

DICAS PARA APRESENTAÇÃO DE RESULTADOS

Nota. As informações seguintes são transcritas de
M. Azevedo (2003). *Medição, Avaliação e Fundamentos de Estatística*. Texto inédito.
Lisboa: Universidade de Lisboa, Faculdade de Ciências.

Relatório da Fiabilidade

1.1.1 Relatório da Fiabilidade de uma Medição

O relatório da fiabilidade da aplicação de uma medição numa dada amostra faz-se num simples parágrafo indicando os seguintes elementos: (a) o nível da fiabilidade expressa pelo alfa de Cronbach (apesar de haver alguma variabilidade na terminologia usada para adjetivar um valor de fiabilidade, pode-se usar a seguinte sequência: $< .50$ = não aceitável, $> .50$ = pobre, $> .60$ = questionável, $> .70$ = aceitável, $> .80$ = boa, $> .90$ = excelente; como se mostrará adiante, o nível de fiabilidade afeta a grandeza do erro padrão da medição); (b) o número de itens excluídos, quando foi caso disso; e (c) o critério que motivou essa exclusão (por exemplo, uma correlação corrigida entre um item e o total inferior a .25). Exemplo (fictício):

A Escala de Autoeficácia Académica foi apresentada com 19 itens. As cotações nesta escala apresentaram boa fiabilidade, medida como consistência interna (alfa de Cronbach = .89).

A Escala de Autoeficácia Académica foi apresentada com 19 itens como se mostra no Apêndice xy. Foram excluídos 2 itens que revelaram correlações corrigidas com o total abaixo de .25 (Itens 20 e 21). As cotações da escala otimizada, com 19 itens, apresentaram boa fiabilidade, medida como consistência interna (alfa de Cronbach = .89).

Correlação e Inferência Causal

Os investigadores devem ter cuidado para não confundirem uma correlação com causalidade quando apenas observaram as variáveis sem manipulação dessas variáveis. Quando se observa uma correlação entre a Variável A e a Variável B, fora dum trabalho experimental, tanto pode acontecer que A cause B, como pode acontecer que B cause A, como pode acontecer que uma variável desconhecida, C, cause A e B.

Quando se está interessado em estudar a causalidade e a direção de causalidade, é indispensável designar estudos experimentais. Recorde-se que nos estudos experimentais se faz manipulação da variável independente; em contraste, nos estudos observacionais, apenas se registam os valores das variáveis (preditoras e criteriosais) sem manipulação duma variável independente.

Relatório de Correlações

Níveis de Grandeza da Correlação

No relatório, é importante distinguir primeiramente entre correlação significativa e não significativa (nível de significância) e, no caso de correlação significativa, distinguir entre correlação positiva e negativa. A importância do nível de grandeza duma correlação depende do tema que está a ser estudado. No relatório devem ficar explicitados apenas aqueles dois primeiros aspetos (nível de significância e direção da correlação).

Alguns autores distinguem níveis de correlação: .0 a .20, correlação fraca; .20 a .40, correlação baixa; .40 a .70, correlação moderada; .70 to .90, correlação forte; .90 to 1.0, correlação

muito forte. Esta classificação não aparece no relatório sem razão especial. Apresenta-se seguidamente um exemplo de tabela ou quadro de correlações.

Tabela 1

Matriz de Correlações Momento Produto entre Autoposicionamento Académico, Nota de Matemática, Procrastinação, Resiliência e Autoeficácia (N = 130)

	autop. secund.c	matemática	procrastinação	resiliência	autoeficácia
autop. secund.	1				
matemática	0.56**	1			
procrastinação	-0.11	-0.31**	1		
resiliência	0.13	0.36**	-0.62**	1	
autoeficácia	0.12	0.28**	-0.61**	0.75**	1

Legenda. autop. secund. = autoposicionamento académico no ensino secundário.

** $p < .01$

Note-se que uma tabela só pode aparecer no texto depois de referenciada (neste caso, Tabela 1). A tabela anterior, apresentada em matriz triangular, poderia ser construída referindo apenas as correlações que se apresentam abaixo da diagonal das unidades e, portanto, sem indicar as correlações de unidade entre cada variável e ela própria, com omissão da última coluna. A seguinte moldura apresenta o relatório dos resultados expressos na Tabela 1.

Conforme se mostra na Tabela 1, os resultados confirmaram parcialmente a Hipótese 1, que previa uma correlação positiva entre a variável autoeficácia e as variáveis nota de matemática e resiliência universitária e uma correlação negativa entre a mesma variável e a procrastinação. Com efeito, encontrou-se uma correlação estatisticamente significativa, positiva, entre autoeficácia e a nota de matemática ($r = .28, p = .00, N = 112$), mas não se confirmou a hipótese de correlação positiva entre autoeficácia e autoposicionamento no secundário ($r = .12, p = .10, N = 130$).

Os resultados apoiam parcialmente a Hipótese 2, que previa uma correlação negativa entre procrastinação e as variáveis autoposicionamento no secundário, nota de matemática, resiliência e autoeficácia. De facto, a Tabela 1 mostra uma correlação estatisticamente significativa, negativa, entre procrastinação e nota de matemática ($r = -.31, p = .00, N = 112$), entre procrastinação e resiliência ($r = -.62, p = .00, N = 130$) e entre procrastinação e autoeficácia ($r = -.61, p = .00, N = 130$) mas não mostra a prevista correlação negativa significativa entre procrastinação e autoposicionamento no secundário ($r = -.11, p = .11, N = 130$).

Relatório de Diferença de Grupos através do Teste t

O relatório de um teste onde se usou a Estatística t implica que se indiquem as médias, desvios padrões e número de participantes das variáveis envolvidas no teste. Quando se comparam grupos de mais de duas variáveis, pode-se recorrer a tabelas onde esses dados aparecem sumariados, acompanhados pelo seu resumo no texto; se se trata apenas de uma ou duas variáveis, pode-se simplesmente apresentar os dados essenciais no texto. A Tabela 2 e a Tabela 3 apresentam um exemplo real de teste estatístico, realizado através do t de Student com medidas repetidas nos mesmos sujeitos. A análise feita na Tabela 2 parte do pressuposto de que as cotações das variáveis tenham sido obtidas com os mesmos participantes ou com participantes emparelhados. Em contraste, no caso da Tabela 3, trata-se de um t obtido em duas amostras independentes (grupos diferentes). Note-se que apenas se justifica apresentar este tipo de resultados numa tabela quando estão em causa mais de duas variáveis.

Tabela 2

Médias, Desvios Padrões e Testes t da Significância das Diferenças entre as Escalas de Comportamentos Violentos, com Cotações Obtidas nos Mesmos Participantes

<i>N</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
	Escala de Atividade		Escala de Passividade			
368	0.39	0.63	0.39	0.56	0.10	.22
	Escala de Inclinação		Escala de Temor			
364	0.66	0.71	1.03	0.92	6.66	.0001

Tabela 3

Teste t da Significância das Diferenças entre as Médias Obtidas nos Grupos do 8º Ano e do 11º Ano, Referentes ao Índice P e ao Nível de Tomada de Perspetiva Social

Variáveis	8º Ano			11º Ano			<i>t</i>	<i>gl</i>	<i>p</i>
	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>			
Índice P	45	10.09	5.41	33	17.91	5.73	6.15	76	.000
Tomada de perspetiva social	45	3.00	x.xx	45	3.39	0.86	9.26	69	.001

É frequente apresentar apenas os graus de liberdade (*gl*) em vez do número (*N*) de participantes ($gl = n_1 + n_2 - 2$). Segue-se um exemplo de fragmentos dum texto de relatório onde se recorre ao teste *t*, onde não se encontrou uma diferença estatisticamente significativa.

[Dados reais.] A Tabela 2 mostra que a média dos comportamentos violentos ativos ($M = 0.39$, $DP = 0.63$) e a média dos comportamentos violentos passivos ($M = 0.39$, $DP = .56$) não se revelaram diferentes ($t = 0.10$, $gl = 367$, $p = .22$). Por isso não se rejeita a hipótese nula da igualdade de médias entre essas duas variáveis. Releve-se que as respetivas cotações não excluem a homogeneidade das variâncias dos grupos (no teste de Levene, $F = 1.43$, $p = .32$).

Segue-se outro exemplo de texto dum relatório onde se recorre ao teste *t* e se encontraram diferenças significativas.

[Dados reais.] Como se verifica na Tabela 3, os dados são consistentes com a hipótese de investigação, prevista na Hipótese 4, que afirmava a superioridade dos alunos do 11º ano em relação aos alunos do 8º ano no que se refere ao Índice P. Com efeito, a média do Índice P dos alunos do 11º ano ($M = 17.91$, $DP = 5.73$) revelou-se superior à média do mesmo índice dos alunos do 8º ano ($M = 10.09$, $DP = 5.41$), o que apoia a rejeição da hipótese estatística da nulidade da diferença de médias ($t = 6.15$, $gl = 76$, $p = .00$). Releve-se que as variâncias das cotações dos dois grupos não se mostraram estatisticamente diferentes (segundo o teste de Levene, $F = 0.496$, $p = .483$).

As computações do teste de Levene baseiam-se na análise de variância (que será estudada em capítulos posteriores) realizada a partir dos desvios de cada caso em relação às médias do respetivo grupo, sem contar com o respetivo sinal positivo ou negativo. A hipótese nula subjacente a este teste é a hipótese de que não há diferenças entre as variâncias de um e de outro grupo. Esta hipótese apenas é rejeitada no caso de se encontrar um *F* pouco provável (v.g., com $p < .05$). Sublinhe-se que o teste de Levene se revela robusto no que se refere ao desrespeito da normalidade.

Relatório dum Teste U de Mann-Whitney

Regista-se aqui o relatório dum Teste U de Mann-Whitney a partir de uma situação em que não se verificam os pressupostos exigidos para a realização de testes paramétricos, como o *t* de Student. Trata-se dum estudo (real) realizado em duas turmas sobre a *tomada de perspetiva social*,

onde não se podia aplicar o teste t de Student por ausência de normalidade de distribuição da variável em causa nas duas turmas e por ausência de homogeneidade de variâncias.

Na análise dos dados, para testar a Hipótese 7, surgiu uma dificuldade especial. Com efeito, na primeira turma, do oitavo ano, participaram 45 alunos. A média das cotações da tomada de perspectiva social foi igual a 3.00, com desvio padrão igual a 0.00, o que significa que todos os alunos tiveram a mesma cotação. Fica portanto afastada qualquer hipótese de normalidade de distribuição. Na segunda turma, do décimo primeiro ano, participaram 33 alunos. Aqui, a média das cotações foi igual a 3.39, com desvio padrão igual a 0.50. A hipótese (alternativa) previa que os alunos do décimo primeiro ano obtivessem cotações superiores aos dos alunos do oitavo ano; trata-se, por isso, de uma hipótese unicaudal. Pretende-se verificar a significância das diferenças das médias de cotações, testando a hipótese nula. Nesta situação, falham dois pressupostos das condições de aplicação do t de Student. É certo que o número de participantes de um e outro grupo é superior a 25, mas desrespeitam-se simultaneamente as condições de normalidade de distribuição (as cotações de um dos grupos são todas iguais) e de homogeneidade de variâncias (segundo o teste de Levene, $F = 930.612$, $p = .000$). A unicaudalidade da hipótese alternativa contribui também para agravar as circunstâncias do desrespeito dos pressupostos.

Para obviar à ausência dos pressupostos indispensáveis à utilização do t de Student, recorreu-se a um teste não paramétrico para testar a hipótese da diferença significativa entre as duas turmas no que se refere à tomada de perspectiva social. Como se trata de comparar a mesma variável em duas condições de aplicação, utilizou-se a estatística de teste conhecida como U de Mann-Whitney (Siegel, 1956/1975). Este teste transforma as cotações globais intervalares em medidas de posição e calcula as probabilidades de se obterem as distribuições de posições que se verificam nos dois grupos de alunos, em termos das Estatísticas U e também, quando as amostras são numerosas, Z . O teste de Mann-Whitney apoiou a rejeição da hipótese nula da igualdade entre os dois grupos de alunos ($U = 450.0$, $Z = 4.58$, $p = .000$). Aceita-se, por isso, a prevista hipótese alternativa e admite-se que os alunos do décimo primeiro ano obtiveram cotações superiores aos dos alunos do oitavo ano no que respeita à tomada de perspectiva social

1.2 Relatório da Análise de Variância de Única Via

Um estudo que recorre à ANOVA começa, no seu relatório, por oferecer ao leitor uma tabela com as médias e desvios padrões a partir dos quais se realiza a ANOVA. Como exemplo, veja-se a Tabela.4. Deve-se assinalar no texto que se examinou a homogeneidade de variância. No caso presente, segundo o teste de Levene, não se encontram razões para recusar a hipótese de homogeneidade de variância ao nível de significância de .05.

Tabela.4

Médias e Desvios Padrões da Autonomia Desejada em Três Grupos de Idade de Alunos do Terceiro Ciclo

Grupos de Método	n	M	DP
Método 1	12	3.42	0.90
Método 2	12	2.33	1.07
Método 3	12	3.00	0.95
Total	36	2.92	1.05

Segue-se depois a tabela com o sumário da ANOVA, como na Tabela 5. O sumário da ANOVA compõe-se de cinco colunas e três linhas. As colunas designam-se, por ordem, *Fonte* (fonte da variância), *gl* (graus de liberdade), *SQ* (soma dos quadrados), *MQ* (média dos quadrados) e *F* (estatística de teste, F). A fórmula de computação destes símbolos será indicada mais abaixo. As linhas dizem respeito às fontes de variância. A primeira linha recebe a designação da variável categorial (independente ou preditora) que define os grupos e pode também, em alternativa, ser designada *Intergrupual*. A segunda linha designa-se *Intragrupual* e pode também ser designada *Erro experimental*. A terceira linha designa-se *Total*. A significância estatística é assinalada por asteriscos, colocados como sobrescritos no valor de F . O significado dos asteriscos é apresentado na linha que segue a tabela.

Tabela 5

Análise de variância das Cotações de Autonomia Desejada em Três Grupos de Idade de Alunos do Terceiro Ciclo

Fonte	gl	SQ	MQ	F
Grupos de método	2	7,167	3,583	3,744*
Intragrupal	33	31,583	,957	
Total		38,750		

* $p < .05$

Segue-se o texto relacionado com a análise de variância.

A Hipótese xx previa diferenças significativas entre os três grupos de alunos que seguiram métodos diferentes no que se refere às notas de matemática, cujas médias e desvios padrões se encontram na Tabela.4. Ressalve-se que uma análise prévia, seguindo o teste de Levene, não mostrou razões para recusar a hipótese de homogeneidade de variância ($F, gl:2,33 = 0.108, p > .05$). Para testar a hipótese da diferença entre os três grupos de alunos que seguiram métodos diferentes, procedeu-se a uma análise de variância dos dados obtidos. O desígnio consistiu numa análise de variância de única via, de um único fator (notas de matemática) em três níveis (Métodos 1, 2 e 3). Como se verifica na Tabela 5, a análise apoia a rejeição da hipótese nula tal como é indicado pela Estatística $F(2, 33)$ igual a 3.74, $p < .05$. Por isso se aceita a hipótese alternativa proposta, que aponta para diferenças significativas nas notas de matemática entre os três grupos de alunos que seguiram métodos diferentes.

A análise de variância indica que existem diferenças entre as cotações obtidas nos três grupos de idade. Como, porém, não havia hipóteses prévias acerca do sentido dessas diferenças, resta fazer uma análise de seguimento, post hoc. Para isso, recorreu-se ao teste de Scheffé, considerado suficientemente conservador. O teste de Scheffé indica diferenças significativas ao nível $p < .05$ apenas entre o primeiro grupo (Método 1) e o segundo (Método 2). Podemos assim concluir que