

As duas escolas de 1^o e 2^o graus faziam parte do projeto 'escola padrão' do Governo do Estado de São Paulo. As escolas, todas elas públicas e estaduais, foram selecionadas a partir de contatos feitos com professores de Matemática que atuam nestas escolas.

SUJEITOS

Foram sujeitos do presente trabalho 2007 alunos de terceira a oitava séries do primeiro grau e das três séries do segundo grau (colegial), matriculados em quatro (4) escolas públicas estaduais de Campinas (1), Paulínia (2) e Sumaré (1). Não houve uma seleção aleatória dos sujeitos e a amostra se caracteriza como uma amostra de conveniência, sendo que os instrumentos foram aplicados a todos os alunos presentes na sala de aula.

Com relação ao número de sujeitos que responderam aos instrumentos e o número final apresentado, existe uma diferença de 65 indivíduos. Foi feita uma filtragem usando como referência a variável idade e foram retirados para a análise estatística final os sujeitos com menos de 9 anos e os os com mais de 21 anos, tendo sido analisado um total de 1942 escalas (n=1942).

MATERIAL

- Escala de atitudes em relação à Matemática (AIKEN, 1961; 1963; 1970; AIKEN e DREGER, 1961), cuja finalidade era acessar as atitudes dos sujeitos com relação à Matemática. Uma escala é um conjunto de itens que mede uma entidade comum. No presente estudo foi usada uma escala composta de 20 itens (10 negativos e 10 positivos) cuja finalidade era medir a atitude com relação a uma entidade comum, no caso, a disciplina Matemática (BRITO, 1996).

- Questionário preparado de acordo com as finalidades do estudo, onde os sujeitos respondiam a questões sobre idade, sexo, série, profissão e escolaridade dos pais, preferência por disciplina, hábitos de estudo, desempenho e reprovação, dentre outros fatores. O objetivo do questionário era colher informações a respeito dos sujeitos para atender os objetivos do estudo principal (BRITO, 1996).

PONTUAÇÃO DA ESCALA

Com relação à escala de atitudes, foi estabelecido que seriam consideradas as escalas com, no mínimo, 18 (dezoito) proposições respondidas. Assim, o sujeito poderia deixar de responder até dois itens da escala, pois para os sujeitos que omitiram entre 1 e 2 itens foi colocada, como valor do item omitido, a média dos itens do seu próprio questionário. Os sujeitos que omitiram mais de 2 (dois) itens na escala de atitudes foram excluídos da análise.

Para a análise da escala de atitudes e obtenção do escore de cada sujeito, o primeiro passo foi atribuir pontos a cada item, com base na afirmação expressar sentimentos positivos ou negativos. As questões 1, 2, 6, 7, 8, 10, 12, 13, 16 e 17 exprimem sentimentos negativos, enquanto as questões 3, 4, 5, 9, 11, 14, 15, 17, 18, 19 expressam sentimentos positivos. A questão 21 da escala não consta do original proposto por AIKEN (1969) e foi incluída no presente estudo para verificar a auto-percepção do indivíduo com relação ao seu desempenho. Essa questão 21 não é computada junto com a escala, sendo analisada separadamente.

Foram atribuídos pontos de 1 a 4 às questões na seguinte ordem: 1(discordo totalmente); 2(discordo); 3(concordo); 4(concordo totalmente). Em seguida, as questões negativas tiveram os itens invertidos, com a finalidade de igualar a direção da atitude, isto é, os sujeitos que respondem concordando com as questões que exprimem sentimentos positivos devem, por princípio, discordar daquelas afirmações que exprimem sentimentos negativos com relação à matemática. Como todos os itens das questões são colocados na mesma seqüência - discordo totalmente, discordo, concordo e concordo totalmente - para evitar discriminação, no momento da análise faz-se necessária essa inversão.

Após esse procedimento foram somados, para cada sujeito, os pontos obtidos na escala de atitudes. Encontra-se, assim, o total de pontos (escore ou nota na escala) obtido pelo indivíduo. Esses variam de 20 a 80 e, portanto, as notas dos sujeitos, as médias dos grupos e demais resultados referentes à escala variam dentro dessa amplitude de valores. Para o cálculo da média das atitudes dos sujeitos de um determinado

grupo foram somados todos os escores e o valor obtido é dividido pelo número de sujeitos.

Tabela 1 - Frequência e Porcentagem de Respostas às questões da escala de atitudes com relação à Matemática (N = 2007)

PROPOSIÇÕES	Concordo Totalmente	Concordo	Discordo	Discordo Totalmente	Não Respondeu
1. Eu fico sempre sob uma terrível tensão na aula de Matemática. [N]	165 (8.2)	445 (22.2)	823* (41.0)	532 (26.5)	42 (2.1%)
2. Eu não gosto de Matemática e me assusta ter que fazer essa matéria. [N]	172 (8.6)	309 (15.4)	786* (39.2)	710 (35.4)	30 (1.5)
3. Eu acho a Matemática muito interessante e gosto das aulas de Matemática. [P]	438 (21.8)	801* (39.9)	457 (22.8)	273 (13.6)	30 (1.9)
4. A Matemática é fascinante e divertida. [P]	325 (16.2)	586 (29.2)	689* (34.3)	370 (18.4)	37 (1.8)
5. A Matemática me faz sentir seguro (a) e é, ao mesmo tempo, estimulante. [P]	285 (14.2)	638 (31.8)	761 (37.9)	288 (14.3)	35 (1.7)
6. 'Dá um branco' na minha cabeça e não consigo pensar claramente quando estudo Matemática. [N]	288 (14.3)	541 (27.0)	697* (34.7)	453 (22.6)	28 (1.4)
7. Eu tenho sensação de insegurança quando me esforço em Matemática. [N]	191 (9.5)	554 (27.6)	770* (38.4)	457 (22.8)	35 (1.7)
8. A Matemática me deixa inquieto(a), descontente, irritado (a) e impaciente. [N]	247 (12.3)	490 (24.4)	682* (34.0)	557 (27.8)	31 (1.5)
9. O sentimento que tenho com relação à Matemática é bom. [P]	376 (18.7)	964* (48.0)	454 (22.6)	178 (8.9)	35 (1.7)
10. A Matemática me faz sentir como se estivesse perdido(a) em uma selva de números e sem encontrar a saída. [N]	275 (13.7)	455 (22.7)	743* (37.0)	504 (25.1)	30 (1.5)
11. A Matemática é algo de que eu preciso grandemente. [P]	352 (17.5)	710* (35.4)	656 (32.7)	256 (12.8)	33 (1.6)
12. Quando eu ouço a palavra Matemática, eu tenho um sentimento de aversão. [N]	167 (8.3)	419 (20.9)	882* (43.9)	473 (23.6)	66 (3.3)
13. Eu encaro a Matemática com um sentimento de indecisão que é resultado do medo de não ser capaz em Matemática. [N]	213 (10.6)	607 (30.2)	714* (35.6)	429 (21.4)	44 (2.2)
14. Eu gosto realmente de Matemática. [P]	397 (19.8)	638* (31.8)	633 (31.5)	298 (14.8)	41 (2.0)
15. A Matemática é uma das matérias que eu realmente gosto de estudar na escola. [P]	368 (18.3)	579 (28.8)	667* (33.2)	362 (18.3)	31 (1.5)
16. Pensar sobre a obrigação de resolver um problema matemático me deixa nervoso(a). [N]	272 (13.6)	687 (34.2)	743* (37.0)	270 (13.5)	35 (1.7)
17. Eu nunca gostei de Matemática e é a matéria que me dá mais medo. [N]	224 (11.2)	356 (17.7)	786* (39.2)	605 (30.1)	36 (1.8)
18. Eu fico mais feliz na aula de Matemática que na aula de qualquer outra matéria. [P]	232 (11.6)	389 (19.4)	885* (44.1)	462 (23.0)	39 (1.9)
19. Eu me sinto tranqüilo em Matemática e gosto muito dessa matéria. [P]	292 (14.5)	563 (28.1)	772* (38.5)	335 (16.7)	45 (2.2)
20. Eu tenho uma reação definitivamente positiva com relação à Matemática: eu gosto e aprecio essa matéria. [P]	304 (15.1)	700* (34.9)	692 (34.5)	277 (13.8)	34 (1.7)

Frequência e porcentagem de respostas a cada uma das questões da escala, sendo que a letra P ou N, que está colocada na frente de cada uma das afirmações indica se a questão exprime uma atitude positiva (P) ou uma atitude negativa (N). O * colocado na frente da alternativa indica aquela sobre a qual recaiu o maior número de escolhas. Esta tabela apresenta os resultados obtidos com os 2007 sujeitos, sendo que o primeiro número representa a quantidade de sujeitos que escolheram aquela alternativa e o número colocado abaixo, entre parênteses, indica a porcentagem de sujeitos.

TRATAMENTO ESTATÍSTICO DOS DADOS DA ESCALA

O método estatístico escolhido foi a análise fatorial, porque através dela é possível identificar e avaliar, com objetividade, um grupo reduzido de fatores. Além disso, a análise fatorial é um tipo de análise que dá validade convergente ao instrumento que está sendo utilizado. Através dessa técnica estatística é possível identificar um grupo relativamente pequeno de fatores e estes podem ser utilizados com a finalidade de representar um conjunto maior de variáveis intercorrelacionadas. O aspecto mais importante da análise fatorial é que através dela é possível representar de maneira bastante parcimoniosa as relações entre as variáveis, isto é, com apenas um pequeno número de variáveis é possível explicar uma grande parte da variabilidade entre os grupos.

As variáveis consideradas foram os vinte itens da escala de atitudes com relação à Matemática e o uso da análise fatorial possibilitou comprovar se esta escala estava medindo, efetivamente, as atitudes dos sujeitos com relação à Matemática, isto é, foi possível verificar se os itens da escala estavam, efetivamente, medindo aquilo que se propunham a medir. A atitude, enquanto um conceito, possui atributos componentes e, assim, se estas variáveis latentes (itens da escala) podem refletir e revelar esses atributos, então a escala é adequada para medir o conceito que está sendo estudado.

De acordo com KIM e MUELLER (1978a e 1978b), a análise Fatorial diz respeito a uma grande variedade de técnicas estatísticas, cujo

objetivo comum é representar um conjunto de variáveis em termos de um pequeno número de variáveis hipotéticas.

Em primeiro lugar, foi utilizada a análise fatorial exploratória, que é uma maneira de se obter um número mínimo de fatores hipotéticos, que podem responder pela covariância observada. Esta é uma forma de explorar as dimensões subjacentes. Ainda de acordo com esses autores, existe um outro momento na análise fatorial e, dependendo da situação, o método pode ser utilizado para testar hipóteses específicas. Nestes casos, podem ser formuladas hipóteses antecipadas a respeito da existência de duas dimensões diferentes subjacentes aos itens e que certas variáveis pertencem a uma dimensão, enquanto outras variáveis pertencem a uma dimensão diferente, no caso uma segunda dimensão. A análise fatorial é usada para confirmar essa expectativa e é chamada de análise fatorial confirmatória.

Embora a revisão da literatura referente à escala empregada, indicasse a existência de dois fatores subjacentes aos itens da escala, vários procedimentos foram usados, no presente trabalho, com a finalidade de verificar a existência desses fatores. Esses procedimentos são mostrados a seguir.

Em um primeiro momento, foi processada a matriz de covariância, onde é mostrado o desvio em relação às respectivas médias das alternativas apresentadas na escala de atitudes e foi feita a análise de confiabilidade da escala.

Em seguida, foi processada a matriz de correlações, que é um procedimento de tabulação que sumariza todas as correlações possíveis em um conjunto de variáveis [BRYANT e YARNOLD, 1995]. Na matriz, tanto as colunas como as fileiras consistem das variáveis, no caso, cada uma das questões da escala [exemplo: questões 1, 2, 3.]. Devido à correlação entre a variável e ela mesma [por exemplo: questão 1 e questão 1] ser sempre igual à unidade, a diagonal da matriz de correlação é sempre 1. Os outros valores, abaixo da diagonal, representam as correlações entre as variáveis indicadas, por exemplo, o número apresentado no encontro da fileira 4 com a coluna 5 é a correlação [r] entre essas variáveis [$r = .6210$]. É conveniente observar que os resultados se repetem quando

falamos da coluna 4 com a fileira 5, pois são simétricos em relação à diagonal.

Em continuação à análise de validade da escala e buscando determinar o valor do *coeficiente alfa*, que é um coeficiente de confiabilidade baseado na consistência interna dos itens dentro de um teste, foi dada continuidade à análise estatística da escala, tendo sido processada a estatística para o total de itens.

Os resultados desta análise mostraram que o coeficiente de fidedignidade para a escala de 20 (vinte) itens é bastante elevado, sendo $\alpha = .9494$ e o *item alfa padronizado* = .9492. Estes resultados sugerem que os itens estão fortemente interrelacionados [a maioria dos autores sugere o valor de $r = .80$ como o mínimo aceitável para as escalas].

É interessante observar que o coeficiente de fidedignidade .94 é o mesmo obtido para a escala original por AIKEN e DREGER (1961) em uma situação de teste-reteste, conforme relatado por SHAW e WRIGHT (1967). No presente trabalho, o valor obtido para o coeficiente alfa, que é uma medida de consistência interna da correlação entre os itens de uma escala de atitudes, indicou um alto grau de consistência interna dos itens da escala de atitudes com relação à Matemática.

Em um estudo realizado com 64 estudantes universitários e usando esta mesma escala de atitudes com relação à matemática, CLARK-MEEKS, QUISENBERRY e MOUW (1982) encontraram, mediante o uso da ANOVA, que os itens da escala eram altamente correlacionados (todos os itens eram correlacionados com um nível $p < .0001$) e concluíram que a escala era dirigida à mensuração de apenas um conceito que é a atitude com relação à Matemática. Os resultados obtidos no presente trabalho são consistentes e próximos ao desse estudo.

Em seguida, foi processada a medida de adequação da amostra, que é a medida que compara as magnitudes dos coeficientes de correlação observados. Para que se processe uma análise fatorial adequada, é necessário eliminar as variáveis que apresentem valores pequenos.

Dentre as várias medidas de adequação da amostra foi escolhida a Medida de Kaiser-Meyer-Olkin, que é um índice usado para comparar as magnitudes dos coeficientes de correlação com os coeficientes de corre-

lação parcial. É interessante notar que, nessa medida, os valores pequenos indicam que a análise fatorial pode ser uma escolha equivocada, tendo em vista que a correlação entre pares de variáveis não pode ser explicada pelas outras variáveis. Kaiser coloca a seguinte classificação para os valores obtidos com essa medida: maravilhoso (0,90); meritório (0,80); mediano (0,70); medíocre (0,60); miserável (0,50); abaixo de 0,50, estão os valores inaceitáveis (Manual do SPSS).

O resultado da aplicação da medida de adequação da amostra de Kaiser-Meyer-Olkin apontou o valor = 0.97200. Conforme a classificação acima, proposta por Kaiser, este é um resultado altamente satisfatório e confere validade aos resultados obtidos.

Foi aplicado também o Teste de Esfericidade de Bartlett com a finalidade de avaliar a hipótese a respeito da igualdade na variância - covariância do grupo (sendo que a hipótese nula é rejeitada no nível de significância de 1%). Esta técnica permite a escolha do tipo de análise que será empregada (cf. DUARTE SILVA e STAM, 1995). Tendo em vista o tamanho da amostra utilizada no presente trabalho, foram tomadas as precauções sugeridas pelos autores e os resultados são mostrados abaixo, podendo ser observado que o valor encontrado para p é altamente significativo, indicando que os vários grupos estudados no presente trabalho, provêm de populações com a mesma variância.

Teste de esfericidade (Bartlett) = 21976.917 Significância = .00000

Continuando a análise estatística, com o objetivo de encontrar o número de fatores que pudessem explicar adequadamente as correlações observadas (ou covariâncias) entre as variáveis, buscou-se obter a solução inicial e, para isso, optou-se pela análise dos componentes principais.

A Análise dos Componentes Principais é um método usado para identificar os fatores que explicam a variação total máxima em uma matriz de correlações (BRYANT e YARNOLD, 1995). Com o objetivo de extrair os fatores, foi feita, em primeiro lugar, na estatística inicial, uma análise dos componentes principais, onde se assume que toda a variabilidade de um item pode ser usada na análise. Nesse tipo de análise, o primeiro componente principal representa a maior quantidade de variân-

cia nos dados, a segunda representa a segunda maior e assim por diante. A estatística inicial é mostrada na tabela a seguir:

Tabela 2 - Estatística inicial

Variável (Questão)	Comunalidade *	Fator *	Eigenvalue	% Variância	% Acumulada
1	1.00000	1	9.80349	49.0	49.0
2	1.00000	2	1.91809	9.6	58.6
3	1.00000	3	.75482	3.8	62.4
4	1.00000	4	.70979	3.5	65.9
5	1.00000	5	.67082	3.4	69.3
6	1.00000	6	.60137	3.0	72.3
7	1.00000	7	.55052	2.8	75.0
8	1.00000	8	.49756	2.5	77.5
9	1.00000	9	.48851	2.4	80.0
10	1.00000	10	.47453	2.4	82.3
11	1.00000	11	.43280	2.2	84.5
12	1.00000	12	.42495	2.1	86.6
13	1.00000	13	.40897	2.0	88.7
14	1.00000	14	.39347	2.0	90.6
15	1.00000	15	.38277	1.9	92.6
16	1.00000	16	.36387	1.8	94.4
17	1.00000	17	.33768	1.7	96.1
18	1.00000	18	.28916	1.4	97.5
19	1.00000	19	.26085	1.3	98.8
20	1.00000	20	.23597	1.2	100.0

Conforme definido por BRYANT e YARNOLD (1995), a Comunalidade indica a variância que uma variável tem em comum com as outras variáveis na análise. *Eigenvalue* é a quantidade de variação que abrange cada fator, ou seja, é um índice que indica a porção da variância total de uma matriz de correlação que pode ser explicada por um *Eigenvec-tor*, este, por sua vez, representa a função linear da variável, que é identificada através da análise dos componentes principais, e maximiza a quantidade explicada da variância total em uma matriz de correlação. Na análise dos componentes principais, a variância explicada refere-se à porção da variância total que pode ser explicada pelo componente principal. Se se toma a análise dos componentes principais, que é uma técnica de extração de fatores que tem como critério a porcentagem de variância que a solução fatorial toma dos dados, então, a porcentagem

da variabilidade dos dados ocupa mais ou menos a metade da variância já para a questão 1 da escala. A análise extrai tantos fatores quantos existirem e é o pesquisador que escolhe, mediante certos critérios, os mais adequados para explicar o fenômeno. Assim, observando a tabela 2, pode-se notar que a questão 1 da escala de atitudes, responde por 49% da variância; a questão 2 por 9,6%; as demais questões (com porcentagens abaixo de 4%) respondem pelas demais variâncias. Através da análise dos componentes principais, foram extraídos 2 (dois) fatores. Os fatores são as dimensões extraídas a partir da análise fatorial exploratória ou pressupostas na análise fatorial confirmatória. A extração de fatores mostrou que o primeiro fator explica 10 (dez) dos 20 (vinte) itens e o segundo fator explica os outros 10 (dez) itens.

Em seguida, foi processada a matriz fatorial, onde cada fileira corresponde a uma variável observada e cada coluna corresponde a um fator comum, sendo que cada fileira contém os coeficientes usados para representar a variável observada padronizada em termos dos fatores. Estes coeficientes são chamados carga do fator ou coeficiente de carga [*factor loading*]. Nos resultados, deve ser observada a existência ou não de correlação entre os fatores, sendo que a obtenção de fatores com coeficientes grandes (em valores absolutos) em relação a uma variável, significa que estes estão estreitamente relacionados a essa variável.

Continuando, foi elaborada a Estatística Final que é a tabela que contém um sumário de informações para o fator de solução, após a 'eliminação' dos fatores não importantes. Foram obtidos os seguintes resultados:

Tabela 3 - Estatística final

Variável	Comunalidade	Fator	Eigenvalue	% Variância	% Acumulada
1	.44674	* 1	9.80349	49.0	49.0
2	.50145	* 2	1.91809	9.6	58.6
3	.61644	*			
4	.59652	*			
5	.50558	*			
6	.54912	*			
7	.49958	*			
8	.59949	*			
9	.60184	*			
10	.61243	*			
11	.59950	*			
12	.44739	*			
13	.56514	*			
14	.74909	*			
15	.72964	*			
16	.50191	*			
17	.59130	*			
18	.57830	*			
19	.71810	*			
20	.71199	*			

Pode ser verificado na tabela 3 que foram eliminados 18 (dezoito) fatores considerados não importantes pelo processamento, tendo sido mantidos 2 (dois) fatores que, tomados conjuntamente, respondem por 58.6% da variância. Isto significa que, ao invés de serem necessárias vinte variáveis (sendo que metade delas se refere a proposições positivas e a outra metade a questões negativas) para explicar o total da variância, basta que sejam consideradas apenas duas variáveis.

Dando prosseguimento à análise escolhida, foi aplicada a rotação de variação máxima [*Varimax Rotation*] que é um método de rotação, ortogonal neste caso, que minimiza o número de variáveis com alta carga em cada fator, simplificando a interpretação dos fatores.

De acordo com BRYANT e YARNOLD (1995), a rotação *varimax* é uma tentativa de obtenção de uma estrutura simples, é um método de rotação que força os fatores [*eigenvectors*] a serem não-correlacionados ($r = 0$). Nesse método de rotação, de tipo ortogonal (fatores independentes, que não são correlacionados), a maioria dos valores em cada coluna da tabela dos coeficientes da carga fatorial deve ficar o mais perto possível

de zero. Na presente análise foram usadas 3 iterações (execução repetida de um algoritmo de estimativa). Além disso, com base na literatura recente (por exemplo, BRYANT e YARNOLD, 1995), não existe necessidade de extração dos eigenvetores até que seja explicada 100% da variância total, pois é possível adotar uma 'regra de parada' e interromper a análise antes de se completar a explicação do total da variância.

Dentre os vários métodos de extração existentes, a presente análise utilizou o método de normalização de Kaiser, no qual o número de fatores sucessivos a serem extraídos são estabelecidos *a priori* e vão sendo retidos até uma porcentagem considerada satisfatória. No método de normalização de Kaiser, são extraídos somente os eigenvetores com eigenvalues que sejam, no mínimo, iguais a 1 (o qual representa, por sua vez, o equivalente à variância de uma variável simples padronizada). A matriz de rotação dos fatores é apresentada a seguir:

Tabela 4 - Matriz de rotação dos fatores

Questão	Fator 1	Fator 2	Tipo de Atitude
14	.81198	.29964	Positiva
15	.79002	.32483	Positiva
20	.78978	.29704	Positiva
19	.76331	.36804	Positiva
11	.74884	.19683	Positiva
18	.73789	.18388	Positiva
4	.73631	.23318	Positiva
3	.71547	.32334	Positiva
9	.71127	.30975	Positiva
5	.68214	.20068	Positiva
10	.30311	.72149	Negativa
13	.23887	.71280	Negativa
7	.09519	.70037	Negativa
6	.25553	.69557	Negativa
8	.35990	.68554	Negativa
1	.11466	.65848	Negativa
16	.25553	.69557	Negativa
17	.35990	.68554	Negativa
2	.36761	.60524	Negativa
12	.29497	.60031	Negativa

Após três iterações e através da aplicação da regra de parada previamente estabelecida, foram obtidos os resultados mostrados acima, referentes à matriz de rotação dos fatores, onde pode ser constatado um agrupamento das questões positivas e das questões negativas. Pode ser observado que o fator 1 apresenta valores altos para questões positivas e valores baixos para as negativas. Já o fator 2 apresenta valores altos

para as questões negativas e baixos para as questões positivas. Na maioria dos casos, o fator está relativamente puro, ou seja, se ele tem alta saturação em um fator, tem baixa saturação no outro.

A continuidade da análise resultou na matriz de transformação do fator [*factor transformation matrix*], mostrada a seguir:

	Fator 1	Fator 2
Fator 1	.76315	.64622
Fator 2	-.64622	.76315

Como pode ser verificado, foram extraídos dois fatores que, como os resultados indicam, são fatores independentes e não correlacionados. Em determinadas condições (por exemplo, quando os itens não são correlacionados) a matriz de transformação de fatores é igual à correlação de fatores. Isto significa que as questões que medem atitudes positivas agrupam-se em um determinado espaço e as questões que medem atitudes negativas agrupam-se em outro, havendo poucos aspectos referentes a atitudes negativas com relação à matemática contidos nas questões positivas e vice versa. O resultado acima, com valores iguais, mostra que os fatores não são correlacionados.

Além dessa análise do instrumento, foi feita uma análise fatorial por série e os resultados, em termos gerais, refletem o resultado da amostra total. Isto significa que as crianças de 3ª e 4ª séries apresentaram, de maneira bastante próxima, o mesmo padrão de resposta que os demais sujeitos, inclusive quando comparados ao segundo grau. É importante assinalar esse resultado porque uma das maiores preocupações, no início da presente investigação, referia-se à dúvida sobre a capacidade das crianças menores conseguirem responder as questões da escala.

Foi feita uma outra análise referente à escala de atitudes com a finalidade de verificar como se distribuíam as atitudes com relação à Matemática quando estas eram agrupadas de acordo com a alternativa escolhida (concordo, concordo totalmente, discordo e discordo totalmente).

Os resultados obtidos através da ANOVA, mostraram que a escolha de proposições positivas ou favoráveis à Matemática são aquelas

feitas pelos sujeitos com atitudes positivas e as médias de atitudes são tão mais altas quanto maior for a intensidade da concordância e, nas proposições que indicam negatividade com relação à Matemática, as médias de atitudes são tão maiores quanto mais intensa for a discordância.

Em oposição, os sujeitos que apresentam atitudes negativas concordam mais com as proposições que indicam não gostar da matemática, ter medo e ansiedade. Se o grau de concordância é mais intenso (se o sujeito concorda totalmente com questões que envolvem esses sentimentos), a atitude negativa será mais intensa. Em proposições favoráveis à Matemática, a concentração das médias menores é na alternativa discordo totalmente. O teste de Tukey - HSD mostra, para todas as questões, diferenças significativas com $p < .050$.

Em seguida, foram atribuídos pontos a cada um dos itens da escala, sendo que esses pontos foram transformados na pontuação (soma dos pontos obtidos) de cada sujeito na escala de atitudes com relação à Matemática.

Na sequência, foi feita a nota do aluno, sendo que cada sujeito teve uma nota na escala que foi dada pela soma dos pontos obtidos em cada proposição). Finalmente foi calculada a média do grupo, tendo sido obtido o seguinte resultado, com 1989 casos válidos (excluídos 44 casos):

Tabela 5 - Cálculo da média na escala de atitudes em relação à Matemática

Média	52,514	Desvio Padrão	.304	Mediana	52,000
Desvio Padrão	13,230	Variância	175,243	Kurtosis	-.564
S E Kurt	.000	Amplitude	60,000	Minimum	20,000
Maximum	80,000				

De acordo com esses resultados, obtidos a partir dos dados fornecidos por estudantes de quatro escolas, pode-se dizer que, neste grupo, os estudantes com atitudes positivas com relação à Matemática são aqueles que apresentam nota na escala superior ao valor 52,514 e estu-

dantes com atitudes negativas seriam aqueles cujas notas estão abaixo dessa média, obtida para esses grupos de estudantes.

CONCLUSÃO

A escala de atitudes, aqui apresentada, vem sendo utilizada em diferentes países, tendo diferentes estudantes como sujeitos. A revisão bibliográfica referente à escala de atitudes mostrou resultados bastante próximos aos obtidos no presente trabalho. Isso, de certa forma, permite recomendar este instrumento como sendo uma das medidas que possibilitam acessar, de forma adequada, as atitudes em relação à matemática.

Embora não seja corrente, no Brasil, o emprego de escalas que visam medir as atitudes dos estudantes com relação às disciplinas escolares e a outros fatores (tais como ensino, métodos, conteúdos, etc.) estas devem ser consideradas como uma possível fonte de informação para professores e pesquisadores envolvidos com o ensino-aprendizagem. A utilização de escalas não deve ser vista como a única forma de acessar as atitudes, pois outros métodos e procedimentos podem e devem ser empregados. Entretanto, não pode ser esquecido que as escalas fornecem muitas vantagens e, atualmente, o desenvolvimento dos pacotes estatísticos tornou viável o seu emprego usando um grande número de sujeitos.

Além da possibilidade de ser empregada com um grande número de sujeitos, existem outras vantagens, listadas a seguir: 1) a escala não se detém em um único aspecto da Matemática, pois trata da disciplina e não de aspectos particulares do ensino, como o método usado, o professor, o livro didático, etc.; 2) permite ao professor de Matemática, no início das suas aulas, verificar as atitudes de seus alunos e, ao final, reapplicando o instrumento, constatar se ocorreu mudança nas atitudes em relação à Matemática e, se ocorreu, em qual direção foi essa mudança. A partir dessa constatação, o professor tentará buscar, de maneira mais dirigida, e usando outros métodos de investigação, buscaria as causas dessa mudança, com a finalidade de reavaliar sua própria atividade em sala de aula; 3) serve como um recurso auxiliar para verificação da

eficácia de diferentes métodos de ensino; 4) fornece uma informação vinculada a um grupo de estudantes e independe da opinião particular de apenas alguns sujeitos, etc..

Concluindo, deve ser enfatizada a necessidade de se usar as escalas, considerando sempre suas limitações e, na medida do possível, combinar a utilização da escala com outros instrumentos que, juntos, forneçam dados confiáveis a respeito das atitudes.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABDEL-GAID, S. TRUEBLOOD, C. R. and SHRIGLEY, R. L. A systematic procedure for constructing a valid microcomputer attitude scale, *Journal of Research in Science Teaching*, Vol., 23, nº 9, p. 823-839, 1986.
- AIKEN, L. R. The effect of attitudes on performance in Mathematics, *Journal of Educational Psychology*, Vol., 52, nº1, p. 19-24, 1961.
- AIKEN, L.R. e DREGER, R.M. The effects of attitudes on performance in mathematics, *Journal of Educational Psychology*, Vol., 52, p. 19-24, 1961.
- AIKEN, L. R. Personality correlates of attitude toward Mathematics, *Journal of Educational Research*, Vol., 56, nº 9, p. 476-480, may, 1963.
- AIKEN, L. R. Attitudes toward Mathematics, *Review of Educational Research*, Vol., 40, nº 4, p. 551-596, 1970.
- AIKEN, L.R. Nonintellective variables and mathematics achievement: Directions for research, *Journal of School Psychology*, Vol., 8, nº 1, p. 28-36, 1970.
- AIKEN, L. R. Intellective variables and Mathematics achievement: directions for research, *Journal of School Psychology*, Vol., 9, nº 2, p. 201-212, 1971.
- AIKEN, L. R. Biodata correlates of attitudes toward Mathematics in three age and two groups, *School Science and Mathematics*, Vol. 72, p. 386-395, 1972.

- AIKEN, L. R. Two scales of attitude toward Mathematics, *Journal for Research in Mathematics Education*, Vol., 5, nº 2, p. 67-71, 1974.
- AIKEN, L. R. A program for computing rank correlations from ordered contingency tables. *Educational and Psychological Measurement*, Vol., 35, p. 181-183, 1975.
- AIKEN, L. R. Update on attitudes and other affective variables in learning Mathematics, *Review of Educational Research*, Vol. 46, p. 293-311, 1976.
- AIKEN, L. R. Attitudes toward Mathematics and Science in Iranian middle schools, *School Science and Mathematics*, Vol., 79, p. 229-234, 1979.
- AIKEN, L. R. Attitudes toward Mathematics, in HUSEN, T. and POSTLETHWAITE, T. (Eds.) *The International Encyclopedia of Education*, p. 4538-4544, New York : Pergamon. 1985.
- AKSU, M. - A longitudinal study on attitudes toward Mathematics by department and sex at the university level, *School Science and Mathematics*, Vol. 91, nº 5, May-June. p. 185-191, 1991.
- ALEXANDER, L. and MARTRAY, C. The development of an abbreviated version of the Mathematics anxiety rating scale, *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, Vol., 22, nº 3, p. 143-150, 1989.
- ANDERSON, A.B.; BASILEVSKY, A. e HUM, D.P. in ROSSI, P. H.; WRIGHT, J. D. e ANDERSON, A. B. *Handbook of Survey Research: Quantitative Studies in Social Relations*, New York : Academic Press. 1983.
- ANDERSON, W. B. e ANDERSON, A. L. Preservice teachers' attitude toward discipline, *The Teacher Educator*, Vol., 26, nº 4, p. 17-26, 1991.
- ANDRICH, D. Scaling attitude items constructed and scored in the Likert tradition. *Educational and Psychological Measurement*, Vol., 38, p. 665-680. 1978a.

- ANDRICH, D. A Binomial latent trait model for the study of Likert style attitude questionnaires. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, Vol., 31 (1), p. 84-98, 1978b.
- BARRINGTON, B. L. e HENDRICKS, B. Attitudes toward Science and Science knowledge of intellectually gifted and average students in third, seventh and eleventh grades, *Journal of Research in Science Teaching*, Vol., 25, nº 8, p. 679-687, 1988.
- BENBOW, C. P. Academic achievement in Mathematics and Science of students between ages 13 and 23: Are there differences among students in the top one percent of mathematical ability?, *Journal of Educational Psychology*, Vol., 84, nº 1, p. 51-61, 1992.
- BESSANT, K. C. Factors associated with types of mathematics anxiety in college students, *Journal for Research in Mathematics Education*, Vol., 26, nº 4, p. 327-345, 1995.
- BLUM-ANDERSON, J. Increasing enrollment in higher-level Mathematics classes through the affective domain, *School Science and Mathematics*, Vol., 92, nº 8, p. 433-436, December, 1992.
- BRASSEL, A.; PETRY, S.; BROOKS, D. M. Ability grouping, Mathematics achievement and pupil attitudes toward mathematics, *Journal for Research in Mathematics Education*, p. 22-28, January, 1980.
- BRYANT, F. B. and YARNOLD, P. R. Principal Component Analysis and Exploratory and Confirmatory Factor Analysis in GRIMM, L. and YARNOLD, P.R. (Eds.) - *Reading and Understanding Multivariate Statistics*, Washington, DC: American Psychological Association. 1995.
- BRITO, M. R. F. 'Atitudes de Alunos de Primeiro e Segundo Graus com relação à Matemática: Mito ou Realidade?', Mapeamento de Pesquisas em Educação Matemática, Brasília, DF : INEP, Volume 1, Fascículo 1, p. 17-18, 1994.
- BRITO, M. R. F. *Grade distribution and stability of attitudes toward mathematics*. Proceedings of the 19th International Conference for the Psychology of Mathematics Education, Vol., I, p. 1-231, 1995.

- DE BRITO, M. R. F. 'Attitudes Toward Mathematics and Related Factors, *International Journal of Psychology*, Edited by François Y. Doré, Vol., 31, p. 61, 1996.
- BRITO, M. R. F. *Atitudes em relação à Matemática em estudantes de 1º e 2º graus*. Tese de livre docência. Faculdade de Educação. UNICAMP. 1996.
- BRITO, M. R. F. *Adaptação e validação de uma escala de atitudes em relação à matemática*, Actas del V Congreso Nacional de Psicología, Santiago, Chile, 6 a 8 de Novembro de 1997.
- BRUSH, C. R. A validation study of the Mathematics anxiety rating scale (MARS). *Educational and Psychological Measurement*, Vol. 38, p. 485-490, 1978.
- BRUSSELMANS-DEHAIRS, C. and HENRY, G.F. (Eds.). Gender and Mathematics, *International Journal of Educational Research*, Vol., 21, nº 4, p. 351-438. 1994.
- BUHLMAN, B. J. e YOUNG, D. M. On the transmission of mathematics anxiety, *The Arithmetic Teacher*, Vol., 30 (3), p. 55-56, 1982.
- BUNTING, C. E. The development and validation of Educational Attitudes Inventory, *Educational and Psychological Measurement*, Vol., 41, p. 559-565, 1981.
- CALHOUN, L.; SHRIGLEY, R. L. and SHOWERS, D. E. Designing the nuclear energy attitude scale, *Science Education*, 72 (2), p. 157-174, 1988.
- CARMINES, E. G. and ZELLER, R. A. Reliability and Validity Assessment, Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, Series nº 07-017. Beverly Hills and London : Sage Publications. 1979.
- CHAIKEN, S. and STANGOR, C. Attitudes and attitude change. *Annual Review of Psychology*, 38, p. 575-630. 1987.
- CHIU, L. and HENRY, L. L. Development and validation of the Mathematics anxiety scale for children, *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, Vol., 23, nº 3, p. 121-127, 1990.

- CLARK-MEEKS, L. F.; QUISENBERRY, N. L.; e MOUW, J. T. A look at mathematics attitudes of prospective teachers in four concentration areas, *School Science and Mathematics*, Vol., 82, p. 317-320, 1982.
- CRAWLEY, F. E. and KOBALLA, T. R. Attitude research in Science Education: contemporary models and methods, *Science Education*, Vol., 78, n° 1, p. 35-55, 1994.
- DEATON, W. L., GLASNAPP, D. R. e POGGIO, J. P. Effects of item characteristics on psychometric properties of forced choice scales. *Educational and Psychological Measurement*, Vol., 40, p. 599-610. 1980.
- DUARTE SILVA, A. P. and STAM, A. Discriminant analysis in GRIMM, L. and YARNOLD, P.R. (Eds.) - *Reading and Understanding Multivariate Statistics*, Washington, DC : American Psychological Association. 1995.
- DUTTON, W. H. Attitudes of prospectives teachers toward Mathematics. *Elementary School Journal*, n° 52, p. 84-90, 1951.
- DUTTON, W.H. Attitudes of junior high school pupils toward Arithmetic. *School Review*, n° 64, p. 18-22, 1956.
- DUTTON, W. and BLUM, M. P. The measurement of attitudes toward Arithmetic and a Likert type test, *The Elementary School Journal*, LXVIII, n° 5, p. 259-264, February, 1968.
- FENNEMA, E.; e SHERMAN, J. A. FENNEMA-SHERMAN Mathematics attitudes scales: instrument designed to measure attitudes toward the learning of Mathematics by females and males, *Journal for Research in Mathematics Education*, Vol., 7, n° 5, p. 324-326, November. 1976.
- FENNEMA, E. and BEHR, M, J. Individual differences and the learning of Mathematics, in *Research in Mathematics Education*, Edited by Richard J. Shumway. National Council of Teachers of Mathematics. Reston, Virginia : 1980.
- FENNEMA, E. CARPENTER, T.P. LAMON, S. J.(Eds.). *Integrating Research on Teaching and Learning Mathematics*. Albany: State University of New York Press. 1991.

- FINLEY et al. Students attitudes and preferences in A Summary of Research in Science Education - 1990, *Science Education*, Vol. 76, n° 3, p. 278-282, June. 1992.
- FROST, L. A. HYDE, J.S. and FENNEMA, E. Gender, Mathematics performance, and Mathematics-related attitudes and affect: A meta-analytic synthesis, *International Journal of Educational Research*, Vol., 21, n° 4, p. 373-385, 1994.
- FULLJAMES, P.; GIBSON, H. M. and FRANCIS, L. J. Creationism, Scientism, Christianity and Science: A study in adolescent attitudes, *British Educational Research Journal*, Vol., 17, n° 2, p. 171-190, 1991.
- GARAWAY, G. B. Language, culture and attitude in Mathematics and Science learning: A review of the literature, *The Journal of Research and development in Education*, Vol., 27, n° 2, p. 102-111, 1994.
- GARDNER, P. L. Attitude Measurement: A critique of some recent research, *Educational Research*, Vol., 17, n° 2, p. 101-109. 1977.
- GOGOLIN, L. e SWARZ, F. A quantitative and qualitative inquiry into the attitudes toward sciences of nonscience college students, *Journal of Research in Science Teaching*, Vol., 29, n° 5, p. 487-504, 1992.
- GOODSTADT, M.S. and MAGID, S. When Thurstone and Likert agree. A confounding of methodologies, *Educational and Psychological Measurement*, Vol., 37, p. 811-818, 1977.
- GRIMM, L.G. and YARNOLD, P. R. (Eds.). *Reading and Understanding Multivariate Statistics*, Washington, DC: American Psychological Association, 1995.
- GWIZDALA, J. and STEINBACK, M. High school females Mathematics attitudes: An interim report, *School Science and Mathematics*, Vol., 90, n° 3, p. 215-222, 1990.
- GUILFORD, J.P. *Psychometric Methods*. 2nd ed., New York: McGraw-Hill Book Company. 1954.