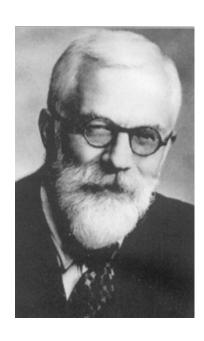
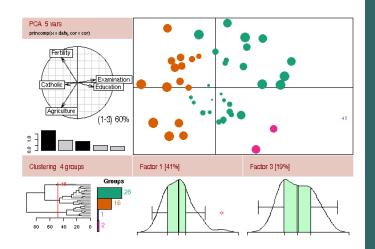
Comparació de dos tractaments



$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + e_{ij}$$



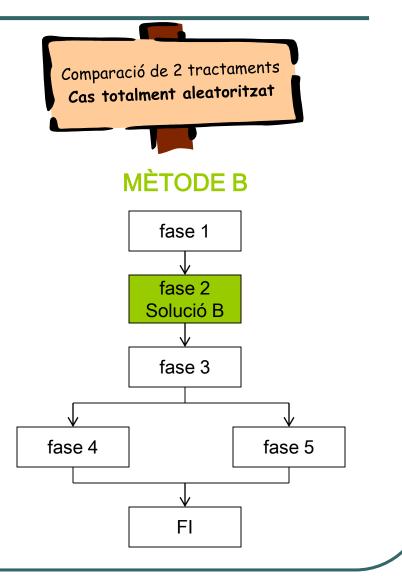




Introducció: exemple del curtit de pells

Tenim un procés de curtit de pells, que es pot dur a terme mitjançant dos mètodes diferents:

MÈTODE A fase 1 fase 2 Solució A fase 3 fase 4 fase 5 FΙ







Introducció: exemple del curtit de pells

Tractament habitual:

Es submergeix el cuir durant 4 hores a la solució A

Tractament alternatiu:

Substituir la solució A per una altra solució, B

Avantatges del canvi:

B és més barata que A

Possible inconvenient:

La resistència a la tracció obtinguda amb B podria ser menor que la que s'obté amb A

Per sortir de dubtes, cal fer un experiment.





Plantejament del problema

1. Definir les hipòtesis:

La que se suposa certa fins que no es demostri el contrari S'escull una opció o l'altra segons el coneixement físic que es tingui sobre el problema. Dependrà de la situació

Hipòtesis nul·la

$$H_0: \mu_A = \mu_B$$

Hipòtesis alternativa

$$H_1: \mu_A > \mu_B$$
 o bé

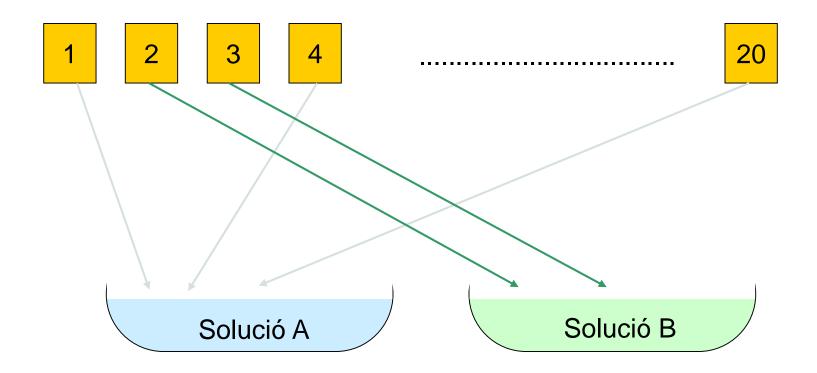
) o bé
$$H_1: \mu_A < \mu_B$$
 o bé $H_1: \mu_A \neq \mu_B$

2. Recollir les dades.

La més raonable en aquest cas

Com?

Disseny de la recollida de dades



Les 20 peces s'assignen aleatòriament a una o l'altra solució





Disseny de la recollida de dades

Es deixen les peces de cuir submergides durant quatre hores en cadascuna de les solucions.

Per recollir les mesures de resistència a tracció:

- Es necessita una metodologia de mesura perfectament definida
- Es mesura en ordre aleatòri (per evitar derives en l'aparell o vicis del

procés de mesura)

Variable	N	Mean	StDev
A	10	25,140	1,242
В	10	23,620	1,237

Resultats:

A: $24,3^{(2)}$ $25,6^{(3)}$ $26,7^{(5)}$ $22,7^{(9)}$ $24,8^{(\overline{11})}$ $23,8^{(12)}$ $25,9^{(14)}$ $26,4^{(16)}$ $25,8^{(17)}$ $25,4^{(18)}$

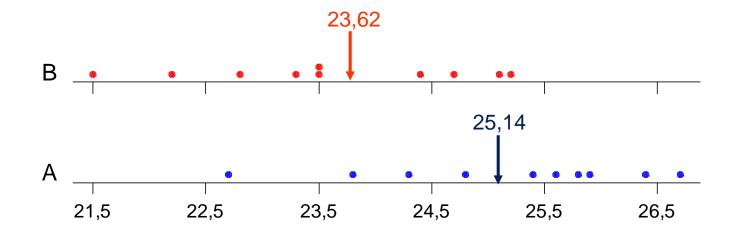
B: $24,4^{(1)}$ $21,5^{(6)}$ $25,1^{(4)}$ $22,8^{(7)}$ $25,2^{(8)}$ $23,5^{(10)}$ $22,2^{(13)}$ $23,5^{(15)}$ $23,3^{(19)}$ $24,7^{(20)}$





Anàlisi exploratòria de dades

- 3. Fer un gràfic que permeti:
 - Veure què està passant.
 - Detectar possibles valors anòmals.



Amb les dades resultants, es pot dir que la solució B dóna una resistència a la tracció de les peces menor que la solució A?

O bé la diferència entre les mitjanes es deu a l'atzar, i si es tornés a fer l'experiment potser les mitjanes tindrien el mateix valor o fins i tot la mitjana de B seria més gran que la de A?





Verificació de supòsits

4. Verificar els supòsits en què es basa la metodologia:

a) Normalitat de les dades.
 No és un supòsit crític pel Teorema Central del Límit

b) Independència
Ve donada per l'estructura física del problema.

c) Aleatorietat

Cal garantir-la quan es recullen les dades. Si les dades es recullen malament (sense aleatoritzar), això ja no té solució després!





Verificació de supòsits

d) Igualtat de variances poblacionals.

Cal comprovar-ho amb el test de la F-Snedecor. Aquí si és important el supòsit de normalitat.

$$H_0': \sigma_A^2 = \sigma_B^2$$
 $H_1': \sigma_A^2 \neq \sigma_B^2$
Estadístic de prova
 $F_0 = \frac{S_A^2}{S_B^2} = \frac{1,242^2}{1,237^2} = 1,008$

 Variable
 N
 Mean
 StDev

 A
 10
 25,140
 1,242

 B
 10
 23,620
 1,237

Distribució de referència: F-Snedecor_(9;9)

$$p$$
-valor = 0,991

S'ha obtingut un p-valor molt gran (> 0,05). No podem rebutjar la hipòtesi d'igualtat de variances.



Estadístic de prova per comparar dues mitjanes

Sabem que si les 2 mostres provenen de poblacions normals independents...

$$\begin{vmatrix} \bar{y}_{A} \sim N \left(\mu_{A}, \sqrt{\frac{\sigma_{A}^{2}}{n_{A}}} \right) \\ \bar{y}_{B} \sim N \left(\mu_{B}, \sqrt{\frac{\sigma_{B}^{2}}{n_{B}}} \right) \end{vmatrix} \Rightarrow \bar{y}_{A} - \bar{y}_{B} \sim N \left(\mu_{A} - \mu_{B}, \sqrt{\frac{\sigma_{A}^{2}}{n_{A}} + \frac{\sigma_{B}^{2}}{n_{B}}} \right)$$

Si centrem i reduïm...
$$\frac{(\bar{y}_A - \bar{y}_B) - (\mu_A - \mu_B)}{\sqrt{\frac{\sigma_A^2}{n_A} + \frac{\sigma_B^2}{n_B}}} \sim N(0,1)$$

Si
$$\sigma_A^2 = \sigma_B^2 = \sigma^2$$
 $z = \frac{(\bar{y}_A - \bar{y}_B) - (\mu_A - \mu_B)}{\sigma_{\sqrt{\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}}}} \sim N(0,1)$





Estadístic de prova per comparar dues mitjanes

Si la variança poblacional és la mateixa (σ^2), es pot trobar un estimador d'aquesta σ^2 fent la mitjana ponderada de la variança de les dues mostres:

A aquesta s l'anomenem scombinada

$$s^{2} = \frac{(n_{A} - 1) s_{A}^{2} + (n_{B} - 1) s_{B}^{2}}{n_{A} + n_{B} - 2}$$

I per tant
$$t = \frac{(\bar{y}_A - \bar{y}_B) - (\mu_A - \mu_B)}{s_{\sqrt{\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}}}} \sim t_{n_A + n_B - 2}$$

$$H_0: \mu_A = \mu_B$$

Si H_0 és certa, $\mu_A - \mu_B = 0$

Per tant, l'estadístic de prova serà

$$\mathbf{t}_{0} = \frac{\overline{\mathbf{y}}_{A} - \overline{\mathbf{y}}_{B}}{\mathbf{s} \sqrt{\frac{1}{\mathbf{n}_{A}} + \frac{1}{\mathbf{n}_{B}}}}$$





Càlcul de l'estadístic de prova

5. Trobar un estimador de la variança poblacional única:

$$\overline{Y}_A = 25,140$$
 $\overline{Y}_B = 23,620$

$$s^2 = \frac{(n_A - 1)s_A^2 + (n_B - 1)s_B^2}{n_A + n_B - 2} = \frac{9 \cdot 1,5426 + 9 \cdot 1,5302}{10 + 10 - 2} = 1,5364 \implies s = \sqrt{s^2} = 1,2395$$

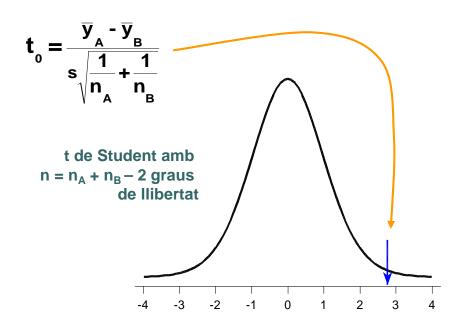
6. Calcular l'estadístic de prova

$$t_{0} = \frac{\overline{Y}_{A} - \overline{Y}_{B}}{s\sqrt{\frac{1}{n_{A}} + \frac{1}{n_{B}}}} = \frac{25,140 - 23,620}{1,2365\sqrt{\frac{1}{10} + \frac{1}{10}}} = 2,749 \sim t - Student_{(v=18)}$$

7. Comparar l'estadístic de prova trobat amb la distribució de referència.



Càlcul del p-valor



8. Trobar el p-valor i decidir si rebutgem o no la H₀

En el nostre cas, p-valor = 0,007. Rebutgem H_0 i ens quedem amb H_1



Distribució del quocient de 2 variancies mostrals

Tenim dues poblacions normals independents:

Per tant:
$$\frac{s_{Y}^{2}}{s_{Y}^{2}} \sim \frac{\sigma_{Y}^{2}}{\sigma_{Y}^{2}} F_{(n_{Y}-1,n_{X}-1)}$$





Test de la F per comprovar la igualtat de variàncies

Com comprovar si 2 variances són iguals?

Sabem que:
$$\frac{s_{Y}^{2}}{s_{X}^{2}} \sim \frac{\sigma_{Y}^{2}}{\sigma_{X}^{2}} F_{(n_{Y}-1,n_{X}-1)}$$

Plantegem la hipòtesi nul·la i la hipòtesi alternativa

$$H_0$$
: $\sigma_Y^2 = \sigma_X^2$

$$H_1: \sigma_Y^2 \neq \sigma_X^2$$

Si
$$H_0$$
 és certa: $\sigma_{\chi}^2 = \sigma_{\gamma}^2 \Rightarrow \frac{s_{\gamma}^2}{s_{\chi}^2} \sim F_{(n_{\gamma}-1,n_{\chi}-1)}$

Per poder fer el test de la F-Snedecor cal que les dades vinguin de 2 poblacions normals

L'estadístic de prova és
$$F_0 = \frac{S_Y^2}{S_Y^2}$$

La distribució de referència és una F-Snedecor amb n_Y -1 g.l. al numerador, i n_X -1 g.l. al denominador

Què fer quan les variancies son diferents?

Si, durant l'anàlisi, s'arriba a la conclusió que les variances són diferents, es pot fer servir l'aproximació de Satterthwaite per calcular els graus de llibertat. Aquest procediment també s'anomena Welch's t-test.

$$df = \frac{\left(\frac{s_{A}^{2}}{n_{A}} + \frac{s_{B}^{2}}{n_{B}}\right)^{2}}{\left(\frac{s_{A}^{2}}{n_{A}}\right)^{2} + \left(\frac{s_{B}^{2}}{n_{B}}\right)^{2}}$$

$$\frac{1}{n_{A}} - 1 + \frac{1}{n_{B}} - 1$$

Això és el que fa R amb la comanda t.test quan es fa servir l'argument var.equal = FALSE



Exemple: cas on les variàncies són diferents

Suposem que, en el cas dels curtits de pell, les dades obtingudes en l'experiment haguéssin estat:

Α	В
24.2	18.9
26.7	22.8
26.2	21.9
25.7	25.1
24.9	21.5
24.3	25.8
24.9	22.3
24.0	20.5
25.8	26.3
25.3	25.2

Calculem:
$$\overline{Y_A} = 25.209$$

 $s_A^2 = 0.796$
 $\overline{Y_B} = 23.032$
 $s_B^2 = 6,101$

Igualtat de variances
$$H_0': \sigma_A^2 = \sigma_B^2$$

 $H_1': \sigma_A^2 \neq \sigma_B^2$

$$\frac{S_B^2}{S_A^2} = \frac{6.101}{0.796} = 7.665 \sim F_{9,9} \Rightarrow p - valor = 0.0057$$

S'ha obtingut un p-valor molt petit, per tant es rebutja H₀'.

Exemple: cas on les variàncies són diferents

$$df = \frac{\left(\frac{0,796}{10} + \frac{6,101}{10}\right)^2}{\left(\frac{0,796}{10}\right)^2 + \left(\frac{6,101}{10}\right)^2} + \frac{\left(\frac{6,101}{10}\right)^2}{10-1}$$

L'estadístic de prova és:

$$t_{0}' = \frac{\overline{Y}_{A} - \overline{Y}_{B}}{\sqrt{\frac{s_{A}^{2}}{n_{A}} + \frac{s_{B}^{2}}{n_{B}}}} = \frac{25.209 - 23,032}{\sqrt{\frac{0.796}{10} + \frac{6,101}{10}}} = 2.621 \sim t - Student_{11,3}$$

 \Rightarrow p-valor = 0.012 \Rightarrow Rebutgem H₀

Com a norma general, rebutjarem H₀ si el p-valor < 5 % Però atenció, això dependrà de les conseqüències que tingui equivocar-se!



Exemple: tractament superficial per a lents

Cal escollir entre 2 tipus de tractament antirreflectant de lents per a ulleres



Ens preguntem

¿El tipus de tractament afecta al deteriorament de la lent (desgast, ratlladures, ...)?

Per sortir de dubtes cal fer un experiment.

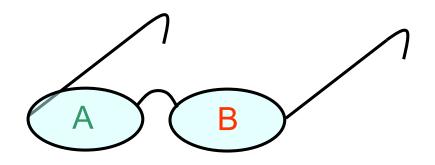


Exemple: tractament superficial per a lents

- Una idea és escollir 10 persones, representatives del conjunt d'usuaris.
- Assignar a 5 el tractament A i a les altres 5 el tractament B
- ¿Quin risc es corre?

Hi ha gent que desgasta més les lents que d'altres No podrem aconseguir tenir 10 persones que gastin las ulleres exactament igual

Una solució millor és posar dues lents tractades diferents a cada persona







Recollida de les dades

1. Definir les hipòtesis:

Hipòtesis nul·la

$$H_0: \mu_A = \mu_B \Rightarrow \delta = \mu_A - \mu_B = 0$$

Hipòtesis alternativa

$$\mathbf{H}_{\mathbf{1}}: \mu_{\mathbf{A}} > \mu_{\mathbf{B}} \Rightarrow \delta = \mu_{\mathbf{A}} - \mu_{\mathbf{B}} > \mathbf{0}$$
 obé

$$H_1: \mu_A < \mu_B \Rightarrow \delta = \mu_A - \mu_B < 0$$
 obé

$$H_1: \mu_A \neq \mu_B \Rightarrow \delta = \mu_A - \mu_B \neq 0$$

2. Recollir les dades.

Com?

Recollida de les dades

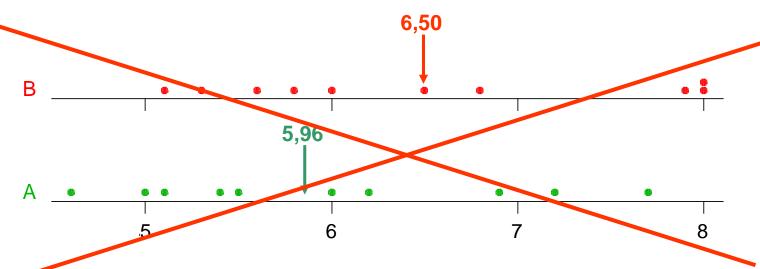
Cada individu	Individu	Desgast lent A	Desgast lent B	Diferència B-A	
constitueix un bloc Dintre de cada bloc aleatoritzem	1	7,7 (e)	7,9 (d)	0,2	
	2	6,0 (e)	6,8 (d)	8,0	
	3	4,6 (d)	5,1 (e)	0,5	
	4	7,2 (e)	8,0 (d)	0,8	
	5	6,9 (d)	8,0 (e)	1,1	
	6	5,0 (d)	5,6 (e)	0,6	
	7	6,2 (d)	6,5 (e)	0,3	
	8	5,5 (e)	6,0 (d)	0,5	
	9	5,4 (d)	5,3 (e)	-0,1	
	10	5,1 (e)	5,8 (d)	0,7	
•	Mitjana	5,96	6,50	0,55	
Desviació tipus: s _d = 0,344					





Anàlisi exploratòria de les dades

3. Fer anàlisi exploratòria de dades



¿És aquest un bon gràfic per a veure per on van els trets en aquest cas?

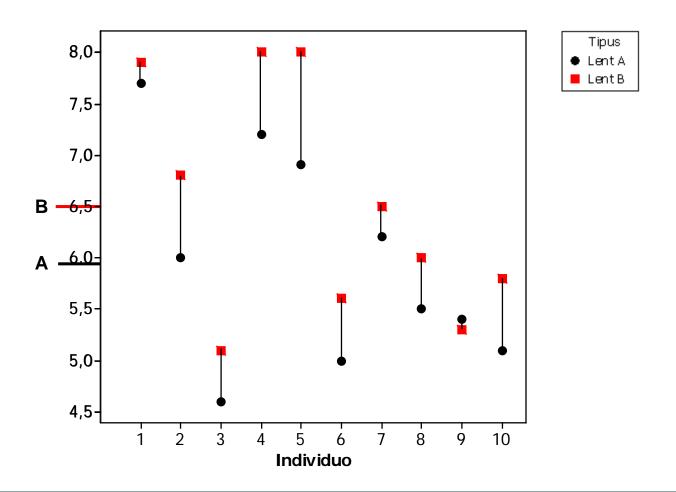
NO, perquè aquí es barregen 2 fonts de variabilitat: la deguda als tractaments, però també la deguda als individus





Anàlisi exploratòria de les dades

El gràfic adequat per dissenys bloquejats:







Verificació dels supòsits

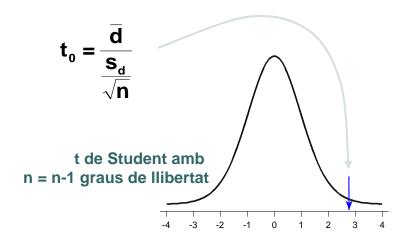
- 4. Verificar els supòsits en què es basa la metodologia:
 - a) Normalitat de les dades.
 No és un supòsit crític. Es pot comprovar representant els valors en paper probabilístic normal.
 - b) Independència de les diferències.
- 5. Calcular l'estadístic de prova

$$t_0 = \frac{\overline{d}}{\frac{s_d}{\sqrt{n}}} = \frac{0,55}{\frac{0,344}{\sqrt{10}}} = 4,97$$

6. Comparar l'estadístic de prova trobat amb la distribució de referència.



Càlcul del p-valor



8. Trobar el p-valor i decidir si rebutgem o no la H₀

En el nostre cas, p-valor = 0,00077. Rebutgem H_0 i ens quedem amb H_1 . El desgast de les lents és diferent.



Aleatorització i bloqueig

Es tracta d'estratègies de recollida de dades. El mètode d'anàlisi depèn de l'estratègia escollida.

BLOQUEJAR:

Per neutralitzar l'efecte d'un factor conegut que no es pot mantenir constant

ALEATORITZAR:

Per neutralitzar l'efecte de factors desconeguts que puguin afectar a la resposta

Bloquejar el que es pugui i aleatoritzar la resta





IC per la diferència de mitjanes

Una altra possibilitat és, enlloc de calcular p-valors, trobar intervals de confiança (IC) $1 - \alpha$ per la diferència de mitjanes :

Disseny totalment aleatoritzat

$$(\overline{y}_{A} - \overline{y}_{B}) \pm \left(t_{n_{A}+n_{B}-2; \alpha/2} s_{\sqrt{\frac{1}{n_{A}} + \frac{1}{n_{B}}}}\right)$$

Disseny bloquejat

$$\overline{d} \pm t_{n-1; \frac{\alpha}{2}} \frac{s_d}{\sqrt{n}}$$





Amb l'estadístic de prova calculat amb A – B

H₀ vs H₁: plantejament i resultats

Plantejament del contrast

Resultat obtingut

 $\overline{y_{\mathsf{A}}} < \overline{y_{\mathsf{B}}}$

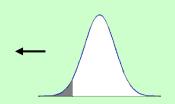
 $y_A > y_B$

$$H_0$$
: $\mu_A = \mu_B$

 H_1 : $\mu_A < \mu_B$

Resultat esperat.

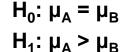
Cal veure si la diferència
és estadísticament
significativa.



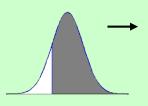
No cal fer el test. No es pot rebutjar H₀.



 $\mathbf{y}_{\mathsf{A}} = \mathbf{y}_{\mathsf{B}}$ No es pot rebutjar H_{0} .

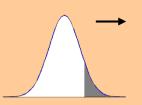


No cal fer el test. No es pot rebutjar ${\rm H}_{\rm 0}.$

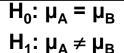


Resultat esperat.

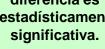
Cal veure si la diferència és estadísticament significativa.

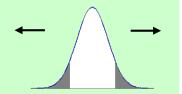


No es pot rebutjar H₀.

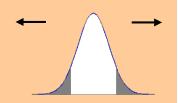


Cal veure si la diferència és estadísticament





Cal veure si la diferència és estadísticament significativa.



No es pot rebutjar H_0 .





En resum

Test

Estadístic de prova

Distribució de referència

Comparar una mitjana amb un valor

$$H_0: \mu = a$$

 $H_1: \mu \neq a$

 $t_0 = \frac{\overline{Y} - a}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$

t-Student _{n-1}

Comparar 2 variances

$$H_0: \sigma_A^2 = \sigma_B^2$$

$$H_1: \sigma_A^2 \neq \sigma_B^2$$

$$\mathsf{F}_0 = \frac{\mathsf{s}_\mathsf{A}^2}{\mathsf{s}_\mathsf{B}^2}$$

F-Snedecor n_A-1 ; n_B-1

Comparar 2 mitjanes.
Cas totalment aleatoritzat

$$H_0: \mu_A = \mu_B$$

$$H_1: \mu_A \neq \mu_B$$

$$t_0 = \frac{Y_A - Y_B}{s \sqrt{\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}}}$$

t-Student
$$_{n_A+n_B-2}$$

Comparar 2 mitjanes.
Cas bloquejat

$$H_0: \mu_A = \mu_B \Rightarrow \delta = 0$$

 $H_1: \mu_A \neq \mu_B \Rightarrow \delta \neq 0$

$$t_0 = \frac{\overline{d}}{\frac{s_d}{\sqrt{n}}}$$

t-Student _{n-1}