Exemplo

Dois tipos diferentes de tecido devem ser comparados. Uma máquina de testes Martindale pode comparar duas amostras ao mesmo tempo. O peso (em miligramas) para sete experimentos foram:

Tecido	1	2	3	4	5	6	7
Α	36	26	31	38	28	20	37
В	39	27	35	42	31	39	22

Teste se um tecido é mais pesado que o outro a um nível de significância de 5%. Admita que a variância é a mesma, e igual a 49. Quais outras hipóteses são necessárias para o teste? *Adaptado de: Profa. Nancy Garcia*, Notas de aula.



Os tecidos do tipo A tem uma média amostral igual a aproximadamente 30.85. Já os tecidos do tipo B têm média amostral de 33.57. O desvio padrão populacional é igual a 7, enquanto os desvios-padrão amostrais são 6.64 e 7.25, respectivamente.

Devemos assumir que $X_A \sim N(\mu_A, \sigma^2)$ e $X_B \sim N(\mu_B, \sigma^2)$, e além disso que X_A e X_B são independentes, onde X_i é o peso amostrado do tecido de tipo i, em miligramas. Queremos testar a hipótese $H_0: \mu_A = \mu_B$, contra a alternativa $H_1: \mu_A \neq \mu_B$.



Como a variância é conhecida, a estatística do teste é dada por

$$T = \frac{\bar{X}_A - \bar{X}_B}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}}}$$

Se válida a hipótese nula, temos que $T \sim N(0,1)$. Note agora que a hipótese alternativa é do tipo \neq , então o teste é bicaudal. Isso significa que a região crítica, ou seja, a região onde rejeitamos a hipótese nula, é do tipo |T| > c, onde T é a estatística do teste.

Podemos determinar a constante c através da significância fixada. Para $\alpha=0.05$, queremos que

$$P(T > c) + P(T < -c) = 0.05,$$

isto é, a probabilidade de rejeitarmos a hipótese nula, quando ela for verdadeira, seja igual a 0.05. Note agora que quando H_0 é verdadeira, $T \sim N(0,1)$, então queremos achar c tal que

$$1 - \Phi(c) + \Phi(-c) = 0.05$$

$$1 - \Phi(c) + 1 - \Phi(c) = 0.05$$



Ou simplesmente que

$$\Phi(c) = \frac{1.95}{2} = 0.975$$

Tome a tabela da curva Normal, e observe que o valor que acumula 0.975 é o quantil 1.96 (dica para ler essa tabela: as células são as probabilidades, enquanto as margens representam a unidade e a primeira casa decimal $\{na \text{ vertical}\}\$ e a segunda casa decimal $\{na \text{ horizontal}\}\$ de z_{α} .

Tabela distribuição acumulada da Normal padrão

$$\Phi(z)=\mathrm{G}^z_{-\infty}\,\tfrac{e^{-t^2/2}}{\sqrt{2\pi}}dt,\ Z\sim N(0,1)$$

Turmas coordenadas ME203, ME180, ME480 e ME414 UNICAMP. 1º semestre 2010

5398 5793 5179 5554 5915 7257 7580 7881 8159 8413	0.5040 0.5438 0.5832 0.6217 0.6591 0.6950 0.7291 0.7611 0.7910 0.8186 0.8438	0.5080 0.5478 0.5871 0.6255 0.6628 0.6985 0.7324 0.7642 0.7939 0.8212	0.5120 0.5517 0.5910 0.6293 0.6664 0.7019 0.7357 0.7673 0.7967 0.8238	0.5160 0.5557 0.5948 0.6331 0.6700 0.7054 0.7389 0.7704 0.7995 0.8264	0.5199 0.5596 0.5987 0.6368 0.6736 0.7088 0.7422 0.7734 0.8023	0.5239 0.5636 0.6026 0.6466 0.6772 0.7113 0.7414 0.771	0.5279 0.5675 0.6064 0.6443 0.6808 0.7157 0.7486 0.7794 0.8078	0.5319 0.5714 0.6103 0.6480 0.6844 0.7190 0.7517 0.7823 0.8106	0.535 0.575 0.614 0.651 0.685 0.722 0.754 0.785 0.813
5793 5179 5554 5915 7257 7580 7881 8159 8413	0.5832 0.6217 0.6591 0.6950 0.7291 0.7611 0.7910 0.8186	$\begin{array}{c} 0.5871 \\ 0.6255 \\ 0.6628 \\ 0.6985 \\ 0.7324 \\ 0.7642 \\ 0.7939 \end{array}$	0.5910 0.6293 0.6664 0.7019 0.7357 0.7673 0.7967	0.5948 0.6331 0.6700 0.7054 0.7389 0.7704 0.7995	0.5987 0.6368 0.6736 0.7088 0.7422 0.7734 0.8023	0.6026 0.6466 0.6772 0.7113 0.7414 0.771	0.6064 0.6443 0.6808 0.7157 0.7486 0.7794	0.6103 0.6480 0.6844 0.7190 0.7517 0.7823	0.61- 0.65 0.68 0.72 0.75- 0.78
5179 5554 5915 7257 7580 7881 8159 8413	0.6217 0.6591 0.6950 0.7291 0.7611 0.7910 0.8186	0.6255 0.6628 0.6985 0.7324 0.7642 0.7939	0.6293 0.6664 0.7019 0.7357 0.7673 0.7967	0.6331 0.6700 0.7054 0.7389 0.7704 0.7995	0.6368 0.6736 0.7088 0.7422 0.7734 0.8023	0.6466 0.6772 0.7118 0.7414 0.777	0.6443 0.6808 0.7157 0.7486 0.7794	0.6480 0.6844 0.7190 0.7517 0.7823	0.65 0.68 0.72 0.75 0.78
5554 5915 7257 7580 7881 8159 8413	0.6591 0.6950 0.7291 0.7611 0.7910 0.8186	0.6628 0.6985 0.7324 0.7642 0.7939	0.6664 0.7019 0.7357 0.7673 0.7967	0.6700 0.7054 0.7389 0.7704 0.7995	0.6736 0.7088 0.7422 0.7734 0.8023	0.6712 0.71.8 0.74.1 0.77	0.6808 0.7157 0.7486 0.7794	0.6844 0.7190 0.7517 0.7823	0.68 0.72 0.75 0.78
5915 7257 7580 7881 8159 8413	0.6950 0.7291 0.7611 0.7910 0.8186	$\begin{array}{c} 0.6985 \\ 0.7324 \\ 0.7642 \\ 0.7939 \end{array}$	0.7019 0.7357 0.7673 0.7967	0.7054 0.7389 0.7704 0.7995	0.7088 0.7422 0.7734 0.8023	0.71.8 0.74.8 0.77 0.80	0.7157 0.7486 0.7794	$\begin{array}{c} 0.7190 \\ 0.7517 \\ 0.7823 \end{array}$	0.72 0.75 0.78
7257 7580 7881 8159 8413	0.7291 0.7611 0.7910 0.8186	$\begin{array}{c} 0.7324 \\ 0.7642 \\ 0.7939 \end{array}$	0.7357 0.7673 0.7967	0.7389 0.7704 0.7995	$\begin{array}{c} 0.7422 \\ 0.7734 \\ 0.8023 \end{array}$	0.74 0.77 0.80	0.7486 0.7794	$\begin{array}{c} 0.7517 \\ 0.7823 \end{array}$	0.75 0.78
7580 7881 8159 8413	0.7611 0.7910 0.8186	$0.7642 \\ 0.7939$	0.7673 0.7967	0.7704 0.7995	0.7734 0.8023	0.77	0.7794	0.7823	0.78
7881 8159 8413	0.7910 0.8186	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.80			
8159 8413	0.8186						0.8078	0.8106	0.81
8413		0.8212	0.8238						
				0.8204	0.8289	0.83	0.8340	0.8365	0.83
	0.0450	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.85	0.8577	0.8599	0.86
8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.87	0.8790	0.8810	0.88
8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.89	0.8980	0.8997	0.90
9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.91	0.9147	0.9162	0.91
9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.92	0.9292	0.9306	0.93
9332	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	0.9394	0.94 5	0.9418	0.9429	0.94
9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.95	0.9525	0.9535	0.95
9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.96	0.9616	0.9625	0.96
9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9666	0.9693	0.9699	0.97
	192 332 452 554	0.9207 0.9345 0.9345 0.9463 0.9564	192 0.9207 0.9222 1332 0.9345 0.9357 452 0.9463 0.9474 554 0.9564 0.9573	M192 0.9207 0.9222 0.9236 M332 0.9345 0.9357 0.9370 M452 0.9463 0.9474 0.9484 M554 0.9564 0.9573 0.9582	H92 0.9207 0.9222 0.9236 0.9251 H332 0.9345 0.9357 0.9370 0.9382 H452 0.9463 0.9474 0.9484 0.9495 H554 0.9564 0.9573 0.9582 0.9591	1192 0.9207 0.9222 0.9236 0.9251 0.9265 1332 0.9345 0.9357 0.9370 0.9382 0.9394 452 0.9463 0.9474 0.9484 0.9495 0.9505 554 0.9564 0.9573 0.9582 0.9591 0.9599	1192 0.9207 0.9222 0.9236 0.9251 0.9265 0.92 0 332 0.9345 0.9357 0.9370 0.9382 0.9394 0.94 462 0.9463 0.9474 0.9484 0.9495 0.9505 0.95 5 554 0.9564 0.9573 0.9582 0.9591 0.9599 0.96 \$	H92 0.9207 0.9222 0.9236 0.9251 0.9265 0.92 0.9292 332 0.9345 0.9357 0.9370 0.9382 0.9394 0.94 0.9418 452 0.9463 0.9474 0.9484 0.9495 0.9505 0.955 5 0.9525 554 0.9564 0.9573 0.9582 0.9591 0.9599 0.96 \$ 0.9616	1192 0.9207 0.9222 0.9236 0.9251 0.9265 0.92 0 0.9292 0.9306 332 0.9345 0.9357 0.9382 0.9394 0.94 0 - 0.9418 0.9429 452 0.9463 0.9474 0.9484 0.9495 0.9505 0.95 5 - 0.9525 0.9535 554 0.9364 0.9373 0.9582 0.9591 0.9599 0.96 5 - 0.9616 0.9625

Observada a tabela, podemos concluir que o valor c tal que a região crítica |T|>c tem probabilidade igual a 5%, quando H_0 é verdadeira, é c=1.96. Portanto, para concluirmos o teste, temos que

$$\left| T = \frac{\bar{X}_A - \bar{X}_B}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}}} \right| = \left| \frac{30.85 - 33.57}{7\sqrt{\frac{1}{7} + \frac{1}{7}}} \right| = 0.726$$

E como 0.726 < 1.96, **não** rejeitamos a hipótese que os dois tipos de tecido tenham o mesmo peso, a 5% de significância.



Exemplo

Num estudo comparativo do tempo médio de adaptação, uma amostra aleatória, de 50 homens e 50 mulheres de um grande complexo industrial, produziu os seguintes resultados:

	Homens	Mulheres		
Média	3,2 anos	3,7 anos		
Desvio padrão	0,8 anos	0,9 anos		

Que conclusões você poderia tirar para a população dessa indústria? Quais suposições você deve fazer?

Fonte: Morettin & Bussab, Estatística Básica 5ª edição, pág 365.



Queremos determinar se há diferença entre o tempo de adaptação de homens e mulheres. Devemos supor que

- O tempo de adaptação tem distribuição Normal.
- A amostra foi colhida de maneira independente.
- As variâncias populacionais, ainda que desconhecidas, sejam as mesmas.

Queremos testar a hipótese que as médias são iguais, isto é, $H_0: \mu_H = \mu_M$, ou equivalentemente, $H_0: \mu_H - \mu_M = 0$. Note que as suposições acima podem (ou melhor, devem) todas ser verificadas através de testes de hipótese específicos. Contudo, estes testes fogem do escopo introdutório do curso.



O teste T com variâncias iguais mas desconhecidas é baseado na seguinte estatística:

$$T = rac{ar{X}_H - ar{X}_M}{S_p \sqrt{rac{1}{n_H} + rac{1}{n_M}}} \sim t_{(n_H + n_M - 2)}$$

onde S_p , o desvio padrão comum (pooled standard deviation) é dado por

$$S_p^2 = \frac{(n_H - 1)S_H^2 + (n_M - 1)S_M^2}{n_H + n_M - 2}$$

No problema apresentado, $s_p = 0.8514$.



A estatística observada foi

$$t_0 = \frac{3.2 - 3.7}{0.8514\sqrt{\frac{1}{50} + \frac{1}{50}}} = -2.9363$$

Note que a região crítica agora é dada por

$$RC(0.05) = \{ [T < -1.984] \cup [T > 1.984] \}$$

onde q=-1.984 é o ponto tal que P([T<q])=0.025, etc. E como $-2.9363 \in RC$, rejeitamos a hipótese nula. Ou seja, há evidência em favor da diferença entre o tempo médio de adaptação dos homens e das mulheres.

Exemplo

Um ensaio clínico é realizado para avaliar um novo tipo de tratamento contra uma doença e comparar os resultados com aqueles obtidos usando o tratamento tradicional. Dos 50 pacientes tratados com o tratamento novo, 36 se curaram e dos 45 tratados com o antigo 29 se curaram. Faça as comparações necessárias usando uma significância de 99%. Confira os resultados com intervalos de confiança.

A proporção de curados com o tratamento novo é de $p_{novo} = 36/50 = 0.72$. Já o tratamento antigo curou $p_{antigo} = 29/45 = 0.644$.

Queremos testar a hipótese que H_0 : $p_n = p_a$, contra uma hipótese alternativa H_1 : $p_n > p_a$. A estatística para testes de diferença de proporções é dada por

$$T = rac{\hat{
ho}_n - \hat{
ho}_a}{\sqrt{\hat{
ho}(1-\hat{
ho})\left(rac{1}{n_n} + rac{1}{n_a}
ight)}}$$

onde \hat{p} é a proporção total de indivíduos curados, neste caso $(36+29)/(50+45)\approx 0.68$.



A estatística observada foi

$$t_0 = \frac{0.72 - 0.644}{\sqrt{0.68(1 - 0.68)(\frac{1}{50} + \frac{1}{45})}} = 0.793$$

A distribuição da estatística sob H_0 é T com 50+45-2=93 graus de liberdade. O quantil tal que P(T>q)=0.01 é dado por q=2.367, então a região crítica do teste é dada por

$$RC(\alpha = 0.01) = \{T > 2.367\}$$

Como o valor observado é 0.793, não temos evidência para rejeitar a hipótese nula. Então, o novo tratamento não é significativamente diferente do anterior.



Note que o intervalo de confiança para cada proporção é dado por

$$\mathsf{IC}(p_k, lpha) = \hat{p}_k \pm z_{1-lpha/2} \sqrt{rac{\hat{p}_k(1-\hat{p}_k)}{n_k}}, \quad k = \mathsf{novo}, \mathsf{antigo}$$

E para a difenrença, temos simplesmente

$$\mathsf{IC}(p_n - p_a, \alpha) = \hat{p}_n - \hat{p}_a \pm z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}_n(1 - \hat{p}_n)}{n_n} + \frac{\hat{p}_a(1 - \hat{p}_a)}{n_a}}$$

Ou, aplicando os valores informados no exercício, e tomando $\alpha = 0.99$, e logo $z_{0.995} = 2.326$, temos

$$IC(p_n - p_a, 0.99) = 0.72 - 0.64 \pm 2.326 \sqrt{\frac{0.72(1 - 0.72)}{50} + \frac{0.64(1 - 0.64)}{45}}$$

$$IC(p_n - p_a, 0.99) = (-0.146; 0.298)$$

E como $0 \in IC(p_n - p_a, 0.99)$, não podemos rejeitar a hipótese que $p_n - p_a$. Note que o intervalo de confiança para a diferença de proporções é um teste *aproximado*, que pode inclusive dar resultados diferentes que o teste de hipótese formal, o teste sendo preferível sempre que possível.



Exemplo

Para investigar a influência da opção profissional sobre o salário inicial de recém-formados, investigaram-se dois grupos de profissionais: um de liberais em geral e outro de formados em Administração de Empresas. Com os resultados abaixo, expressos em salários mínimos, quais seriam suas conclusãoes?

Liberais								
Admin.	8,1	9,8	8,7	10,0	10,2	8,2	8,7	10,1

Fonte: Morettin & Bussab, Estatística Básica 5^a edição, pág 366.



Temos duas amostras de populações independentes. Vamos assumir que os salários tem distribuição normal, com média μ_L e variância σ_L^2 para os profissionais liberais, e média μ_A e variância σ_A^2 para os administradores.

Queremos testar a hipótese $H_0: \mu_L = \mu_A$. Mas antes de tudo, queremos determinar se não rejeitamos a hipótese secundária $H_0': \sigma_L^2 = \sigma_A^2$, para decidirmos qual tipo de teste T utilizaremos, pois a variância é desconhecida.

Observe que a tabela nos dá os seguintes valores: $\bar{x}_L = 9.87$, $\bar{x}_A = 9.22$, $s_I = 2.43$ e $s_A = 0.88$, com $n_I = 7$ e $n_A = 8$.

O teste F para igualdade de variâncias é baseado na estatística $W=S_L^2/S_A^2\sim F(n_L-1,n_A-1)$. Temos que W=7.513. A região crítica do teste, a 5% de significância, é $RC(0.05)=\{[W<0.175]\cup[W>5.119]\}$. Novamente, os pontos (0.175,5.119) são tais que $F_W(0.175;6,7)=0.025$ e $F_W(5.119;6,7)=0.975$, F_W é a função de distribuição acumulada da F, com 6 e 7 graus de liberdade.

Como $W=7.513 \in \{[W<0.175] \cup [W>5.119]\}$, rejeitamos a hipótese nula $H_0': \sigma_L^2 = \sigma_A^2$. Devemos aplicar o teste T para variâncias diferentes, desconhecidas.



A estatística do teste T com variâncias desconhecidas e desiguais é dada por

$$T = \frac{\bar{X}_L - \bar{X}_A}{\sqrt{S_L^2/n_L + S_A^2/n_A}}$$

com ν graus de liberdade, dados por

$$\nu = \frac{(C+D)^2}{C^2/(n_L-1) + D^2/(n_A-1)}$$

onde $C=s_L^2/n_L$ e $D=s_A^2/n_A$. Temos que C=0.84 e D=0.10, logo $\nu=7.39\approx 7$.



A estatística T observada é dada por

$$t_0 = \frac{9.87 - 9.22}{\sqrt{(2.43)^2/7 + (0.88)^2/8}} = 0.67$$

A região crítica, a 5% de significância, é dada por uma t_{ν} com $\nu=7$ graus de liberdade. Temos que

$$RC(0.05) = \{ [T < -2.364] \cup [T > 2.364] \}$$

e como $t_0 \notin RC$, não rejeitamos a hipótese de igualdade de médias.

