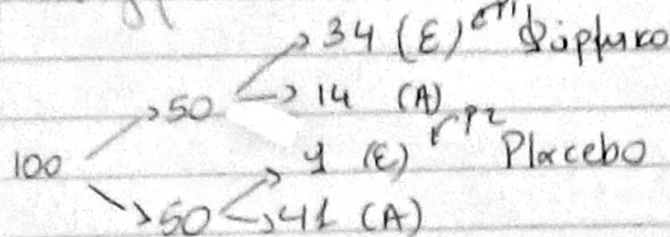


6/4/17

Συμπέρασμα: Δύο πειράματα χωρίς βλάβη



$H_0$ : το φάρμακο δεν έχει κανένα αποτέλεσμα  
 $H_0: p_1 = p_2$       $H_a: p_1 > p_2$

Γενικά: Έστω ότι έχουμε 2 ανεξ. πειράματα, Πηθ. 1 & Πηθ. 2 με τα ίδια τα δύο πειράματα να αφορούν σε δύο κατηγορίες A & B.

Πηθ. 1 η κατηγορία το μέρος α έχει το γινόμενο α & B να μην έχει το γινόμενο.

Έστω  $p_1$  η πιθανότητα ένα μέρος του Πηθ. 1 να είναι της κατηγορίας A &  $p_2$  η πιθανότητα ένα μέρος του Πηθ. 2 να είναι της κατηγορίας A. Εδώ έχουμε  $p_1 = p_2$

Έστω  $n_1$  μεγέθη  $n_1$  από τον Πηθ. 1 και  $n_2$  ο αριθμός των μερών Πηθ. 2 κατηγορίας A. Ανάλογα,  $n_2$  μεγέθη  $n_2$  από Πηθ. 2 με  $X_2$  μέρος να είναι της κατηγορίας A.  
 $\hat{p}_1 = \frac{X_1}{n_1}$  με  $X_1 \sim B(n_1, p_1)$  &  $\hat{p}_2 = \frac{X_2}{n_2}$  με  $X_2 \sim B(n_2, p_2)$

$\hat{p}_1 - \hat{p}_2 = \frac{X_1}{n_1} - \frac{X_2}{n_2}$  (αμφιπρόσητος) γιατί  $E(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) = p_1 - p_2$

κ'  $\sigma_{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}^2 = \text{Var}(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) = \frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}$

ε'  $\hat{\sigma}_{\hat{p}_1 - \hat{p}_2} = \sqrt{\frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}}$

$$X_1 \sim B(n_1, p_1) \rightarrow X_1 \stackrel{\text{approx}}{\sim} N(n_1 p_1, n_1 p_1 (1-p_1)) \rightarrow \frac{X_1}{n_1} = \hat{p}_1 \stackrel{\text{approx}}{\sim}$$

$$N\left(\frac{p_1}{n_1}, \frac{p_1(1-p_1)}{n_1}\right)$$

$$\text{και } \hat{p}_2 \stackrel{\text{approx}}{\sim} N\left(\frac{p_2}{n_2}, \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}\right)$$

$$\hat{p}_1 - \hat{p}_2 \sim N\left(p_1 - p_2, \frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}\right)$$

$$\frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2 - (p_1 - p_2)}{\sqrt{\frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}}} \stackrel{\text{approx}}{\sim} N(0, 1)$$

$$\text{Επιπλέον } \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2 - (p_1 - p_2)}{\sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}} \stackrel{\text{approx}}{\sim} N(0, 1)$$

για το  $(1-\alpha) \cdot 100\%$  Δ.Ε. για  $p_1 - p_2$ :

$$L = \hat{p}_1 - \hat{p}_2 - Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}$$

$$U = \hat{p}_1 + \hat{p}_2 + Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}$$

Το τον έλεγχο του  $H_0: p_1 = p_2 = p$   $\checkmark$   $\vee$   $H_A: p_1 \neq p_2$   
Χρησιμοποιούμε το στατιστικό

$$Z = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2 - 0}{\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}} \stackrel{\text{approx}}{\sim} N(0, 1) \text{ όταν } H_0 \text{ αληθεύει}$$

για  $\hat{p} = \frac{X_1 + X_2}{n_1 + n_2}$  και για κριτήριο μείζους  $\alpha$ ,  $|Z| > Z_{\alpha/2}$



$H_0: p_1 = p_2$  v  $H_a: p_1 > p_2$  (εα γιφραα αμωτ+εφωρεα)

$\hat{p}_1 = \frac{34}{50}$   $\hat{p}_2 = \frac{4}{50}$ ,  $\hat{p} = \frac{34+4}{50+50} = \frac{43}{100}$  1.26

95% ΔΕ για  $p_1 - p_2$   $\hat{p}_1 - \hat{p}_2 = \pm 2.0.025 \sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}$

$\rightarrow [L, U] = [0.33, 0.67]$

$Z = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}}$  /  $\chi_{p1} \text{ και } \chi_{p2}$   $Z \geq Z_{\alpha} (= Z_{0.01} = 2.326)$   
 $\alpha = 0.01$

$Z = \frac{\frac{34}{50} - \frac{4}{50}}{\sqrt{\frac{43}{100}\left(1 - \frac{43}{100}\right)\left(\frac{1}{50} + \frac{1}{50}\right)}}$  = 5.05

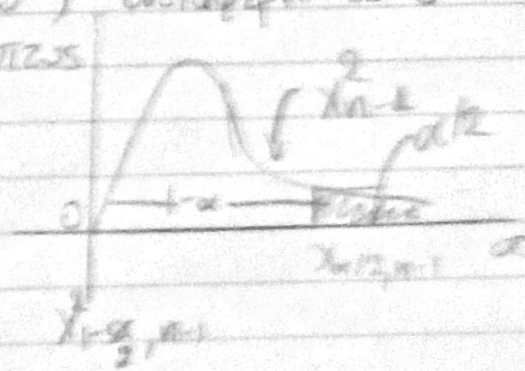
Επειδ  $5.05 > 2.326$   $\alpha\mu\omega\phi$   $H_0$   
 Τίπι  $P: P(Z \geq 5.05 | Z \sim N(0,1)) \approx 0.00 < 0.01$   
 $\alpha\mu\phi\mu\pi\mu\tau\alpha\iota$   $H_0$

(A) Μία Διασπορά

4.2, 5.3, 10.3 ( $N(\mu, \sigma^2)$ )  
 $\sigma = 2$ , ( $\alpha = 0.05$ )

$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$

Τεχνικά:  $x_1, \dots, x_n$  ε.σ. αμω  $N(\mu, \sigma^2)$   $\epsilon\delta\omega\sigma\mu\pi\eta$   $\tau\omega$   $\sigma^2$   
 $\hat{\sigma}^2 = S^2$ ,  $E(S^2) = \sigma^2$   $\epsilon\mu\phi\omega\sigma\mu\tau\omega\varsigma$   
 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$



$P\left(\chi_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}^2 \leq \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \leq \chi_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^2\right) = 1-\alpha$

$$P\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}, n-1}} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}}\right) = 1-\alpha$$

Για τον έλεγχο των:

(i)  $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$  v  $H_a: \sigma^2 > \sigma_0^2$  ( $\sigma_0^2$  γνωστό)

(ii)  $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$  v  $H_a: \sigma^2 < \sigma_0^2$

(iii)  $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$  v  $H_a: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$

χρησιμοποιούμε το στατιστικό:  $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \sim \chi_{n-1}^2$  όταν  $H_0$  αληθεύει

(i)  $\chi^2 > \chi_{\alpha, n-1}^2$

(ii)  $\chi^2 \leq \chi_{1-\alpha, n-1}^2$

(iii)  $\chi^2 \leq \chi_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}^2$   
 $\chi^2 > \chi_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^2$

$H_0: \sigma = 2$  v  $H_a: \sigma \neq 2$

$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{2 \cdot S^2}{4}$

κρίση  $\chi^2 \leq \chi_{0.025, 2}^2 (= 0.0506)$  κ'  $\chi^2 \geq \chi_{0.025, 2}^2 (= 7.378)$

(B) Σύγκριση δύο διασπορών (Κανονική Θεωρία)

A:  $n_1 = 10$ ,  $S_1^2 = 1.25$  ( $\alpha = 0.10$ )

B:  $n_2 = 8$ ,  $S_2^2 = 0.28$

Υπάρχει διαφορά στην ποιότητα των A κ' B;

Γενικά:  $X_{11}, \dots, X_{1n}$  από  $N(\mu_1, \sigma_1^2)$

κ'  $X_{21}, \dots, X_{2n}$  από άλλο από  $N(\mu_2, \sigma_2^2)$

Ενδιαφέρει η σύγκριση των δύο διασπορών

(i)  $H_0: \sigma_1^2 \leq \sigma_2^2$  v  $H_a: \sigma_1^2 > \sigma_2^2$

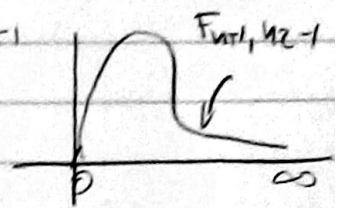
(ii)  $H_0: \sigma_1^2 \geq \sigma_2^2$  v  $H_a: \sigma_1^2 < \sigma_2^2$

(iii)  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$  v  $H_a: \sigma_1^2 / \sigma_2^2$

$$\left. \begin{aligned} \frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma_1^2} &\sim \chi_{n_1-1}^2 \\ \frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma_2^2} &\sim \chi_{n_2-1}^2 \end{aligned} \right\} \Rightarrow \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} \sim F_{n_1-1, n_2-1}$$

$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \sim F_{n_1-1, n_2-1}$  oar  $H_0$  ar  $H_a$

Ka epistitas  $\mu_1 = \mu_2$   $\mu_1 \neq \mu_2$  a.



- (i)  $H_0: \sigma_1^2 \leq \sigma_2^2$  v  $H_a: \sigma_1^2 > \sigma_2^2$  (i)  $F \geq F_{\alpha, n_1, n_2-1}$
- (ii)  $H_0: \sigma_1^2 \geq \sigma_2^2$  v  $H_a: \sigma_1^2 < \sigma_2^2$  (ii)  $F \leq F_{1-\alpha, n_1-1, n_2-1}$
- (iii)  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$  v  $H_a: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$  (iii)  $F \leq F_{1-\frac{\alpha}{2}, n_1-1, n_2-1}$  v  $F \geq F_{\frac{\alpha}{2}, n_1-1, n_2-1}$

$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$  v  $H_a: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$  v.p.  $\mu_1 = \mu_2$   $F \leq F_{0.95, 9, 7} (= \frac{1}{F_{0.05, 7, 9}} = \frac{1}{3.29} = 0.30)$

$F \geq F_{0.05, 9, 7} (= 3.68)$

$F_{\alpha, v_1, v_2} = \frac{1}{F_{1-\alpha, v_2, v_1}}$

$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} = \frac{1.25}{0.28} = 4.46$

En  $H_0$   $4.46 > 3.68$   $\alpha$  p.  $H_0$