

Έστω, ότι ένα δείγμα ελέγχου χρησιμοποιήθηκε σε ένα πείραμα ελέγχου ποιότητας μιας μεθόδου για 30 συνεχόμενες ημέρες. Η θεωρητική (ισχυριζόμενη) συγκέντρωση της γλυκόζης στο δείγμα αυτό είναι 1120 mg/L.

Ο πειραματικός μέσος είναι 1110 mg/L και η τυπική απόκλιση 25 mg/L.

Είναι η μέση τιμή των δεδομένων σημαντικά διαφορετική από την θεωρητική τιμή;

$$H_0: \bar{y} = \mu$$

$$H_1: \bar{y} \neq \mu$$

$$\mu = 1120$$

$$\bar{y} = 1110$$

$$s = 25$$

$$t = \frac{\bar{y} - \mu_0}{s / \sqrt{n}} = -2.19$$

Ο πίνακας της κατανομής "t" για β.ε.= 29 και α/2=0.025 δίνει κρίσιμο t=2.045.

Άρα η μέση τιμή των μετρήσεων της γλυκόζης είναι σημαντικά διαφορετική από την θεωρητική.

Ένα εργαστήριο ξεκινά τη χρήση μιας μεθόδου προσδιορισμού της ανοσοσφαιρίνης A του ορού. Δείγματα έφθασαν από δύο περιοχές της χώρας. Τυχαία δείγματα υγιών ατόμων κάθε περιοχής εξετάστηκαν για να διαπιστωθεί αν το διάστημα αναφοράς για αυτές τις περιοχές είναι το ίδιο.

	Περιοχή A	Περιοχή B
mean (mg/L)	2260	2650
standard deviation (mg/L)	584	473
number of samples	33	29

Unpaired t-test

1) Δοκιμασία F για να ελέγξουμε αν οι διακυμάνσεις είναι στατιστικά "ίσες".

$$F = \frac{(584)^2}{(473)^2} = 1.52$$

Ο πίνακας για την κατανομή F ($\alpha=0.05$) δίνει για $\nu_1=33-1$ και $\nu_2=29-1$ μια κρίσιμη τιμή $F=1.86$. $1.56 < 1.86$ άρα οι διακυμάνσεις δεν διαφέρουν σημαντικά με $\alpha=0.05$. Έτσι μπορούμε να εφαρμόσουμε την δοκιμασία t για τον έλεγχο των μέσων τιμών.

2) Δοκιμασία t για τον έλεγχο των μέσων τιμών

$$s = \sqrt{\frac{(33-1)(584)^2 + (29-1)(473)^2}{33+29-2}} = 535 \quad t = \frac{2260 - 2650}{535 \cdot \sqrt{1/33 + 1/29}} = -2.86$$

Ο πίνακας της κατανομής t με β.ε.= $\nu_1+\nu_2=60$ δίνει μια κρίσιμη τιμή $t=2.00$.

Επειδή $|-2.86| > 2.00$ συμπεραίνουμε ότι οι μέσοι είναι σημαντικά διαφορετικοί και ότι το εργαστήριο θα πρέπει να ορίσει διαφορετικά διαστήματα αναφοράς για τις δύο περιοχές.

Δύο δίαιτες A,B εφαρμόστηκαν σε δύο σειρές ποντικών επί μια εβδομάδα.
Υποθέτοντας ότι η αύξηση του βάρους τους ακολουθεί την κανονική κατανομή

(i) να εξετασθεί αν $\sigma_A^2 = \sigma_B^2$ για $\alpha = 0.10$,

(ii) να δοθεί 95% δ.ε. για τη διαφορά $\mu_A - \mu_B$

A
Αύξ. Βάρ. [gr]
78.1
72.4
76.2
74.3
77.4
78.4
76.0

B
Αύξ. Βάρ. [gr]
79.1
81.0
77.3
79.1
80.0
79.1
79.1
77.3
80.2

$$\text{meanA} = 76.1$$

$$s_A^2 = 4.65$$

$$n_A = 7$$

$$\text{meanB} = 79.1$$

$$s_B^2 = 1.51$$

$$n_B = 9$$

$$H_0: \sigma_A^2 / \sigma_B^2 = 1$$

$$H_1: \sigma_A^2 / \sigma_B^2 < 1$$

$$s_A^2 / s_B^2 = 3.08$$

$$v_A = 6, v_B = 8$$

$$F_{v_A, v_B; \alpha/2} = 3.58$$

Άρα μπορούμε να δεχθούμε ότι οι διασπορές δεν διαφέρουν

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

$$H_1: \mu_A - \mu_B < 0$$

$$t_{16-2; 0,025} = 2.145$$

$$s = \text{Σταθμ. Διακ.} = s = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} = 1.83$$

$$t = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{s \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = -3.253$$

$|t| > t_{16-2; 0,025} \Rightarrow$ οι μέσοι διαφέρουν σημαντικά

$x_A = 74$ από 250 ασθενείς που πήραν το φάρμακο A βελτίωσαν την κατάσταση τους.

$x_B = 92$ από 250 ασθενείς που πήραν το φάρμακο B βελτίωσαν την κατάσταση τους.

i) Μπορούμε να δεχθούμε ότι και τα δύο φάρμακα έχουν την ίδια αποτελεσματικότητα; ($\alpha=0.05$)

ii) Δώστε ένα 98% δ.ε. για τη διαφορά του αποτελέσματος των φαρμάκων.

$$H_0: p_A = p_B$$

$$H_1: p_A <> p_B$$

$$p_A = x_A/n = 74/250 = 0,296$$

$$p_B = x_B/n = 92/250 = 0,368$$

$$p_{AB} = (x_A + x_B)/(n+m) = (74+92)/500 = 0,332$$

$$z = -1.709$$

Για $\alpha=0.05$

$$Z_{\alpha/2} = 1,96$$

Επειδή $|z| < Z_{\alpha/2}$ μπορούμε να δεχθούμε ότι τα δύο φάρμακα έχουν την ίδια αποτελεσματικότητα

Το διάστημα εμπιστοσύνης 98% ($\alpha/2=0,01$) για τη διαφορά θα είναι ($Z_{\alpha/2}=2.33$) :

$$p_A - p_B \pm Z_{\alpha/2} \cdot \sqrt{p_A(1-p_A)/250 + p_B(1-p_B)/250} \quad (-0,17, 0,026)$$

Το ερώτημα μπορεί να απαντηθεί και με την δοκιμασία χ^2

Παρατηρούμενες

Φάρμακο	Βελτίωση	Μη Βελτ.	Σύνολο
A	74	176	250
B	92	158	250
Σύνολο	166	334	500

Θεωρητικές

Φάρμακο	Βελτίωση	Μη Βελτ.	Σύνολο
A	83	167	250
B	83	167	250
Σύνολο	166	334	500

$$\chi^2 = 2.922 \quad \text{με } \beta. \varepsilon = 1 \text{ και } \alpha = 0.05 \text{ το κρίσιμο } \chi^2 = 3.841$$

Αρα αποδεχόμαστε ότι τα δύο φάρμακα είναι το ίδιο αποτελεσματικά

Από 150 ασθενείς, στους n=80 δώσαμε χάπι με ζάχαρη και στους m=70 δώσαμε ασπιρίνες. Μετά από μια εβδομάδα βρέθηκε ότι βελτιώθηκε η υγεία x=48 ασθενών που πήραν χάπι ζάχαρης και y=56 που πήραν ασπιρίνη.

(i) Μπορούμε να δεχθούμε ότι η θεραπεία με ασπιρίνες είναι προτιμότερη σε σ.σ. 0.05;

(ii) Να δοθεί δ.ε. 95% για τη διαφορά των ποσοστών p_1, p_2 (p_1 =ποσοστό ασθενών που βελτιώθηκε η υγεία τους με χάπι ζάχαρης, p_2 =ποσοστό ασθενών που βελτιώθηκε η υγεία τους με ασπιρίνη).

$$\begin{array}{cc} \text{Ζάχαρη} & \text{Ασπιρίνη} \\ p_1 = x/n = & 0.60 \quad p_2 = y/m = 0.80 \end{array}$$

Η κοινή αναλογία των επιτυχιών είναι $p=(x+y)/(n+m)= 0.693$

(i) $H_0: p_1 = p_2$

$H_1: p_1 < p_2$

Αφού τα δείγματα είναι μεγάλα το στατιστικό που θα χρησιμοποιήσουμε είναι το Z. Έτσι:

$$z = \frac{p_1 - p_2}{\sqrt{p(1-p)\left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m}\right)}} = -2.65$$

Για $\alpha=0.05$ $\Phi=0.45$ άρα $z_c=1.645$. Επειδή $z < -z_c$, συμπεραίνουμε ότι δεχόμαστε την H_1 .

(ii) Το δ.ε. για την διαφορά p_1-p_2 θα δίνεται από τον τύπο:

$$p_1 - p_2 \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{p_1(1-p_1)}{n} + \frac{p_2(1-p_2)}{m}}$$

Για $\alpha/2=0.025$ έχουμε $\Phi=0.475$ άρα $z_{\alpha/2}=1.96$.

με $\sqrt{\frac{p_1(1-p_1)}{n} + \frac{p_2(1-p_2)}{m}} = 0.072703$ έχουμε:

$$\mathbf{-0.343 < p_1-p_2 < -0.058}$$

Μια χημική ανάλυση που ακολουθεί κανονική κατανομή έδωσε τα παρακάτω αποτελέσματα:

(i) Να εξετασθεί αν $\sigma_A^2 = \sigma_B^2$ για $\alpha = 0.02$

(ii) Να εξετασθεί αν οι μέσες τιμές είναι ίσες για $\alpha = 0.05$

(iii) Να βρεθεί 95% δ.ε. για τη διαφορά μέσων τιμών υποθέτοντας ότι οι διασπορές είναι ίσες.

A
93.08
91.36
91.60
91.91
92.79
92.80
91.03

B
93.95
93.42
92.20
92.46
92.73
93.31
92.94
93.66

(i)

$$\text{meanA} = 92.08$$

$$s_A^2 = 0.650$$

$$n_A = 7$$

$$\text{meanB} = 93.08$$

$$s_B^2 = 0.366$$

$$n_B = 8$$

$$H_0: \sigma_A^2 / \sigma_B^2 = 1$$

$$H_1: \sigma_A^2 / \sigma_B^2 < > 1$$

$$s_A^2 / s_B^2 = 1.777$$

$$v_A = 6, v_B = 7$$

$$F_{v_A, v_B; \alpha/2} = 7.19$$

$$F_{v_B, v_A; \alpha/2} = 8.26$$

$$1/F_{v_B, v_A; \alpha/2} = 0.121$$

$$1/F_{v_B, v_A; \alpha/2} < s_A^2 / s_B^2 < F_{v_A, v_B; \alpha/2}$$

Άρα μπορούμε να δεχθούμε ότι οι διασπορές δεν διαφέρουν

(ii)

Πρέπει να ξαναγίνει έλεγχος για την ισότητα των διασπορών για $\alpha = 0.05$ πριν εφαρμόσουμε την δοκιμασία "t"

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

$$s = \text{σταθμισ. διακ.} = 0.705$$

$$H_1: \mu_A - \mu_B < > 0$$

$$t = -2.741$$

$$t_{15-2; 0.025} = 2.160$$

Άρα οι μέσοι διαφέρουν σημαντικά

(iii)

$$\mu_A - \mu_B = 92.08 - 93.08 \pm 2.16 * 0.705 * 0.518 = -1.0 \pm 0.789$$

Σύγκριση της περιεκτικότητας σε αιμοσφαιρίνη (Hb) στο αίμα ασθενών με κυτταρική ασθένεια Hb SS, Hb Sb και Hb SC. Υπάρχουν διαφορές μεταξύ των ασθενειών ως προς την περιεκτικότητα σε Hb;

Η περιεκτικότητα σε Hb είναι ο μόνος παράγοντας που θα κρίνει την διαφορά.
Άρα πρόκειται για ανάλυση με έναν παράγοντα (One Way Analysis of Variance).

n	Hb SS	Hb Sb	Hb SC
	g[100ml]	g[100ml]	g[100ml]
1	7.2	8.1	10.7
2	8.4	11.1	12.0
3	9.1	9.2	13.3
4	7.7	11.9	11.3
5	8.5	10.0	12.1
6	9.8	12.0	13.8
7	8.0	10.4	11.5
8	8.6	12.1	12.3
9	10.1	10.6	13.9
10	8.1	10.9	11.6
11	8.7		12.6
12	10.3		11.7
13	8.3		12.6
14	9.1		11.8
15	8.4		13.3
16	9.1		

mean= 8.71 10.63 12.30
sum of dev 10.70 14.84 12.42

total mean= 10.49
SS within= 37.96 MS within= 1.00
SS between= 100.03 MS between= 50.02

F= 50.1

Σε 12 αυτοκίνητα τεσσάρων διαφορετικών τύπων (Α,Β,Γ,Δ) βάλανε 10 lt βενζίνης.
 Η απόσταση σε km που διανύθηκε από κάθε αυτοκίνητο ήταν:

Απόσταση σε km			
Α	Β	Γ	Δ
72	84	92	80
80	88	104	76
88	104	104	84

Με την προϋπόθεση ότι ισχύουν οι βασικές υποθέσεις της α.δ., μπορούμε να συμπεράνουμε ότι η κατανάλωση είναι ίδια σε όλα τα αυτοκίνητα;

80.00 92.00 100.00 80.00 Total mean= 88.00
 128.00 224.00 96.00 32.00

H_0 : Η κατανάλωση είναι ίδια σε όλα τα αυτοκίνητα

H_0 : Η κατανάλωση δεν είναι ίδια σε όλα τα αυτοκίνητα

$$s_{\alpha}^2 = \sum_1^{\kappa} n_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2 \qquad s_{\nu}^2 = \sum_1^{\kappa} (n_i - 1) s_i^2$$

$$s_{\alpha}^2 = 864.00 \qquad MS \text{ μεταξύ} = 288.00$$

$$s_{\nu}^2 = 480.00 \qquad MS \text{ εντός} = 60.00$$

$$F = \frac{\text{τετράγωνα μεταξύ ομάδων}}{\text{τετράγωνα εντός ομάδων}} = \frac{s_{\alpha}^2 / (\kappa - 1)}{s_{\nu}^2 / (n - \kappa)} = 4.81$$

$$F_{3,8;0.05} = 4.07$$

$F > F_{3,8;0.05}$ άρα η H_0 απορρίπτεται

Μετρήθηκε η ποσότητα πρωτεΐνης (gr/100 ml) στο αίμα ατόμων που ζουν σε διαφορετικές περιοχές Α, Β, Γ και οι τιμές που βρέθηκαν δίνονται στον πίνακα που ακολουθεί. Μπορούμε να ισχυρισθούμε ότι η ποσότητα πρωτεΐνης στο αίμα είναι η ίδια και στις τρεις περιοχές;

ANOVA

α/α	A, n ₁ =7	B, n ₂ =8	Γ, n ₃ =9
1	7.64	7.67	7.98
2	7.07	7.58	7.91
3	7.43	7.04	7.11
4	7.57	6.69	7.65
5	7.74	7.32	8.17
6	7.63	7.12	8.28
7	8.06	7.46	7.21
8		7.21	7.41
9			6.37

κ=3 n=24

-0.33904 -0.539919 -0.823687
1.602762 0.076195 0.396213

$$\bar{x}_i = \quad 7.591 \quad 7.261 \quad 7.566$$

$$\bar{x} = \quad 7.47$$

$$s_i^2 = \quad 0.091 \quad 0.101 \quad 0.370$$

Υποθέτουμε ότι τα δείγματα προέρχονται από κανονικούς πληθυσμούς

$$H_0 : \mu_A = \mu_B = \mu_\Gamma$$

H₁ : τουλάχιστον ένας μέσος διαφέρει

$$s_\alpha^2 = \sum_1^{\kappa} n_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2 = \quad 0.534$$

$$F = \frac{s_\alpha^2 / (\kappa - 1)}{s_v^2 / (n - \kappa)} = 1.3304$$

$$s_v^2 = \sum_1^{\kappa} (n_i - 1) s_i^2 = \quad 4.214$$

Ο πίνακας IV δίνει $F_{2,21,0.05} = 3.47 > F$. Άρα δεχόμαστε την μηδενική υπόθεση.

Συγκρίνουμε την επιτυχία μιας νέας χειρουργικής τεχνικής (1) με αυτήν της συνηθισμένης (2). Σε διάστημα 2 ετών μετά τις εγχειρίσεις με την νέα τεχνική πέθαναν 41 και επέζησαν 216 ασθενείς, ενώ με την συνηθισμένη τεχνική πέθαναν 64 και επέζησαν 180. Αν οι τεχνικές 1 και 2 έχουν τον ίδιο βαθμό επιτυχίας, τότε οι αναλογίες των ασθενών που επέζησαν θα είναι ίδιες. Να γίνει έλεγχος αυτής της υπόθεσης.

H_0 : Οι τεχνικές έχουν τον ίδιο βαθμό επιτυχίας

H_1 : Οι τεχνικές δεν έχουν τον ίδιο βαθμό επιτυχίας

Τεχν. Εγγείρ.	Πέθαναν	Επέζησαν	Σύνολο
1	41	216	257
2	64	180	244
Σύνολο	105	396	501

$$o_{11} = 41$$

$$o_{12} = 216$$

$$o_{21} = 64$$

$$o_{22} = 180$$

$$e_{11} = 53.86$$

$$e_{12} = 203.14$$

$$e_{21} = 51.14$$

$$e_{22} = 192.86$$

$$\chi^2 = (41-53.86)^2/53.86 + (216-203.14)^2/203.14 + (64-51.14)^2/51.14 + (180-192.86)^2/192.86 = 7.978$$

Για $\alpha=0.05$ και $\beta.ε.=1$, $\chi_{1,\alpha}^2=3.841$

Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση

Σε 4 ομάδες ασθενών με συγκεκριμένους πόνους δόθηκε δόση αναλγητικού και τα αποτελέσματα κατηγοριοποιήθηκαν στον πίνακα που ακολουθεί. Έχουν τα φάρμακα το ίδιο ποσοστό επιτυχίας;

H_0 : Τα αναλγητικά δεν διαφέρουν ως προς την αποτελεσματικότητά τους

H_1 : Τα αναλγητικά διαφέρουν ως προς την αποτελεσματικότητά τους

Ομάδα "i"	Κατηγορία "j"				Σύνολο
	Λίγη	Μέτρια	Καλή	Πολύ καλή	
Ισχ. Δ. Ibu	4	5	25	52	86
Ασθ. Δ. Ibu	6	10	17	61	94
Aspirin	5	11	25	47	88
Placebo	18	10	37	32	97
Σύνολο	33	36	104	192	365

$$e_{11} = 7.775$$

$$e_{12} = 8.482$$

$$e_{13} = 24.504$$

$$e_{14} = 45.238$$

$$e_{21} = 8.499$$

$$e_{22} = 9.271$$

$$e_{23} = 26.784$$

$$e_{24} = 49.447$$

$$e_{31} = 7.956$$

$$e_{32} = 8.679$$

$$e_{33} = 25.074$$

$$e_{34} = 46.290$$

$$e_{41} = 8.770$$

$$e_{42} = 9.567$$

$$e_{43} = 27.638$$

$$e_{44} = 51.025$$

$$\beta.ε. = (4-1) \times (4-1) = 9$$

$$\chi^2 = 33.08 > \chi_{0.95}^2 = 16.92$$

Άρα απορρίπτουμε την H_0

Δύο δίαιτες A και B εφαρμόστηκαν επί μια εβδομάδα σε 7 ποντικούς η πρώτη και σε 9 η δεύτερη και το βάρος σε gr που κέρδισε κάθε ποντικός δίνεται στον πίνακα που ακολουθεί. Υποθέτοντας ότι το βάρος που κερδήθηκε ακολουθεί την κανονική κατανομή

α) Να δοθεί 95% δ.ε. για τη διαφορά $\mu_A - \mu_B$ των μέσων αυξήσεων σε βάρος κάθε εβδομάδα.

β) Χωρίς την υπόθεση της κανονικότητας ελέγξτε με την δοκιμασία Mann-Whitney αν τα δύο δείγματα είναι ομογενή ($\alpha=0.05$).

γ) Τα συμπεράσματά σας συμφωνούν ή όχι;

α/α	A	B		Τάξη
1	78.10	79.10	72.40	1.0
2	72.40	81.00	74.30	2.0
3	76.20	77.30	76.00	3.0
4	74.30	79.10	76.20	4.0
5	77.40	80.00	77.30	5.5
6	78.40	79.10	77.30	5.5
7	76.00	79.10	77.40	7.0
8		77.30	78.10	8.0
9		80.20	78.40	9.0
10			79.10	11.5
11	76.11	79.13	79.10	11.5
12			79.10	11.5
13			79.10	11.5
14			80.00	14.0
15			80.20	15.0
16			81.00	16.0

$$\alpha) \quad \mu_1 - \mu_2 = \bar{x} - \bar{y} \pm t \cdot s \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

Από τον πίνακα II για $\alpha/2=0.025$ και $\beta.ε.=7+9-2=14$ βρίσκουμε $t=2.145$.

$$s_1^2 = 4.65$$

$$s_2^2 = 1.51$$

$$s^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} = 2.85918$$

$$s = 1.691$$

$$\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} = 0.504$$

$$\mu_1 - \mu_2 = 76.11 - 79.13 \pm 2.145 \cdot 1.691 \cdot 0.504 = -3.02 \pm 1.828$$

$$-4.848 < \mu_1 - \mu_2 < -1.192$$

$$\beta) \quad T_A = 34 \quad T_B = 102 \quad T_{\min\{T_A, T_B\}} = 34 \quad N_1 = 7, N_2 = 9$$

Ο πίνακας για $T_{\min}=34$, $N_1=7$ και $N_2=9$ δίνει περιοχή αποδοχής (40-79).

Το $T_{\min}=34$ δεν ανήκει στην περιοχή αποδοχής άρα τα δείγματα μη ομογενή.

Αρτηριακή πίεση 10 ασθενών πριν και μετά τη χορήγηση φαρμάκου κατά της πίεσης.
Είναι τα δείγματα ομογενή για $\alpha=0.01$;

H_0 : Τα δείγματα είναι ομογενή

Δοκιμασία Wilcoxon

α/α	A(πριν)	B(μετά)	Διαφορά	Απόλ.Τιμή			
1	15	11	4	4	1	2.5	8.0
2	13	13	0	0	1		
3	17	15	2	2	1		5.5
4	17	14	3	3	1		7.0
5	18	17	1	1	2	5.5	2.5
6	15	14	1	1	2		2.5
7	13	14	-1	1	3	7.0	2.5
8	12	10	2	2	4	8.0	5.5
9	13	14	-1	1	6	9.0	2.5
10	19	13	6	6			9.0

$T_- = 5$

$T_+ = 40$

$n=10-1=9$

$T = \min\{5, 40\} = 5$

Για $n=9$ και $\alpha/2=0.01$ ο πίνακας XI δίνει $T_c=3$. Έτσι το T δεν είναι $\leq T_c$ και δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση.

Ας ελέγξουμε την ομογένεια και για $\alpha/2=0.025$, α) με τη μέθοδο του βιβλίου (πίνακας XI) και β) με την μέθοδο από το Statistische Prinzipien fuer Medizinische Statistik (πίνακας 11.1).

α) Το $T = \min\{5, 40\} = 5 < 6$ από τον πίνακα XI, έτσι απορρίπτουμε την H_0 .

β) Το $T = T_+ - T_- = 35 < 39$, άρα αποδεχόμαστε την H_0 .

Δύο χημικοί Α και Β πήραν τα παρακάτω αποτελέσματα του πίνακα που ακολουθεί από την μελέτη πειραμάτων

α) Να εξετασθεί αν οι μέσες τιμές είναι ίσες ($\alpha=0.05$).

β) Χωρίς την υπόθεση της κανονικότητας να ελεγχθεί με την μέθοδο Mann-Whitney αν τα αποτελέσματα των δύο αναλυτών είναι ισοδύναμα.

β) $H_0: M_A=M_B$

	$n_A=7$	$n_B=8$
	A	B
1	93.08	93.95
2	91.36	93.42
3	91.60	92.20
4	91.91	92.46
5	92.79	92.73
6	92.80	93.31
7	91.03	92.94
8		93.66
	92.08	93.08

	Τάξη
91.03	1
91.36	2
91.60	3
91.91	4
92.20	5
92.46	6
92.73	7
92.79	8
92.80	9
92.94	10
93.08	11
93.31	12
93.42	13
93.66	14
93.95	15

Για το t-test έλεγχος
πρώτα αν $s_A=s_B$

$$F = 1.777$$

Με $v_1=7-1$ και $v_2=8-1$

και $\alpha=0.05$ $F_c=3.87$

$$T_A=1+2+3+4+8+9+11=38$$

$$T_B=5+6+7+10+12+13+14+15=82$$

$$T_{\min}=38$$

Για $\alpha=0.05$ και $N_1=n_A=7$, $N_2=n_B=8$ το διάστημα αποδοχής του T_{\min} είναι (38-74)

Άρα αποδεχόμαστε την H_0

α)	$H_0: \mu_A=\mu_B$	$H_0: \mu_A \neq \mu_B$	Δοκιμασία t-Student	
	$\mu_A= 92.08$	$\mu_B= 93.08$	$s_A= 0.807$	$s_B= 0.605$
	$s= 0.705$	$t= -2.746$	$ t > t_c= 2.160$ με $\beta.ε.=13$	

Άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση

$$\text{skew} = 0.03027 \quad \text{kurt} = -1.14903 \quad (-1 < \text{skew} < 1 \text{ αλλά } \text{kurt} < -1)$$

Διαπιστώνουμε ότι οι τιμές των παραμέτρων skewness και kurtosis δεν δικαιολογούν την χρήση παραμετρικών μεθόδων.

Διεξήχθη μια σύγκριση με σκοπό να διαπιστωθεί αν υπάρχει διαφορά μεταξύ των συγκεντρώσεων του αζώτου ουρίας αίματος (BUN, blood urea nitrogen) σε 12 ασθενείς αποδοχείς νεφρικών μοσχευμάτων με σταθερή λειτουργία μοσχεύματος και σε 14 ασθενείς με εκτεταμένες μολύνσεις του ουροποιητικού ($\alpha=0.05$).

Δοκιμασία Mann-Whitney

$H_0: M_A=M_B$

α/α	BUN			
	Μεταμόσχευση ($n_A=12$)	UTI ($n_B=14$)	Τάξη του A	Τάξη του B
1		150		1
2		170		2
3		180		3
4		190		4.5
5	190		4.5	
6		200		7
7		200		7
8	200		7	
9		210		9.5
10	210		9.5	
11		220		12
12	220		12	
13	220		12	
14		230		14
15		240		16.5
16		240		16.5
17	240		16.5	
18	240		16.5	
19	250		19	
20		260		20.5
21	260		20.5	
22	270		22	
23		280		23
24		290		24
25	310		25	
26	320		26	

T = 190.5 160.5

Το μικρότερο άθροισμα τάξεων ($T=160.5$) αντιστοιχεί στο δείγμα UTI με $n_B=14$.

Αυτό το n θα είναι και το N_1 για τον πίνακα με τις περιοχές αποδοχής για το άθροισμα τάξεων T . Βρίσκουμε την περιοχή 150-228 στην οποία εμπίπτει το παρατηρούμενο T . Έτσι αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση.

Προκειμένου να διαπιστωθεί αν υπάρχουν σημαντικές διαφορές μεταξύ των συγκεντρώσεων του Καλίου στο πλάσμα και στον ορό, ελήφθησαν δείγματα και των δύο τύπων από 18 εθελοντές.

Η μηδενική υπόθεση δηλώνει, ότι δεν υπάρχει διαφορά μεταξύ των διαμέσων. Αν ισχύει, τότε το πλήθος των θετικών διαφορών θα πρέπει να είναι "ίσο" με το πλήθος των αρνητικών.

Δοκιμασία Προσήμου

	[K _{πλ}]/mM	[K _{ορ}]/mM	Πρόσ. Διαφ.
1	4.0	4.2	-
2	3.8	3.8	0
3	3.6	3.7	-
4	3.9	3.8	+
5	4.4	4.5	-
6	4.6	4.4	+
7	4.8	4.9	-
8	4.5	4.7	-
9	4.3	4.5	-
10	4.0	3.9	+
11	4.1	4.1	0
12	4.0	4.1	-
13	3.5	3.6	-
14	3.7	3.7	0
15	3.6	3.7	-
16	4.2	4.2	0
17	4.1	4.0	+
18	4.5	4.5	0

Median **4.05** **4.10**

N₊ = 4 **N₋ = 9**

N = πλήθος μη μηδενικών διαφορών = 18 - 5 = 13

Από τους πίνακες ορίων εμπιστοσύνης της διωνυμικής κατανομής βρίσκουμε, ότι η κρίσιμη περιοχή για μέγεθος δείγματος 13 και α=0.05 είναι 2-11.

Το N_{min} = min(4, 9) = 4 εμπίπτει στο διάστημα 2-11, άρα οι διάμεσοι δεν διαφέρουν.

Η διάρκεια της εγκυμοσύνης προσδιορίσθηκε σε δείγμα 10 εγκύων με 2 διαφορετικές μεθόδους, την μέθοδο της τελευταίας περιόδου (LMP), και του υπερηχογραφήματος (US). Δίνουν ίδια ή διαφορετική διάρκεια;

Δοκιμασία Προσήμε-Αθροίσματα Τάξεων-Wilcoxon

	LMP[d]	US[d]	Διαφορά	Αύξ.σειρά απόλ.	Τάξη	Προσ.
1	275	273	2	1	1	-
2	292	285	7	2	2	+
3	281	270	11	4	3	+
4	284	272	12	7	5	+
5	285	278	7	7	5	+
6	283	276	7	7	5	+
7	290	291	-1	8	7	-
8	294	290	4	11	8	+
9	300	279	21	12	9	+
10	284	292	-8	21	10	+

$$T_+ = 2+5+8+9+5+5+3+10 = 47$$

$$T = T_+ - T_- = 39$$

$$T_- = 1+7 = 8$$

Αλλιώς, $\min\{T_+, T_-\}=8$ ίση με την τιμή του πίνακα ΧI για $n=10$ και δίπλευρη σ.σ. 0.05.

Η H_0 απορρίπτεται όταν $\min\{T_+, T_-\} \leq$ προς την τιμή του πίνακα ΧI.

Άρα απορρίπτουμε οριακά την H_0 .

Αρτηριακή πίεση 10 ασθενών πριν και μετά τη χορήγηση φαρμάκου κατά της πίεσης.
Είναι τα δείγματα ομογενή για $\alpha=0.01$;

H_0 : Τα δείγματα είναι ομογενή

Δοκιμασία Wilcoxon

α/α	A(πριν)	B(μετά)	Διαφορά	Απόλ.Τιμή			
1	15	11	4	4	1	2.5	8.0
2	13	13	0	0	1		
3	17	15	2	2	1		5.5
4	17	14	3	3	1		7.0
5	18	17	1	1	2	5.5	2.5
6	15	14	1	1	2		2.5
7	13	14	-1	1	3	7.0	2.5
8	12	10	2	2	4	8.0	5.5
9	13	14	-1	1	6	9.0	2.5
10	19	13	6	6			9.0

$T_- = 5$

$T_+ = 40$

$n=10-1=9$

$T = \min\{5, 40\} = 5$

Για $n=9$ και $\alpha/2=0.01$ ο πίνακας XI δίνει $T_c=3$. Έτσι το T δεν είναι $\leq T_c$ και δεν απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση.

Ας ελέγξουμε την ομογένεια και για $\alpha/2=0.025$, α) με τη μέθοδο του βιβλίου (πίνακας XI) και β) με την μέθοδο από το Statistische Prinzipien fuer Medizinische Statistik (πίνακας 11.1).

α) Το $T = \min\{5, 40\} = 5 < 6$ από τον πίνακα XI, έτσι απορρίπτουμε την H_0 .

β) Το $T = T_+ - T_- = 35 < 39$, άρα αποδεχόμαστε την H_0 .