

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/255616981>

HABILIDADES SOCIAIS ENTRE JOVENS UNIVERSITÁRIOS: UM ESTUDO COMPARATIVO

Article · January 2004

CITATIONS

9

READS

213

6 authors, including:



Maria Cecilia Mendes Barreto

29 PUBLICATIONS 327 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Zilda Aparecida Pereira Del Prette

Universidade Federal de São Carlos

478 PUBLICATIONS 6,836 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Almir Del Prette

Universidade Federal de São Carlos

203 PUBLICATIONS 2,997 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



HABILIDADES SOCIAIS E COMPETÊNCIA SOCIAL: ESTUDOS DE AVALIAÇÃO, INTERVENÇÃO E DISSEMINAÇÃO [View project](#)



Habilidades sociais aplicadas ao cinema [View project](#)

HABILIDADES SOCIAIS ENTRE JOVENS UNIVERSITÁRIOS: UM ESTUDO COMPARATIVO

Maria Cecília Mendes BARRETO¹
Monica Regina Santa Rosa PIERRE¹
Zilda Aparecida Pereira DEL PRETTE²
Almir DEL PRETTE²

- RESUMO: O Inventário de Habilidades Sociais (IHS) foi aplicado a 527 alunos de cursos de graduação, sendo 297 do sexo feminino e 227 do sexo masculino, das áreas de Ciências Humanas, Exatas e Biológicas, em instituições públicas e particulares de ensino superior. O presente trabalho analisa as possíveis diferenças e semelhanças entre jovens universitários do sexo masculino e feminino com relação aos 38 itens do inventário de habilidades sociais. A inferência psicométrica é feita a partir da análise fatorial alfa utilizando comparação entre as estimativas dos escores fatoriais para ambos os sexos. Especificamente, comparamos os fatores não observáveis obtidos na análise fatoriais alfa para a população estudada. Usando análise de variância multivariada, concluímos que existem diferenças significativas (*p-value* menor que 1%) entre as habilidades sociais de jovens universitários do grupo masculino e do grupo feminino.
- PALAVRAS-CHAVE: Análise de variância multivariada; análise fatorial alfa; competência social; habilidades sociais; psicologia clínica; universitários.

1 Introdução

As relações interpessoais são muito importantes na sociedade moderna e hoje em dia exige-se que os indivíduos, independentemente de suas atividades profissionais, apresentem desempenhos sociais aceitáveis e elaborados. Nesse contexto a temática das habilidades sociais desperta um grande interesse tanto de pesquisadores como do público em geral, pois o conhecimento do repertório de habilidades sociais de uma pessoa é um requisito prévio à aplicação de qualquer treinamento ou terapia para resolver problemas interpessoais.

Uma questão particularmente importante dessa área diz respeito a avaliação que possibilite caracterizar o repertório de habilidades sociais dos indivíduos em termos do conceito de habilidades sociais e seus correlatos. Recentemente, Del Prette et al. (1998) construíram e validaram o primeiro instrumento, o Inventário de Habilidades Sociais

¹ Departamento de Estatística, Universidade Federal de São Carlos – UFSCar, Caixa Postal 676, CEP: 13565-905, São Carlos, SP, Brasil. Email: cbarreto@power.ufscar.br

² Departamento de Psicologia, Universidade Federal de São Carlos – UFSCar, Caixa Postal 676, CEP: 13565-905, São Carlos, SP, Brasil.

(IHS), para a avaliação do repertório de habilidades sociais. Nele procurou-se focalizar os aspectos observáveis e não observáveis das habilidades sociais.

Uma conseqüência natural após a elaboração de um instrumento é verificar as possíveis diferenças e semelhanças entre os mais diversos agrupamentos de indivíduos.

Assim, o objetivo do presente trabalho é estudar a diferença de comportamentos relacionados às habilidades sociais em jovens do sexo masculino e feminino.

Como estratégia de análise estatística para comparação das habilidades sociais entre jovens universitários de diferentes sexos, primeiramente foi feita a análise fatorial alfa considerando todos que responderam ao inventário integralmente, com o objetivo de se estimar a matriz dos coeficientes dos escores fatoriais (Barreto et al., 1998). Nessa análise foi utilizada a rotação varimax e obteve-se 5 fatores significativos. Pelo método de regressão, calculou-se as estimativas dos 5 escores fatoriais de todos os indivíduos.

A comparação entre as habilidades sociais dos jovens universitários, que é o objeto de estudo no presente trabalho, foi feita através da técnica de análise multivariada para a comparação de vetores de médias dos grupos de interesse onde cada componente corresponde às estimativas dos escores fatoriais. Como resultado, verificou-se que existem diferenças entre todos os componentes do vetor para jovens do sexo feminino e masculino, com um nível descritivo inferior a 1%. Quando comparou-se individualmente os componentes dos dois vetores verificou-se que a diferença é significativa em 3 dos 5 componentes.

2 Material

2.1 O inventário de habilidades sociais (IHS)

Na elaboração do IHS foram utilizados os conceitos de habilidades sociais e competência social que muitas vezes têm suas interpretações sobrepostas. Por exemplo, em Caballo (1987, p.14): “O comportamento socialmente habilidoso é esse conjunto de comportamentos emitidos por um indivíduo no contexto interpessoal, que expressa sentimentos, atitudes, desejos, opiniões ou direitos desse indivíduo, de um modo adequado à situação, respeitando esses comportamentos nos demais e que geralmente resolvem uma situação ao mesmo tempo em que minimiza a probabilidade de problemas futuros”. Outros autores, como McFall (1982) diferenciam os dois termos, utilizando habilidades sociais para designar as diferentes classes de comportamentos (observáveis e não observáveis) envolvidos no desempenho interpessoal, reservando a noção de competência para a avaliação externa do nível de proficiência com que esse desempenho ocorre, o que implica na identificação de suas conseqüências pessoais e sociais.

Nota-se que os aspectos observáveis incluem dois conjuntos de classes comportamentais: as mais amplas ou molares (por exemplo, fazer e responder cumprimentos e elogios, expressar opiniões e discordâncias, iniciar, manter e encerrar conversações, responder a críticas etc.) e as moleculares, que compõem cada classe molar (tom de voz, contato visual, gestos, postura etc.). Os aspectos não observáveis incluem pensamentos, percepções, representações etc., que precedem, acompanham ou seguem o desempenho interpessoal.

O inventário de habilidades sociais (IHS) aqui utilizado, restringe-se às classes molares do desempenho, embora a necessidade de contextualizá-lo acabe implicando em

sobreposição da dimensão situacional e, conforme o caso, permitindo inferências sobre a dimensão cultural. Inclui-se um conjunto diversificado de situações prováveis e significativas nas relações interpessoais dos respondentes.

Dessa maneira, essa versão do IHS contém uma primeira parte com uma lista de 38 itens, cada um deles descrevendo uma relação interpessoal e uma reação possível ao interlocutor naquela situação. Nas instruções solicita-se que o respondente estime a frequência com que reage da forma sugerida em cada item. A segunda parte contém um cabeçalho para a caracterização do respondente e um quadro para a anotação das respostas, precedido por instruções e pelo modelo da escala de estimativa da frequência das respostas. A escala é do tipo Likert, de cinco pontos, variando de *nunca ou raramente* (zero a 20% das vezes) a *sempre ou quase sempre* (81 a 100% das vezes).

2.2 Análise fatorial alfa

Na literatura existem diversos métodos de agrupamento de itens em poucos fatores não observáveis, tais como as análises de componentes principais e as análises fatoriais pelo método de máxima verossimilhança, entre outros, podendo também ser utilizada a análise de correspondência. Entretanto, esta última não leva em consideração a ordem implícita das categorias das respostas.

Em cada um dos métodos acima citados os resultados da obtenção de fatores, em geral, diferem quer no número de fatores obtidos quer no conjunto de itens que compõem cada fator e, conseqüentemente, na interpretação de cada um deles. Porém, em todos eles, os indivíduos são aleatoriamente escolhidos para responderem ao inventário de habilidades sociais.

Para a obtenção de poucos fatores não observáveis que expliquem as relações de covariâncias/correlações das respostas aos itens, Del Prette et al. (1998) utilizaram a análise fatorial alfa nos dados em questão.

Nesse caso, a inferência psicométrica parte do princípio de que em uma amostra de itens, os fatores comuns são determinados de tal modo que tenham uma correlação máxima com o correspondente universo de fatores (Harman, 1976; Rummel, 1970; Tabachnick e Fidell, 1996). O conceito de generalização máxima é quantificado nos coeficientes alfa associado a cada um dos fatores.

No modelo de análise fatorial alfa as variáveis em estudo são representadas por um vetor aleatório observável \bar{X} de dimensão p , com média $\bar{\mu}$ e matriz de covariância $\bar{\Sigma}$, o qual deseja-se representar cada componente, X_j , em termos de diversos fatores subjacentes, F_1, F_2, \dots, F_m , chamados fatores comuns, e fontes adicionais de variação $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p$, chamadas erros ou fatores específicos.

Na forma matricial tal modelo pode ser escrito como:

$$\bar{X}_{px1} - \bar{\mu} = \bar{L}_{pxm} \bar{F}_{mx1} + \bar{\varepsilon}_{px1} \quad (1)$$

onde os coeficientes l_{ij} formam a matriz de cargas fatoriais sendo i -ésima variável no j -ésimo fator. O fator específico ε_i está associado apenas com a i -ésima resposta X_i . Os p

desvios $X_1 - \mu_1, X_2 - \mu_2, \dots, X_p - \mu_p$, são expressos em termos de $p + m$ variáveis aleatórias $F_1, F_2, \dots, F_m, \varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p$, são “não-observáveis”. Como suposições tem-se que os vetores aleatórios \mathbf{F} e ε são independentes entre si e $E(\mathbf{F}) = \mathbf{0}$, $Cov(\mathbf{F}) = \mathbf{I}$, $E(\varepsilon) = \mathbf{0}$ e $Cov(\varepsilon) = \Psi$, onde Ψ é uma matriz diagonal de tal modo que:

$$Cov(\mathbf{X}) = \mathbf{L}\mathbf{L}' + \Psi, \quad \text{ou} \quad \begin{cases} Var(X_i) = l_{i1}^2 + l_{i2}^2 + \dots + l_{im}^2 + \psi_i \\ Cov(X_i, X_k) = l_{i1}l_{k1} + l_{i2}l_{k2} + \dots + l_{im}l_{km} \end{cases} \quad (2)$$

e

$$Cov(\mathbf{X}, \mathbf{F}) = \mathbf{L} \quad \text{ou} \quad Cov(X_i, F_j) = l_{ij}$$

A porção da variância da i -ésima variável que contribui para os m fatores comuns é chamada de *comunalidade*, h_i^2 , e a porção da variância devida ao fator específico é chamado *variância específica*, ψ_i , sendo $h_i^2 = l_{i1}^2 + l_{i2}^2 + \dots + l_{im}^2$.

Adotando o modelo (1), a análise fatorial alfa foi utilizada levando-se em consideração a rotação varimax. Foram obtidos 5 fatores significativos cuja interpretação está discutida em Del Prette et al. (1998).

Utilizando estes resultados construímos a base de dados que é o objeto de estudo deste trabalho.

2.3 Escores fatoriais

Os escores fatoriais são estimativas dos escores dos indivíduos, isto é, são estimativas das variáveis não-observáveis (os fatores).

Existem diversos procedimentos para a estimação dos escores fatoriais (Tabachnick e Fidell, 1996). O mais simples deles consiste em calcular, para cada fator, usando a matriz das cargas fatoriais com valores grandes (iguais ou superiores em modulo a 0,30) da análise fatorial após rotação, a soma do produto de cada variável por sua correspondente carga fatorial. Esse procedimento é fortemente influenciado por variáveis que possuem um desvio padrão grande; para contornar esse problema é freqüente usar como alternativa as variáveis padronizadas.

Um procedimento mais elaborado corresponde ao método de regressão, onde os escores fatoriais são obtidos pelo produto da inversa da matriz de correlação entre as variáveis e a matriz de correlação entre fatores e variáveis. Nesse caso existe uma alta correlação entre os fatores e os escores fatoriais e a distribuição de cada escore fatorial tem média zero e desvio padrão igual a correlação múltipla quadrada entre os fatores e as variáveis. Desse modo esse procedimento produz sempre escores padronizados.

2.4 A comparação de 2 vetores de médias

Após o cálculo dos 5 escores fatoriais padronizados para cada um dos 472 indivíduos, fizemos uma análise de variância multivariada entre os 2 grupos de interesse, considerando as respostas independentes e dentro de limites de controle previamente

especificados para cada variável. A estatística utilizada para a comparação dos vetores médias das 2 populações multivariadas é o T^2 de Hotelling.

Assim, a inferência sobre o vetor $(\bar{\mu}_F - \bar{\mu}_M)'_{p \times n}$, onde $\bar{\mu}_F$ representa o vetor média dos 5 escores fatoriais para o grupo feminino e $\bar{\mu}_M$ o vetor média para o grupo masculino, e supõe que a estrutura dos dados tenha o seguinte comportamento:

- a amostra $\bar{x}_{F1}, \bar{x}_{F2}, \dots, \bar{x}_{Fn}$ é de tamanho n_F para p -valores da população normal p -variada com vetor média $\bar{\mu}_F$ e matriz de covariância $\bar{\Sigma}_F$;
- do mesmo modo, a amostra $\bar{x}_{M1}, \bar{x}_{M2}, \dots, \bar{x}_{Mn}$ é de tamanho n_M para p -valores da população normal p -variada com vetor média $\bar{\mu}_M$ e matriz de covariância $\bar{\Sigma}_M$;
- a amostra de tamanho n_F é independente da amostra de tamanho n_M .

Assumindo que as matrizes de covariância Σ_F e Σ_M são iguais à estatística T^2 de Hotelling é calculada por:

$$T^2 = \left(\frac{1}{n_F} + \frac{1}{n_M} \right)^{-1} (\bar{X}_F - \bar{X}_M - \delta_0)' S_{combinada}^{-1} (\bar{X}_F - \bar{X}_M - \delta_0)$$

onde:

- \bar{X}_F é o vetor média amostral referente ao sexo feminino;
- \bar{X}_M é o vetor média amostral referente ao sexo masculino;
- δ_0 corresponde a diferença entre as médias populacionais sob a hipótese de igualdade de médias e

$$S_{combinada}^{-1} = \frac{\sum_{j=1}^{n_F} (x_{Fj} - \bar{x}_F)(x_{Fj} - \bar{x}_F) + \sum_{j=1}^{n_M} (x_{Mj} - \bar{x}_M)(x_{Mj} - \bar{x}_M)}{n_F + n_M - 2} = \frac{(n_F - 1)S_F + (n_M - 1)S_M}{n_F + n_M - 2}.$$

Sob a hipótese de que $\mu_F = \mu_M$, a estatística teste T^2 tem distribuição

$$\frac{(n-1)p}{(n-p)} F_{p, n-p}$$

onde $F_{p, n-p}$ representa uma variável aleatória de distribuição F , com p e $n-p$ graus de liberdade.

3 Descrição dos dados

O IHS foi aplicado a 527 alunos de cursos de graduação, sendo 297 do sexo feminino e 227 do sexo masculino, com proporções equivalentes de alunos de início e meados de curso, das áreas de Ciências Humanas, Exatas e Biológicas, em instituições públicas e particulares de ensino superior de uma cidade do interior do Brasil. As idades dos respondentes variaram entre 18 e 25 anos, com a maioria situando-se na faixa dos 19 aos 22 anos. Há uma maior proporção de alunos de instituições públicas em relação aos particulares e maior proporção de respondentes de Ciências Humanas em relação a Exatas

e Biológicas; apenas uma pequena parcela de respondentes relata estar inserida no mercado de trabalho ou receber ajuda institucional do tipo bolsa de estudos e/ou crédito educativo. Os cursos predominantes foram: Administração, Direito, Engenharia Mecânica, Fisioterapia, Medicina e Psicologia. A maioria dos respondentes tem pelo menos um dos pais com no máximo o segundo grau, constatando-se que mais da metade da população é representada por dois subgrupos predominantes: os que têm ambos os pais com, no máximo, o primeiro grau e os que têm pelo menos um dos pais com terceiro grau (os demais respondentes têm um dos pais com segundo grau, ambos com segundo e ambos com terceiro).

4 Tratamento dos dados e resultados

4.1 Resultados da análise fatorial alfa

Como estratégia de análise estatística para comparação das habilidades sociais entre jovens universitários de diferentes sexos, foi feita a análise fatorial alfa (Barreto et al., 1998) considerando todos que responderam o inventário integralmente, com o objetivo de se estimar a matriz dos coeficientes dos escores fatoriais. A seguir foram calculados os escores fatoriais pelo método de regressão para cada um dos indivíduos. Na análise fatorial alfa considerando a rotação varimax foram obtidos 5 fatores significativos.

O fator 1 reuniu itens (1, 5, 7, 11, 12, 14, 15, 16, 20, 21, 29) que retratam situações interpessoais em que a demanda de reação ao interlocutor se caracteriza principalmente pela afirmação e defesa de direitos e de auto-estima. Pode-se afirmar, portanto, que, em termos comportamentais/situacionais, o fator 1 refere-se às habilidades de enfrentamento e auto-afirmação com risco potencial de reação indesejável (possibilidade de rejeição, de réplica ou de oposição) por parte do interlocutor. Relacionando-se à estrutura conceitual das habilidades sociais, pode-se afirmar que o fator 1 reflete principalmente o conceito de “assertividade”.

As situações agrupadas em torno do fator 2, que reuniu os itens 03, 06, 08, 10, 28, 30, 35, retratam demandas interpessoais de expressão de afeto positivo e de afirmação da auto-estima, com risco mínimo de reação indesejável, podendo-se também relacioná-la a uma parte do conceito de assertividade. O fator 2 foi denominado, então, em termos comportamentais/situacionais, de habilidades de auto-afirmação na expressão de afeto positivo.

Os itens do fator 3 (13, 17, 19, 22, 24, 36, 37) retratam situações sociais, neutras em termos de afeto positivo ou negativo, de aproximação com risco mínimo de reação indesejável, demandando, principalmente, “traquejo social” na conversação, o que supõe conhecimento das normas de relacionamento cotidiano. Pode-se dizer, então, que, em termos comportamentais/situacionais, o fator 3 refere-se às habilidades de conversação ou de desenvoltura social.

O fator 4 inclui itens (9, 14, 23, 26) de situações que envolvem a abordagem a pessoas desconhecidas e pode ser definido, em termos comportamentais/situacionais, como habilidades de auto-exposição a desconhecidos ou a situações novas.

O fator 5 inclui itens (18, 31, 38) que envolvem reação a estimulações aversivas do interlocutor, demandando controle da raiva e da agressividade. Em termos situacionais, foi identificado como habilidades de autocontrole da agressividade a situações aversivas.

4.2 Cálculo dos escores fatoriais padronizados

Após a obtenção da análise fatorial alfa, considerando 5 escores fatoriais e rotação varimax, foram calculados para todos os indivíduos da população os escores fatoriais padronizados usando o método de regressão.

Na Tabela 1 está a matriz dos coeficientes dos escores fatoriais padronizados usada para a obtenção dos escores fatoriais padronizados.

Tabela 1 - Matriz dos coeficientes dos escores fatoriais obtidos pelo método de regressão

Itens	Escore fatorial 1	Escore fatorial 2	Escore fatorial 3	Escore fatorial 4	Escore fatorial 5
N1	0,023	-0,011	0,042	0,105	-0,012
N2	-0,029	0,032	0,050	-0,005	-0,150
N3	-0,022	0,101	0,010	-0,049	0,045
N4	0,047	0,007	-0,005	-0,025	0,103
N5	0,179	-0,072	-0,021	-0,027	-0,003
N6	0,004	0,152	-0,099	0,004	-0,007
N7	0,206	-0,081	-0,001	0,106	-0,026
N8	-0,040	0,104	0,072	0,008	-0,030
N9	0,027	-0,111	-0,024	0,252	0,118
N10	-0,021	0,092	-0,010	0,013	0,057
N11	0,190	0,049	0,037	-0,021	-0,012
N12	0,194	-0,060	-0,034	-0,041	0,109
N13	-0,002	0,002	0,133	-0,005	0,008
N14	0,086	0,058	-0,004	0,171	-0,053
N15	0,098	0,046	-0,009	-0,072	-0,029
N16	0,198	0,056	0,014	-0,117	-0,086
N17	-0,075	0,050	0,239	-0,018	-0,075
N18	-0,126	0,000	0,120	0,062	0,283
N19	0,038	-0,103	0,153	0,030	0,056
N20	0,050	0,030	-0,029	0,022	-0,060
N21	0,081	0,021	-0,050	0,017	0,036
N22	-0,017	-0,087	0,106	-0,044	0,017
N23	0,021	-0,030	0,067	0,197	-0,012
N24	-0,006	0,004	0,172	-0,062	-0,097
N25	0,047	0,071	-0,040	-0,084	0,151
N26	-0,031	0,044	-0,003	0,181	-0,030
N27	0,115	0,015	0,049	-0,205	0,088
N28	-0,046	0,344	0,039	-0,121	-0,040
N29	0,042	0,040	0,042	0,032	-0,072
N30	0,053	0,070	-0,044	0,053	0,032
S31	-0,006	-0,066	-0,018	-0,037	-0,233
N32	0,034	0,082	0,010	0,025	-0,034
N33	-0,023	0,028	-0,013	-0,013	0,164
N34	0,016	-0,126	0,131	-0,127	0,052
N35	-0,031	0,155	-0,011	0,134	0,009
S36	-0,026	0,008	0,249	0,017	-0,014
N37	0,008	0,024	0,141	0,033	0,028
N38	-0,017	0,017	-0,013	-0,032	0,141

A Tabela 2 apresenta algumas estatísticas descritivas associadas a cada um dos escores fatoriais padronizados.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas dos escores fatoriais padronizados

Estatística	Escore fatorial 1	Escore fatorial 2	Escore fatorial 3	Escore fatorial 4	Escore fatorial 5
N	472	472	472	472	472
Média	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Desvio padrão	0,860	0,837	0,794	0,729	0,682
Mínimo	-1,976	-2,979	-3,046	-2,582	-2,271
Percentil 5%	-1,472	-1,466	-1,360	-1,222	-1,094
10%	-1,187	-1,194	-1,016	-0,911	-0,821
25%	-0,591	-0,549	-0,527	-0,467	-0,481
50%	0,026	0,115	0,086	0,028	0,036
75%	0,628	0,637	0,566	0,482	0,468
90%	1,091	0,981	0,995	0,935	0,869
95%	1,441	1,159	1,179	1,223	1,047
Máximo	2,262	2,189	1,943	1,967	2,095
Mediana	0,026	0,115	0,086	0,028	0,036
Variância	0,740	0,701	0,631	0,531	0,466

Tabela 3 - Estatísticas descritivas dos escores fatoriais padronizados para cada um dos sexos

Estatística / Sexo	Escore fatorial 1		Escore fatorial 2		Escore fatorial 3		Escore fatorial 4		Escore fatorial 5	
	Masc.	Femin.	Masc.	Femin.	Masc.	Femin.	Masc.	Femin.	Masc.	Femin.
N	205	267	205	267	205	267	205	267	205	267
Média	0,296	-0,227	-0,175	0,134	-0,041	0,031	-0,067	0,051	0,150	-0,115
Desv. padrão	0,721	0,889	0,799	0,842	0,835	0,761	0,718	0,7344	0,657	0,680
Mínimo	-1,713	-1,976	-2,801	-2,979	-2,915	-3,046	-2,582	-2,1560	-1,859	-2,271
Percentil 5%	-1,005	-1,623	-1,610	-1,426	-1,524	-1,169	-1,229	-1,256	-0,866	-1,310
10%	-0,546	-1,342	-1,274	-1,121	-1,207	-0,927	-0,874	-0,949	-0,724	-0,944
25%	-0,185	-0,872	-0,680	-0,325	-0,568	-0,522	-0,522	-0,393	-0,285	-0,574
50%	0,296	-0,334	-0,128	0,313	0,069	0,127	-0,091	0,086	0,175	-0,073
75%	0,750	0,485	0,460	0,730	0,555	0,583	0,404	0,573	0,589	0,347
90%	1,264	0,923	0,767	1,082	0,983	1,005	0,809	0,982	0,952	0,734
95%	1,568	1,352	0,982	1,215	1,236	1,165	1,223	1,244	1,232	0,917
Máximo	2,262	2,036	1,710	2,189	1,943	1,776	1,967	1,9450	1,837	2,095
Mediana	0,296	-0,334	-0,128	0,313	0,069	0,127	-0,091	0,0867	0,175	-0,073
Variância	0,520	0,791	0,639	0,709	0,698	0,580	0,515	0,5390	0,432	0,463

Tabela 4 - Estatísticas usadas para verificar a diferença entre os vetores média

	Efeito	Valor	F	Gl. Hip.	Gl. Erro	Sig.
Intercepto	Pillai's Trace	0,004	0,367	5,000	466,000	0,871
	Wilk's Lambda	0,996	0,367	5,000	466,000	0,871
	Hotelling's Trace	0,004	0,367	5,000	466,000	0,871
	Roy's Largest Root	0,004	0,367	5,000	466,000	0,871
Sexo	Pillai's Trace	0,186	21,282	5,000	466,000	0,000
	Wilk's Lambda	0,814	21,282	5,000	466,000	0,000
	Hotelling's Trace	0,228	21,282	5,000	466,000	0,000
	Roy's Largest Root	0,228	21,282	5,000	466,000	0,000

Tabela 5 - Análise de Variância para cada uma das variáveis do vetor média.

Fonte	Variável Dependente	Soma de quadrados	Graus de liberdade	Estatística F	Nível descritivo
Modelo corrigido	Escore fatorial 1	31,747	1	47,128	0,000
	Escore fatorial 2	11,177	1	16,468	0,000
	Escore fatorial 3	0,622	1	0,985	0,321
	Escore fatorial 4	1,631	1	3,084	0,080
	Escore fatorial 5	8,156	1	18,138	0,000
Intercepto	Escore fatorial 1	0,548	1	0,813	0,368
	Escore fatorial 2	0,193	1	0,284	0,594
	Escore fatorial 3	0,010	1	0,017	0,896
	Escore fatorial 4	0,028	1	0,053	0,818
	Escore fatorial 5	0,141	1	0,313	0,576
Sexo	Escore fatorial 1	31,747	1	47,128	0,000
	Escore fatorial 2	11,177	1	16,468	0,000
	Escore fatorial 3	0,622	1	0,985	0,321
	Escore fatorial 4	1,631	1	3,084	0,080
	Escore fatorial 5	8,156	1	18,138	0,000
Erro	Escore fatorial 1	316,609	470		
	Escore fatorial 2	318,977	470		
	Escore fatorial 3	296,736	470		
	Escore fatorial 4	248,624	470		
	Escore fatorial 5	211,334	470		
Total corrigido	Escore fatorial 1	348,356	471		
	Escore fatorial 2	330,153	471		
	Escore fatorial 3	297,358	471		
	Escore fatorial 4	250,256	471		
	Escore fatorial 5	219,490	471		

4.3 Resultados da comparação dos escores fatoriais

Primeiramente, foi feita uma análise descritiva dos cinco escores fatoriais padronizados considerando os indivíduos do sexo masculino e feminino. Os principais resultados desta análise encontram-se na Tabela 3.

Observando as estatísticas descritivas do escore fatorial 1 na Tabela 3, percebemos que o valor médio dos indivíduos do sexo masculino (0,296) é maior que o valor médio dos indivíduos do sexo feminino (-0,227). O percentil com 50% dos indivíduos do sexo masculino (0,296) é maior que o valor do percentil dos indivíduos do sexo feminino (-0,334). Desse modo existem fortes evidências de que os indivíduos do sexo masculino têm comportamento diferente dos indivíduos do sexo feminino quando a comparação é feita em termos do escore fatorial padronizado 1.

O escore fatorial 2 da Tabela 3 de estatísticas descritivas nos mostra que o valor médio dos indivíduos do sexo feminino (0,134) é maior que o valor médio dos indivíduos do sexo masculino (-0,041). Com isso o percentil com 50% dos indivíduos do sexo feminino (0,313) é maior que o valor do percentil dos indivíduos do sexo masculino (-0,128). Sendo assim, notamos que existem fortes evidências de que os indivíduos do sexo feminino têm comportamento diferente dos indivíduos do sexo masculino quando a comparação é feita em termos do escore fatorial padronizado 2.

As estatísticas descritivas referente ao escore fatorial 3 da Tabela 3 nos mostra que o valor médio dos indivíduos do sexo feminino (0,031) é maior que o valor médio dos indivíduos do sexo masculino (-0,175). Observando os percentis dos indivíduos do sexo feminino e indivíduos do sexo masculino, nota-se que eles estão bem próximos, confirmando assim que os indivíduos do sexo feminino têm comportamento parecidos com os indivíduos do sexo masculino quando a comparação é feita em termos do escore fatorial padronizado 3.

O mesmo acontece com o escore fatorial 4, onde o valor médio para os indivíduos do sexo feminino (0,051) é maior que o valor médio dos indivíduos do sexo masculino (-0,067). O percentil dos indivíduos do sexo masculino e dos indivíduos do sexo feminino são muito parecidos. Desse modo existem evidências de que os indivíduos do sexo masculinos têm comportamentos parecidos com os indivíduos do sexo feminino quando a comparação é feita em termos do escore fatorial padronizado 4.

E, por último, observando as estatísticas descritivas do escore fatorial 5, o valor médio dos indivíduos do sexo masculino (0,150) é maior que o valor médio dos indivíduos do sexo feminino (-0,115). Então, o valor do percentil com 50% referente aos indivíduos do sexo masculino (0,175) é maior que o valor do percentil com 50% para os indivíduos do sexo feminino (-0,073). Com este resultado dizemos que os indivíduos do sexo masculino têm comportamento diferente dos indivíduos do sexo feminino quando a comparação é feita em termos do escore fatorial padronizado 5.

A comparação em termos de teste de hipóteses entre as estimativas dos escores fatoriais para os jovens do sexo masculino e feminino foi feita utilizando a técnica de análise multivariada para a comparação de vetores de médias. Como resultado (Tabela 4), verificou-se que existem diferenças entre os vetores médias para os dois grupos a um nível descritivo inferior a 1%.

Na Tabela 5 encontram-se os resultados da comparação entre cada um dos fatores que descrevem as habilidades sociais para os indivíduos do sexo masculino e feminino. Verificou-se que existem diferenças entre todos os componentes do vetor diferença dos

dois grupos, com um nível descritivo menor que 1%, a menos do escore fatorial 3, que se refere às habilidades de conversação ou de desenvoltura social, e do escore fatorial 4, que se refere às habilidades de abordagem a pessoas desconhecidas. Para o escore fatorial padronizado 3 o nível descritivo é de 32% e para o escore fatorial padronizado 4, é de 8%.

Uma melhor visualização da diferença entre os componentes do vetor média se encontra na Figura 1.

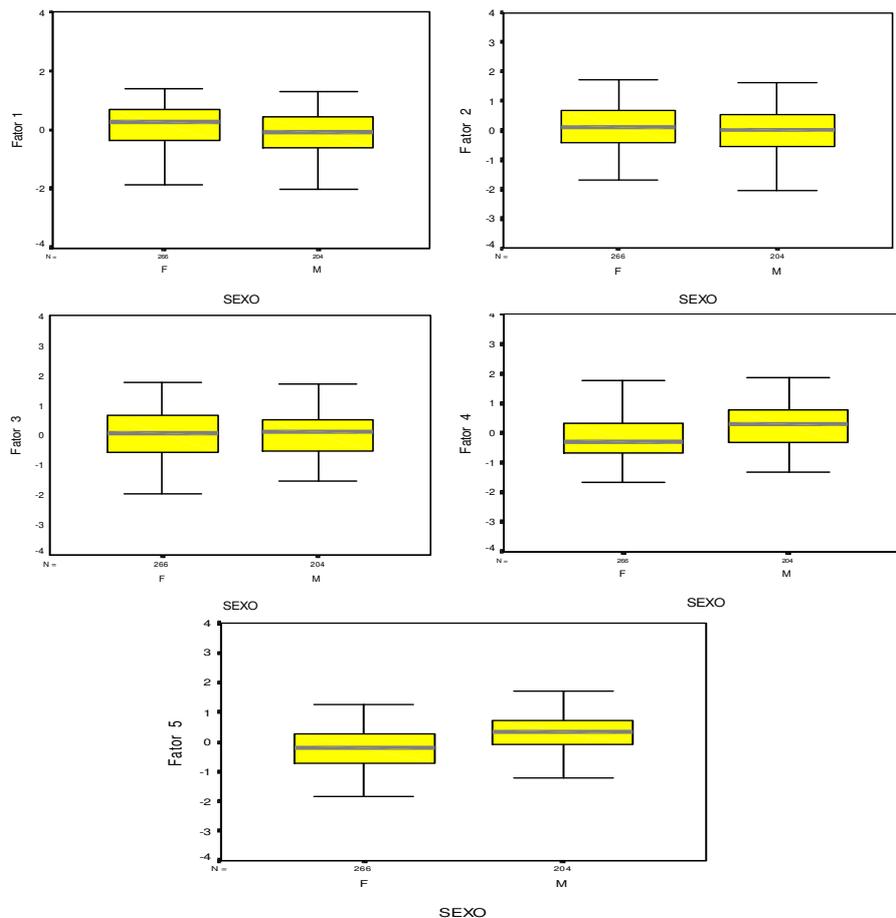


FIGURA 1 - Box-plot para cada escore fatorial com relação ao sexo.

Pela Figura 1 percebemos que as diferenças significativas ocorreram nos escores 1, 2, e 5, ou seja, os indivíduos dos sexos masculino e feminino diferem nas habilidades sociais com exceção àquelas relacionadas às habilidades de conversação ou de desenvoltura social, correspondentes ao fator 3, e àquelas relacionadas à abordagem a pessoas desconhecidas, correspondentes ao fator 4.

Conclusão

Neste trabalho estudamos as diferenças entre indivíduos do sexo masculino e feminino com relação às habilidades sociais, medidas através dos escores fatoriais quando foi aplicado o Instrumento das Habilidades Sociais - IHS (Del Prette et al., 1998).

Através de análise descritiva e análise de variância multivariada aplicada aos vetores médias dos 5 escores fatoriais padronizados calculados para cada um dos sexos, concluímos que existem diferenças significativas com relação às habilidades sociais exceto aquelas referentes às habilidades de conversação ou de desenvoltura social (fator 3) e as habilidades de abordagem a pessoas desconhecidas (fator 4).

BARRETO, M.C.M.; PIERRE, M.R.S.R.; DEL PRETE, Z.A.P.; DEL PRETE, A. Social skills of college students: a comparative study. *Rev. Mat. Estat.*, São Paulo, v.22, n.1, p.31-42, 2004.

- *ABSTRACT: The Social Skill Inventory (IHS) was applied to 527 college students, 297 females and 227 males. The present work analyzes the possible differences and similarities between the factorial scores for both sexes. It was concluded that there are significant differences between the social abilities of young male college students and those of females.*
- *KEYWORDS: Multivariate analysis of variance; alpha factor analysis; social competence; social skills; college students.*

Referências

BARRETO, M.C.M.; DEL PRETTE, Z.A.P.; DEL PRETTE, A. Análise de itens e da estrutura fatorial de um inventário para avaliação de repertório de habilidades sociais. *Rev. Bras. Estat.*, Rio de Janeiro, v.59, p.7-24, 1998.

CABALLO, V.E. *Teoría, evaluación y entrenamiento de las habilidades sociales*. Valencia: Promolibro, 1987. 140p.

DEL PRETTE, Z.A.P.; DEL PRETTE, A.; BARRETO, M.C.M. Algumas propriedades psicométricas de um inventário de habilidades sociais (IHS) para universitários. *Psicol.: Teor. Pesq.*, Brasília, v.14, p.219-28, 1998.

HARMAN, H.H. *Modern factor analysis*. 3.ed. Chicago: The University of Chicago Press, 1976. 487p.

McFALL, R.M. A review and reformulation of the concept of social skills. *Behav. Assess.*, New York, v.4, p.1-33, 1982.

RUMMEL, R.J. *Applied factor analysis*. Evanston: Northwestern University Press, 1970. 617p.

TABACHNICK, B.G.; FIDELL, L.S. *Using multivariate statistics*. 3.ed. New York: Harper Collins College, 1996. 880p.

Recebido em 02.10.2001.

Aprovado após revisão em 02.10.2003.