fim de que não se confunda o baixo rendimento escolar com distúrbios ou dificuldades de aprendizagem. Nesse sentido, o presente estudo analisou o Inventário de Ansiedade na Escola (OLIVEIRA et al., 2013) pelo Modelo de Rasch; por serem os respondentes crianças, possibilita uma melhor explicação científica e interpretação das escolhas dos participantes e da qualidade dos itens numa escala intervalar logística (PRIETO et al., 2010).

Embretson e Hershberger (1999) explicam que o Modelo de Rasch tem como uma de suas características fundamentais a premissa de que o comportamento de um sujeito ante um item pode ser explicado em função das características ou das atitudes latentes (θ), que não são observadas diretamente. Nesse sentido, a variável latente de um sujeito, o traço, influi sobre a probabilidade de acertar um item específico. Fernandes (2011) acrescenta que as respostas aos itens são variáveis observáveis ou manifestas influenciadas por variáveis latentes não observáveis. Cada item do teste tem algum nível de dificuldade que representa a quantidade necessária do traço avaliado para a sua superação. Tanto o nível de habilidade/traço dos sujeitos como a dificuldade dos itens são variáveis independentes que determinam a probabilidade de acerto ou erro. Portanto, o Modelo de Rasch determina que a probabilidade de que um sujeito responda corretamente a um item depende da discrepância entre o nível de habilidade em determinado construto (quantidade de característica latente de um sujeito) e a dificuldade do item (quantidade de característica requerida para sua solução).

A unidade de medida usada por Rasch para “calibrar” itens (estimar “dificuldade”) e medir a habilidade dos respondentes (estimar “competência”) passou a ser chamada de “*logit*” por causa da transformação logarítmica (“*log odds*”) da probabilidade de uma resposta correta (RASCH, 1960),

sempre variando com valores positivos e negativos em torno do zero arbitrário da escala. Sendo assim, o Modelo de Rasch também aponta que as estimativas de habilidades e de dificuldade de itens sejam realizadas de modo independente e que a Curva Característica do Item (CCI) informe a probabilidade de acerto do item para cada magnitude de habilidade. A partir das Curvas Características dos Itens, o investigador pode ter uma representação de vários itens simultaneamente. A Curva Característica do Teste (CCT) é similar à CCI, exceto que ela é obtida a partir de todo o conjunto de questões. Na prática, é a soma de probabilidades computadas com a CCI de todos os itens, por isso é denominado de escore verdadeiro. A CCT fornece o erro padrão de medida, ou seja, a quantidade de erros presente no teste ao avaliar determinada magnitude da variável medida (JUSTINO; ANDRADE, 2007).

Um item é considerado ajustado quando as respostas observadas não são estatisticamente diferentes das esperadas ou modeladas. Esses índices indicam o quanto as pessoas responderam àquele item especificamente em consonância com as respostas dadas aos outros itens que compõem o teste estudado (NUNES; PRIMI, 2009; WRIGTH; STONE, 1999). De acordo com Nunes e Primi (2009), desajustes ou discrepâncias ocorrem, portanto, quando o respondente acerta um item que é muito difícil para ele ou erra um item que seria fácil para ele.

Assim, desajustes que ocorram perto do nível de habilidade do sujeito são indicados pelo índice de *infit* e revelam padrões de resposta inesperados, sugerindo que pessoas hábeis para acertar o item o erraram, ou vice-versa. Discrepâncias que ocorram longe do nível de habilidade do sujeito configuram-se como *outfit* e revelam problemas estruturais nos itens. Alguns autores têm delimitado o intervalo adequado de valores para os parâmetros de ajustamento. Para Linacre (2009), valores de *infit* e *outfit* entre 0,50 e 1,50 são aceitáveis. Para definir se um item possui Funcionamento Diferencial dos Itens (DIF), Draba (1977) propôs valores de *t* maiores que 2,4 pontos como bom para a significância estatística quando se está analisando mais de 20 itens.

2 MÉTODO

2.1 Participantes

Participaram deste estudo 101 crianças de escola pública, com idades compreendidas entre 7 e 11 anos, que frequentavam o ensino fundamental do 2º ao 5º anos e que

apresentavam como característica diferencial baixo rendimento escolar, segundo o critério classificatório definido pela professora, por meio do conceito “aluno fraco”, segundo a nota média do aluno no semestre em que houve a coleta de dados: inferior à mínima necessária para aprovação. A caracterização desses discentes pela professora é que eles não conseguem notas e não acompanham o ritmo da classe no que se refere à realização de atividades e participação.

2.2 Instrumento: Inventário de Ansiedade na Escola (IAE)

O Inventário de Ansiedade na Escola (IAE) foi construído com itens baseados nos sintomas de ansiedade descritos no DSM-IV, na Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde 10 (CID-10) e em revisão da literatura (de 1960 a 2000) acerca da temática ansiedade em situações escolares. Na base de dados nacional, as palavras-chave usadas para a busca foram: ansiedade, avaliação e escalas; na busca internacional, foi usada a base de dados *Psychilit*, e as palavras-chave foram: *anxiety*, *assessment* e *school*. Os sintomas encontrados foram: tremores ou sensação de fraqueza, tensão ou dor muscular, inquietação, fadiga fácil, falta de ar ou sensação de fôlego curto, palpitações, sudorese (mãos frias e úmidas), boca seca, vertigens e tonturas, náuseas e diarreia, rubor ou calafrios, polaciúria, bolo na garganta, impaciência, resposta exagerada à surpresa, dificuldade de concentração ou memória prejudicada, dificuldade em conciliar e manter o sono, irritabilidade.

O IAE contém 38 itens, é uma escala de tipo Likert com três opções como respostas, quais sejam: *sempre*, *às vezes* e *nunca*. As frases se agrupam em quatro fatores bem discriminados (OLIVEIRA, 2001). Para interpretar cada fator, observou-se a possível nucleação das frases. Assim, o Núcleo do Fator 1 (itens 1, 6, 7, 8, 10, 14, 19, 20, 21, 22, 25, 26, 27, 30, 32, 34, 36, 37 e 38) foi interpretado como *medo genérico*. O Núcleo do Fator 2 (3, 11, 13, 15, 23, 29, 31 e 33) foi interpretado como *de satisfação ou compensação*, que não avaliam a ansiedade na escola, mas que compensam as situações negativas representadas pelos outros fatores; são itens relacionados com situações que expressam gosto e satisfação para as crianças no contexto escolar. O Núcleo do Fator 3 (3, 9, 18, 24, 28 – positivos; 15, 17 e 35 – negativos) foi interpretado como *de evitação*. E o Núcleo do Fator 4 (2, 4, 5, 8, 12, 16) foi interpretado como *medo de situações avaliativas*. Como exemplos de itens do instrumento, podem-se citar: “Fico com medo

de errar os exercícios”; “Se tenho que ir à lousa, meus músculos ficam tensos”; “Não consigo me concentrar nas atividades escolares”; “Sinto falta de ar na sala de aula”; “Durante o tempo que fico na escola, meu coração bate rápido”, entre outros.

Para se obter a pontuação de ansiedade, devem-se somar os itens dos Fatores 1, 3 e 4. Os itens do Fator 2 não são considerados para a análise por se tratarem de itens de compensação. Em relação ao Fator 3, os itens 15, 17 e 35 possuem conotação positiva e agradável, como, por exemplo, *“Gosto de ler para a classe”*, cujas respostas são posteriormente invertidas. Se a criança responde *nunca*, opção de resposta a que se atribui normalmente valor zero, neste caso passa a valer 2 pontos, aumentando a pontuação da ansiedade total.

As medidas de precisão foram calculadas com base na consistência interna para cada subescala e para o instrumento como um todo. Dentre as subescalas, a que apresentou menor precisão por alfa foi a do Fator 2 (satisfação ou compensação) com coeficiente de 0,66. No Fator 3 (evitação), o coeficiente alfa é 0,68; no Fator 4 (medo de situações avaliativas), alfa é igual a 0,69. O Fator 1 (medo genérico) apresentou coeficiente alfa de 0,88. Esses valores podem ser considerados bons ao se considerar o número de itens. Para a ansiedade geral, observa-se coeficiente alfa de 0,84.

2.3 Procedimento de coleta de dados

A pesquisa realizada contou com aprovação de Comissão de Ética em Pesquisa e atendeu a todas as determinações do Conselho Nacional de Saúde – Ministério da Saúde. Os dados foram coletados coletivamente, na própria escola, pela pesquisadora e professoras em horário regular de aulas com prévia autorização da direção escolar e dos responsáveis pelos alunos. Pediu-se a ajuda das professoras para que a presença da pesquisadora, apenas, não levasse os discentes à ansiedade, pelo fato de muitos não a conhecerem. Em cada classe, foi distribuído aos alunos o IEA; a pesquisadora e/ou a professora deram as instruções, ofertando, ao lerem cada questão, tempo suficiente para que todos marcassem a resposta escolhida.

2.4 Procedimento de análise dos dados

Os dados resultantes da coleta de dados foram analisados pelo Modelo de Rasch. Posteriormente, foi realizada uma análise do Funcionamento Diferencial dos Itens (DIF) em relação

ao sexo, com vistas a uma possível eliminação de itens ou definição de uma escala considerando o gênero do respondente. Para as análises, utilizou-se o programa *Winsteps*, versão 3.70.0.4.

3 RESULTADOS

São descritos os parâmetros de ajuste, os erros e as medidas do Rasch para os itens e as pessoas; o mapa de itens e pessoas; as médias observadas em cada categoria de resposta; o modelo de Curva Característica do Teste; as medidas de confiabilidade e o DIF. A tabela 1 exhibe os parâmetros do ajuste dos itens e das pessoas, o erro e a medida do Rasch. Observa-se que os itens foram respondidos de acordo com o padrão esperado pelo modelo.

Tabela 1 – Descrição dos parâmetros, erro e medida do Rasch de itens e pessoas

Parâmetros	Itens				Pessoas			
	<i>Infit</i>	<i>Outfit</i>	Erro	Rasch	<i>Infit</i>	<i>Outfit</i>	Erro	Rasch
Média	1,00	1,01	0,10	0,00	0,98	1,01	0,27	0,32
DP	0,11	0,15	0,02	0,67	0,31	0,40	0,02	0,53
Máximo	1,36	1,57	0,18	1,07	1,81	2,38	0,37	1,82
Mínimo	0,84	0,80	0,08	-2,12	0,20	0,24	0,26	-1,27

Fonte: Elaboração própria (2016).

Em relação aos itens, a média do *infit* foi de 1,00 (DP= 0,11) e a média do *outfit* foi de 1,01 (DP=0,15). Os valores variaram entre 0,84 e 1,36. A variação do *outfit* foi de 1,57 a 0,80, apontando que todos os itens se enquadram dentro do intervalo esperado. A média da medida do Rasch (aderência ao item) foi convencionalmente estabelecida a zero (DP=0,67), com valores máximo e mínimo de 1,07 e -2,12 *logits*, respectivamente. No que tange às pessoas, a maioria apresentou um padrão de resposta esperado, já que os valores das médias foram próximos a 1,0 tanto para o *infit* quanto para o *outfit*. Constatou-se que os maiores valores de *infit* e *outfit* foram de 1,81 e 2,38, respectivamente. A média da medida de Rasch foi de 0,32 *logits* (DP=0,53) e os valores máximo e mínimo foram 1,82 e -1,27, respectivamente.

A variabilidade dos valores de aderência dos itens é mostrada na tabela 2. Por ela é possível verificar os baixos valores do erro de medida de cada item, demonstrando que tais valores são precisos. Quanto ao ajuste dos itens, nenhum item apresentou desajuste em relação ao *infit*, e o item A17 foi o que apresentou maior valor de *outfit* (1,48), mas, mesmo assim, não ultrapassou o valor de 1,50. Em relação ao estudo de fidedignidade dos itens e dos sujeitos, o

indicador dos itens, o *Item Separation Reliability*, foi de 0,98. Em relação às pessoas, o indicador *Person Separation Reliability* foi de 0,72 e o alfa de Cronbach 0,74.

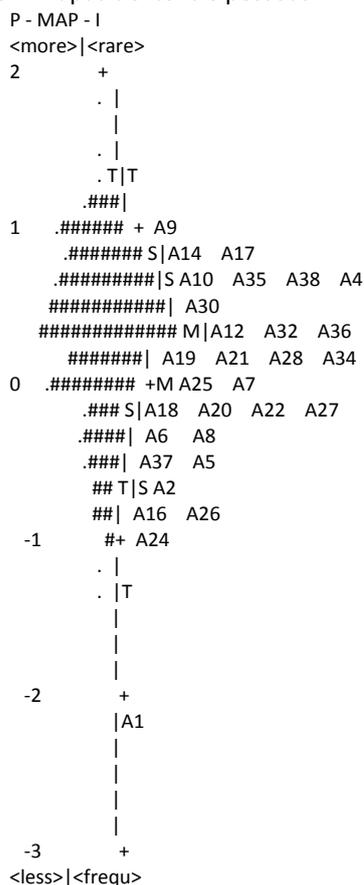
Tabela 2 – Descrição da medida de Rasch, erro de medida, *infit* e *outfit* por item

Itens	Medida de Rasch	Erro de medida	<i>Infit</i>	<i>Outfit</i>
A1	-2,15	0,13	1,16	1,18
A2	-0,74	0,09	0,97	1,05
A4	0,64	0,08	0,93	0,91
A5	-0,52	0,12	1,06	1,06
A6	-0,33	0,1	1,04	1,04
A7	0,01	0,08	0,97	0,95
A8	0,88	0,09	1,36	1,62
A9	1,02	0,09	0,92	0,94
A10	0,58	0,08	0,91	0,91
A12	0,24	0,08	0,87	0,84
A14	0,76	0,08	0,9	0,9
A16	-0,87	0,14	1,02	1,04
A17	0,85	0,09	1,32	1,48
A18	-0,18	0,16	0,97	0,96
A19	0,06	0,08	0,94	0,95
A20	-0,26	0,08	0,87	0,81
A21	0,12	0,08	0,91	0,89
A22	-0,13	0,11	1,08	1,08
A24	-1,07	0,12	0,99	0,98
A25	-0,02	0,09	0,96	0,95
A26	-0,87	0,11	1,06	1,06
A27	-0,17	0,1	1,02	1,02
A28	0,07	0,08	0,88	0,84
A30	0,49	0,08	0,89	0,86
A32	0,35	0,08	0,82	0,8
A34	0,15	0,09	1,00	1,00
A35	0,7	0,18	1,14	1,14
A36	0,24	0,09	1,00	1,02
A37	-0,48	0,09	1,08	1,15
A38	0,64	0,08	0,91	0,88

Fonte: Elaboração própria (2016).

A tabela 3 mostra a distribuição e o agrupamento das pessoas e dos itens, conforme visualizado a seguir.

Tabela 3 – Mapas de itens e pessoas



Fonte: Elaboração própria (2016).

No Mapa de Itens e Pessoas (tabela 3), ao lado direito da escala estão a distribuição dos itens e a letra “M”, que, situada a esse lado, refere-se à média dos itens. A maior parte dos itens se concentrou entre -1 e 1 *logit*. De fato, o item com menor traço de ansiedade foi o A1, que se destaca por estar localizado em uma posição muito inferior ao agrupamento dos demais itens. O item com maior traço de ansiedade foi o A9. Ao lado esquerdo, observa-se a distribuição das crianças; a letra “M” representa a média dos sujeitos. Houve uma distribuição adequada das crianças. O agrupamento se encontra dentro do intervalo aproximado de +1 a -1 *logit*. Ressalta-se que esse intervalo coincide com o intervalo de localização dos itens.

No que diz respeito à análise das opções de resposta, a tabela 4 apresenta os seus resultados. São descritas as pontuações, porcentagens e parâmetros de ajuste para cada categoria de resposta do instrumento.

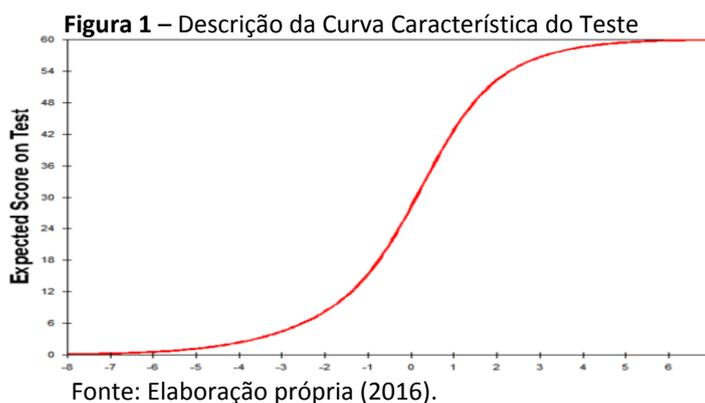
Tabela 4 – Descrição da pontuação, porcentagem, *infit* e *oufit* para cada categoria de resposta

Categorias de respostas	Pontuação	Porcentagem	<i>Infit</i>	<i>Outfit</i>
0 (nunca)	1	0	1,30	1,10
1 (às vezes)	147	58	1,17	1,17
2 (sempre)	105	42	1,19	1,25

Fonte: Elaboração própria (2016).

Verifica-se, pela tabela 4, que apenas um respondente escolheu a categoria de resposta “nunca”. No entanto, 147 crianças escolheram a opção de resposta “às vezes”, o que corresponde a 58% das crianças. No caso da opção “sempre”, 42% das crianças optaram por essa resposta. Em relação ao ajuste dessas respostas, todas apresentaram valores de *infit* e *oufit* adequados. Os resultados das categorias de respostas de cada item mostraram que em 15 itens são necessárias as três categorias (sempre, às vezes e nunca), mas que, nos demais 15 itens analisados, os respondentes usaram apenas duas respostas (sempre e nunca).

A Curva Característica do Teste apresenta uma forma acentuada, principalmente entre os valores de -2 a +2. Observa-se que nesse intervalo um pequeno aumento do traço latente produz um grande aumento do escore esperado do teste. Nas duas extremidades, a curva, por mais que aumente a quantidade de traço latente, não afeta o escore esperado no teste, o qual aumenta muito pouco.



A respeito do Funcionamento Diferencial do Item (DIF), a tabela 5 exibe os contrastes, os valores de *t* e *p*. Os critérios levados em conta para se detectar o DIF são o tamanho e a diferença entre os estimadores de dificuldade e sua significação. Se considera que as diferenças iguais ou superiores a 0,5 *logits* são relevantes e representam uma discrepância considerável entre as dificuldades dos itens. Os valores negativos do contraste do DIF indicam que há algum elemento do item diferente do construto medido. Além disso, o contraste do item deve ser estatisticamente significativo; para isso, realizou-se a correção de Bonferroni, sugerida por Linacre (2009), em que

se divide o valor de $p=0,05$ pelo número total de comparações (38). Os valores de p inferiores a 0,001 indicam que o funcionamento diferencial do item é significativo e não se deve ao acaso. Como os valores de p não foram inferiores a 0,001, pode-se inferir que não houve DIF. Mesmo com esses resultados, foram retirados dois itens do instrumento -17 (“*Vou contente para a escola*”) e do 35 (“*Gosto de fazer atividades difíceis*”), não específicos de ansiedade de acordo com análise baseada no CID-10, DSM-IV. A versão final do IAE ficou com 36 questões.

Tabela 5 – Descrição dos parâmetros de análise do Funcionamento Diferencial dos Itens (DIF)

Itens	Contraste do DIF	Tamanho	p
A1	0,81	1,91	0,0025
A2	-0,25	0,29	0,2135
A3	0	0,00	1,0000
A4	-0,26	0,61	0,1210
A5	0,08	-0,85	0,7440
A6	0,04	-1,02	0,8205
A7	0,00	-1,26	1,0000
A8	0,29	-0,58	0,1073
A9	0,09	0,09	0,6167
A10	0,00	-1,42	1,0000
A11	0	0,00	1,0000
A12	-0,14	-0,03	0,3507
A13	0	0,00	1,0000
A14	-0,26	0,63	0,1170
A15	0	0,00	1,0000
A16	0,85	-1,91	0,0023
A17	0,00	-1,23	1,0000
A18	0,04	-1,18	0,8861
A19	-0,42	1,59	0,0082
A20	0,14	-0,07	0,3674
A21	-0,26	0,62	0,1177
A22	0,09	-0,72	0,6848
A23	0	0,00	1,0000
A24	-0,36	0,59	0,1251
A25	0,36	1,09	0,0391
A26	0,22	0,00	0,3314
A27	-0,11	-0,56	0,6077
A28	0,27	0,79	0,0811
A29	0	0,00	1,0000
A30	0,15	0,01	0,3294
A31	0	0,00	1,0000
A32	0,09	-0,46	0,5574
A33	0	0,00	1,0000
A34	-0,18	0,02	0,3259
A35	0,22	-0,43	0,5403
A36	0,44	1,44	0,0136
A37	0,06	-0,08	0,7223
A38	0,04	-0,94	0,7884

Fonte: Elaboração própria (2016).

4 DISCUSSÃO

Os parâmetros de ajuste dos itens indicam que eles foram respondidos conforme as expectativas do Modelo de Rasch (RASCH, 1960), pois os valores de *infit* e *outfit* estão dentro do intervalo considerado por Linacre (2002) como de ajuste adequado. Quanto às pessoas, observou-se que a maioria apresentou um padrão de resposta esperado, segundo os critérios de Linacre (2002), uma vez que os percentuais de desajuste podem ser considerados baixos. Na verdade, esses valores indicam que as diferenças entre as respostas esperadas e as respostas obtidas foram pequenas (ZIVIANI; PRIMI, 2002). Tais resultados mostram que, tanto no que se refere aos itens quanto no que se refere às pessoas, houve bom ajuste (LINACRE, 2002; SISTO, 2009). Além disso, o fato de obter respostas esperadas dos sujeitos e dos itens se considera uma evidência de validade de construto para o IAE. Tais resultados levam a crer que os percentuais de desajuste podem ser considerados baixos.

A média da estimativa da ansiedade escolar das crianças foi levemente acima da média zero, convencionalmente estabelecida para os itens. Esse dado, de um lado, discrepou dos resultados encontrados por Isolan et al. (2011), nos quais observaram níveis de ansiedade moderados e altos. Essa diferença poderia ser explicada pelo tipo de ansiedade avaliada. De outro, corroboram os resultados obtidos por Bazi (2000), Rosário e Soares (2003) e por Thaler, Kazemi e Wood (2010), que também evidenciaram a presença de alta ansiedade em alunos com baixo desempenho acadêmico. Uma possível explicação para esse conjunto de resultados pode ser dada pelo fato de a emoção ser normalmente induzida por um confronto com uma dada situação, muitas vezes de natureza social. Além disso, é acompanhada por um conjunto de reações comportamentais e fisiológicas por parte do sujeito (BRÁS, 1987).

O nível de ansiedade experimentado pelas crianças indica que as mesmas informam, no inventário, que já vivenciaram alguns sintomas de ansiedade ou já passaram por situações ansiogênicas com certa frequência. Isso é reforçado pela alta porcentagem da opção de resposta “às vezes”. O inventário apresenta sintomas de ansiedade em situações escolares como, por exemplo, “Quando estou na escola, a minha barriga dói”.

Os indicadores de precisão mostraram que as estimativas dos itens e das pessoas se manteriam relativamente constantes em futuras aplicações (PRIETO; MUÑIZ, 2000). Os itens

mais difíceis continuariam sendo mais difíceis e os mais fáceis continuariam sendo mais fáceis. Do mesmo modo, as pessoas mais ansiosas, em aplicações futuras, continuariam sendo mais ansiosas e as pessoas com menor nível de ansiedade continuariam sendo menos ansiosas. Um dos fatores que produz bons índices de precisão é a localização, dentro de um mesmo intervalo, de itens e pessoas. Devido a essa localização, as medidas dos sujeitos são estimadas com muita precisão e com menos erro de medida (LINACRE, 2009). Portanto, considera-se que esses itens são adequados para avaliar a ansiedade escolar dessas crianças, uma vez que o coeficiente de fidedignidade, que se refere ao grau de consistência dos resultados (ANASTASI; URBINA, 2000; CRONBACH, 1996), tanto dos itens quanto das pessoas, foi elevado.

No que diz respeito à distribuição dos itens e das pessoas, observou-se a variabilidade de ambos ao longo da escala *logit*. Por um lado, isso indica que há uma quantidade adequada de itens com diferentes cargas de ansiedade (de baixas a altas) que medem com certa precisão um intervalo considerável do construto. Por outro lado, esse conjunto de itens foi capaz de manifestar as diferenças individuais das crianças em termos de ansiedade escolar.

Em relação às categorias de resposta, observou-se que, nessa população, a resposta “nunca” praticamente não foi utilizada. A categoria mais escolhida foi “às vezes”, seguida da resposta “sempre”. Não obstante, foi obtido ajuste adequado para todas as categorias, o que indica que elas foram respondidas de acordo com a expectativa do Modelo de Rasch.

Em termos de construto, esse padrão de resposta indica que, na vida escolar das crianças, as situações de ansiedade representadas pelos itens são relativamente frequentes ou muito frequentes. Como a resposta “nunca” praticamente não foi utilizada, as crianças avaliadas manifestaram que as situações de ansiedade descritas no IAE ocorrem com certa frequência, reforçando a interpretação dos dados relativos à média de ansiedade das crianças anteriormente descrita, corroborando o que postulam Rosário e Soares (2003). Os autores afirmam que surge a ansiedade em face das avaliações associadas a resultados escolares mais baixos. Há também um declínio da autoestima desses alunos, que se sentem apreensivos por medo de errar, os quais também apresentam sentimento de frustração, devido ao bloqueio que a ansiedade geral traz. No ambiente escolar, as fontes de ansiedade são variadas, passando da adaptação aos novos colegas e professores ao aprendizado efetivo do conteúdo trabalhado, principalmente pela realização, com sucesso, das provas ou testes avaliativos.

Conforme o DSM-V descreve, são características de crianças ansiosas: serem excessivamente conformistas, perfeccionistas e inseguras, apresentando uma tendência a refazer tarefas em razão de excessiva insatisfação com um desempenho menos que perfeito. Elas demonstram excessivo zelo na busca por aprovação e exigem constantes garantias sobre seu desempenho e outras preocupações (APA, 2013).

Ainda em relação ao funcionamento das categorias dos itens, as análises de probabilidade de resposta das categorias em função do traço de ansiedade para cada item mostrou que 15 itens apresentaram um funcionamento adequado, segundo os critérios de Linacre (2009), ou seja, em diferentes intervalos da escala de avaliação, há diferentes probabilidades de resposta para cada categoria; cada categoria de resposta será mais provável em um determinado intervalo de medida.

Não obstante, 15 itens não funcionaram adequadamente, pois foi observada uma desorganização das probabilidades de resposta das categorias em função da ansiedade. Não foi obtido um aumento monotônico dos pontos de transição das categorias sucessivas (nunca, às vezes e sempre), haja vista que, em nenhum intervalo, a resposta “às vezes” foi a mais provável. Para o funcionamento adequado das categorias, considera-se que a probabilidade de selecionar uma categoria de resposta depende do nível do traço da pessoa no construto avaliado (LINACRE, 2009), mas isso não foi obtido para a categoria “às vezes”.

Nesse caso, como a probabilidade de escolher “nunca” é praticamente zero, ela não é uma opção viável, por isso pode-se considerar que esses itens apresentaram um funcionamento dicotômico. Esse dado precisa ser estudado com maior detalhamento para possíveis revisões futuras do Inventário de Ansiedade na Escola. Se esse padrão de respostas continuar em futuras aplicações em sujeitos com diferentes características, como diferentes idades, poder-se-á sugerir a transformação das opções de resposta em dicotômicas.

Quanto à Curva Característica do Teste, o intervalo de -2 a +2 *logits* é o que melhor discrimina quanto à ansiedade das crianças. Para níveis muito baixos ou muito altos de ansiedade, a discriminação é menos eficaz. Como as crianças que responderam ao teste estão dentro do intervalo de +1 a -1, pode-se dizer que houve uma boa discriminação entre os sujeitos e que suas estimativas são precisas.

No que tange ao estudo sobre o Funcionamento Diferencial dos Itens (DIF), verificou-se a ausência de DIF. Por isso, conforme Sisto (2006), essa análise indicou que os itens não apresentaram viés, o que significa que foi mantida a estabilidade do parâmetro da aderência dos itens para os grupos de meninos e meninas. A importância desse tipo de análise se deve a que a existência de DIF num teste ou item implica reconhecer que sujeitos com a mesma capacidade ou magnitude no construto latente medido possuem diferentes probabilidades de acertá-lo, pelo simples fato de pertencerem a grupos demográficos distintos (ANDRIOLA, 2001). Além disso, a ausência do DIF significa que não há problemas de dimensionalidade dos itens, ou seja, não há nenhuma dimensão ou variável externa ao construto medido que influencia a probabilidade de resposta dos sujeitos. Portanto, a ausência do DIF é requisito para uma boa equalização entre resultados de grupos diferentes de alunos, por isso essa ausência é considerada evidência de validade de construto (AERA; APA; NCME, 1999).

Apesar desse conjunto de resultados, que mostrou as qualidades psicométricas positivas do IAE, retiraram-se dois itens do instrumento, considerando a análise de conteúdo, uma vez que os mesmos não foram considerados itens específicos de ansiedade, de acordo com análise realizada com base no CID-10 e DSM-IV. Os itens retirados foram o 17 e o 35, cuja resposta era invertida no cálculo da ansiedade.

Considerando-se, pois, os resultados obtidos, sugere-se uma versão revisada do IAE composta por 36 questões, mantendo-se a mesma organização dos itens em fatores. Há de se viabilizar novos estudos que investiguem as opções de respostas possíveis, dada a ausência da opção “nunca”, bem como amostras mais diversificadas e em diferentes regiões do Brasil.

5 REFERÊNCIAS

ALVES, J. A visualização mental no treino psicológico. *Treino Desportivo*, v. 24, p. 4-11, 2004.

AMERICAN EDUCATIONAL RESEARCH ASSOCIATION; AMERICAN PSYCHOLOGICAL ASSOCIATION; NATIONAL COUNCIL ON MEASUREMENT IN EDUCATION – AERA; APA; NCME. *Standards for educational and psychological tests*. Washington, DC: American Educational Research Association, 1999.

AMERICAN PSYCHIATRIC ASSOCIATION – APA. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 5. ed. Washington, DC: APA, 2013.

- ANASTASI, A.; URBINA, S. *Testagem psicológica*. Porto Alegre: Artes Médicas Sul, 2000.
- ANDRADE, L. H.; GORENSTEIN, C. Aspectos gerais das escalas de avaliação de ansiedade. *Revista de Psiquiatria Clínica*, São Paulo, v. 25, n. 6, p. 285-290, 1998.
- ANDRIOLA, W. B. Descrição dos principais métodos para detectar o funcionamento diferencial dos itens (DIF). *Psicologia: Reflexão e Crítica*, Porto Alegre, v. 14, n. 3, p. 643-652, 2001.
- ANTHONY, S. M. R. A criança com transtorno de ansiedade: seu ajustamento criativo defensivo. *Abordagem Gestáltica*, Goiânia, v. 15, n. 1, p. 55-61, 2009.
- BALLONE, G. *Problemas emocionais na escola, 2004*. Disponível em: <<http://www.psiqweb.med.br/infantil/aprendiza3.html>>. Acesso em: 2 jun. 2015.
- BAZI, G. A. P. *As dificuldades de aprendizagem em leitura e escrita e suas relações com a ansiedade*. 2000. 119 f. Dissertação (Mestrado em Educação) – Faculdade de Educação, Universidade de Campinas, Campinas, 2000.
- BRÁS, J. V. Controlo emocional. *Ludens*, v. 11, n. 4, p. 31-47, 1987.
- CRONBACH, L. J. *Fundamentos da testagem psicológica*. Porto Alegre: Artes Médicas, 1996.
- DRABA, R. *The identification and interpretation of item Bias*. Chicago, IL: University of Chicago, 1997. (MESAMemorandum 25).
- EMBRETSON, S.; HERSHBERGER, S. *The new rules of measurement: what every psychologist and educator should know*. New Jersey: Lawrence Erlbaum, 1999.
- ENDERLE, C. *Psicologia do desenvolvimento: o processo evolutivo da criança*. Porto Alegre: Artes Médicas Sul, 1990.
- FERNANDES, D. C. *Construcción de un test informatizado transmodal de memoria de reconocimiento*. 2011. 273 f. Tesis (Doctorado en Psicología) – Facultad de Psicología, Universidad de Salamanca, Salamanca, 2011.
- ISOLAN, L. et al. Psychometric properties of the screen to report a child anxiety emotional disorder (SCARED) in Brazilian children and adolescents. *Journal of Anxiety Disorders*, v. 25, p. 741-748, 2011.
- JUSTINO, G.; ANDRADE, D. F. An environment specification for item response theory. In: THIRD INTERNATIONAL CONFERENCE ON INTELLIGENT. *Computing and Information Systems*, 2007.
- LINACRE, J. M. *A user's guide to Winsteps-Ministep: Rasch-Model Compute Programs*. Chicago, IL: Mesa, 2009.

LINACRE, J. M. What do infit and outfit, mean-square and standardized mean? *Rasch Measurement Transactions*, v. 16, n. 2, p. 887, 2002

NUNES, C. H. S. S.; PRIMI, R. Teoria de Resposta ao Item: conceitos e aplicações na psicologia e na educação. In: HUTZ, C. S. (Org.). *Avanços e polêmicas em avaliação psicológica*. São Paulo: Casa do Psicólogo, 2009. p. 25-69.

OLIVEIRA, S. M. S. S. *Estudo exploratório para uma escala de ansiedade escolar*. 2001. Dissertação (Mestrado em Psicologia) – Universidade São Francisco, Itatiba, 2001.

OLIVEIRA, S. M. S. S. et al. Análise do inventário de ansiedade na escola pelo modelo de Rasch. In: CONGRESSO INTERNACIONAL GALEGO PORTUGUÊS DE PSICOPEDAGOGIA. 12., 2013, Braga. *Resumo...* Braga: 2013. p. 276.

OLIVEIRA, S. M. S. S.; BATISTA, M. A. Sintoma de ansiedade mais comum em adolescentes. *Revista de Psicologia da Vetor Editora, Vila Mariana*, v. 6, n. 2, p. 43-50, 2005.

OLIVEIRA, S. M. S. S.; SISTO, F. F. Estudo para uma escala de ansiedade escolar para crianças. *Psicologia Escolar Educacional*, Campinas, v. 6, n. 1, p. 57-66, 2002.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE – OMS. *Classificação dos transtornos mentais e de comportamento da CID 10: descrições clínicas e diretrizes diagnósticas*. Porto Alegre: Artes Médicas, 1999.

PRIETO, G. et al. Funcionamiento diferencial de los ítems del test mini-mental en función de la patología [Differential functioning of items in the mini-mental test as a function of pathology]. *Neurología*, v. 26, p. 474-480, 2010.

PRIETO, G.; MUÑIZ, J. *Un modelo para evaluar la calidad de los tests utilizados en España*, 2000. Disponível em: <<http://www.cop.es/tests/modelo.htm,04/12>>. Acesso em: 10 set. 2015.

RASCH, G. *Probabilistic Models for some Intelligence and Attainment Tests*. Chicago, IL: University of Chicago, 1960.

ROSÁRIO, P.; SOARES, S. Questionário de Ansiedade face aos Testes (Q. A. T). In: GONÇALVES, M. M. et al. (Org.). *Avaliação psicológica*. Instrumentos validados para a população portuguesa. Coimbra: Quarteto, 2003. p. 39-51.

SISTO, F. F. O funcionamento diferencial dos itens. *Psico-USF*, Itatiba, v. 11, n. 1, p. 35-43, 2006.

TEIXEIRA, G. *Transtorno comportamentais na infância e adolescência*. São Paulo: Rubio, 2008.

THALER, N. S.; KAZEMI, E.; WOOD, J. Measuring anxiety in youth with learning disabilities: reliability and validity of the Multidimensional Anxiety Scale for Children (MASC). *Child Psychiatry & Human Development*, n. 41, v. 5, p. 501-514, 2010.

TUDGE, J. et al. Uses and misuses of bronfenbrenner's bioecological theory of human development. *Journal of Family Theory & Review*, v. 1, p. 198-210, 2009.

VIANNA, R. R. A. B.; CAMPOS, A. A.; LANDEIRA-FERNANDEZ, J. Transtornos de ansiedade na infância e adolescência: uma revisão. *Revista Brasileira de Terapias Cognitivas*, Ribeirão Preto, v. 5, n. 1, p. 46-61, 2009.

WRIGHT, B. D.; STONE, M. H. *The measurement model*. Best Test Design: Rasch Measurement. Chicago, IL: Mesa, 1999.

ZIVIANI, C. R.; PRIMI, R. Teoria de Resposta ao Item e o Modelo Rasch de mensuração: uma análise do provão de Psicologia. In: PRIMI, R. (Org.). *Temas em avaliação psicológica*. Campinas: Instituto Brasileiro de Avaliação Psicológica, 2002. p. 131-151.

Recebido em 6 de junho de 2016.

Aceito em 12 de julho de 2016.