

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΕΥΧΡΕΠΔΥΔΙΑΣ

(1)

Οριζόται ως ο μέσος της στατιστικής που προστίθεται στην εύχρεπδυδία των επιλεγμένων μεταβολών, καθώς και στην εύχρεπδυδία των αποτελεσμάτων της επιλεγμένης στατιστικής μεταβολής.

Βεβαίως, ότι και εκεί δυνατόν να γίνεται τον περιορισμό των εύχρεπδυδιών που προσανατολίζονται στην εύχρεπδυδία της αποτελεσματικότητας των επιλεγμένων μεταβολών, θα πρέπει να στηθεί και εκείνη η μεταβολή να είναι πολύ μικρή.

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΥΠΟΘΕΣΗ

ΜΑΘΗΜΑ
9

Οριζόται ως οποιαδήποτε προτίθεμα στατιστικής ψυχρεως (περιθετική ψευδα, μεταρρυθμιστική, αναδυγήτων, σταχυωτική, διαδικασίας ταξην) την οποίαντας την ανατρέψει και ελέγχει την αποτελεσματικότητα της.

Εστια οτι γελεγείται τις παραπάνω οτιδιαίες στην εύχρεπδυδία των μεταβολών που προσανατολίζεται στην εύχρεπδυδία της $\Theta = \Theta_0$. Αυτή η προτίθεμα στατιστική μετριανή και ανταλλαγμένη με μετριανή και ανταλλαγμένη με μετριανή.

Η Η₀ : $\Theta = \Theta_0$

Εάν μετρηθείται την στρατηγική σημαντική στην εύχρεπδυδία των μεταβολών που προσανατολίζεται στην εύχρεπδυδία της $\Theta = \Theta_0$, και μετατρέπεται σε πραγματική, η

ΙΓΡΥΕΙ ΔΙΑΦΟΡΑ ΣΤΗΝ Μ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗΣ Ή ΤΟΥ ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΟΥ
Η₀ (ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗΣ Ή ΤΟΥ ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΟΥ) Μ ΟΝΟΙ ΧΡΟΝΕΙ
ΣΥΧΛΑΒΕΙ ΠΙΟ ΔΡΟΣ ΤΗΣ ΔΙΑΧΟΡΗΣ ΦΟΡΥΕΣ:

H₁: $\Theta \neq \Theta_0$ (ΔΙΑΦΟΡΑΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗΣ)

H₁: $\Theta < \Theta_0$ (ΥΟΥΒΑΝΤΑΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗΣ)

H₁: $\Theta > \Theta_0$ (ΥΟΥΒΑΝΤΑΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗΣ)

Ο ΤΥΠΟΣ ΕΛΕΓΧΟΥ ΝΟΥ Θ Α ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗΣ Η ΝΕΟΒΑΜΠΑ.

Ανάλυση

Εδώ μ ΕΛΤΕΙ ΕΙΔΙΚΑ ΤΩΝ ΑΝΩΤΕΡΕΓΓΥΩΝ ΟΙ Η
ΙΓΓΕΙ ΣΕ ΤΙΣ ΤΙΣ Θ μΟνάχα ήνν Θ_0 Μ
ΥΝΟΦΕΓΚΗ Η ΤΙΜΗΣ ΔΙΑΤΗΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗΣ ΟΙ ΤΙΣ
ΤΙΣ Θ ΕΙΝΑΙ ΤΑΝΤΑΣ ΑΝΑ ΤΩΝ Η Μ ΝΠΟΥΖΕΥ
ΔΙΑΠΙΝΤΕΖΑΙ. Η ΛΕΠΤΟΣΗ ΤΙΜΩΝ ΙΩΝ ΙΔΙΑ ΤΩΝ
ΟΝΟΙ Μ Η ΤΙΜΗΣ ΔΙΑΠΙΝΤΕΖΑΙ ΕΥΘΥΔΗΣΑΙ

ΛΕΠΤΟΣΗ ΔΙΑΠΙΝΗΣ

ΜΕ ΛΟΙΟΥ ΤΠΟΛΗ ΔΙΑΒΑΣΕΙ Μ ΔΙΟΣΔΕΥ ΣΧΕΤΙΚΑ
ΥΕ ΤΩΝ ΔΙΑΠΙΝΗΣ Η ΟΙΚΙΑ Η? ΧΡΗΣΙΜΟΠΟΙΟΥΝΤΑΙ
ΟΙ ΕΥΒΟΙΕΣ ΤΟΥ ΕΛΛΗΝΙΚΟΥ ΟΙΚΙΑΣΤΙΚΟΥ ή ΟΙ ΤΩΝ
ΕΛΛΗΝΙΚΟΥ ΕΦΗΜΕΡΟΥΝΤΑΣ Λ-ΕΛ. ΤΟ ΕΠΙΝΕΡΓΟ
ΟΙΚΙΑΣΤΙΚΟΥ ΕΦΗΜΕΡΟΥΝΤΑΣ ΥΝΑΠΕΙ ΒΔ ΘΕΩΡΗΣΕΙ Ή ΚΑΙ ΣΙΩΨΙ-
ΨΗ ΔΙΑΤΗΣ ΤΗΣ ΣΥΧΛΑΒΕΙ ΠΙΟ ΔΡΟΣ ΤΗΣ ΔΙΑΧΟΡΗΣ ΦΟΡΥΕΣ Η
ΓΙΑΝΗΣ ΔΙΑΦΟΡΑ ΔΙΑΦΟΡΑ ΣΤΗΝ Μ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΗΣ Ή ΤΟΥ ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΟΥ Η
ΥΜ. ΟΤΑΣ Μ ΤΗΜ ΤΟΥ ΔΙΑΠΙΝΕΙ, ΤΟ ΙΔΙΟ ΚΑΙ ΘΑ ΙΒΑ

γιαν γε των αποικιών απορρίψεις R.

Συνυπόγεια επιχειρήσεις $\alpha = 5\%$ και ο συγκέντρωσης
επινέρθει επιλογούμενης 95% .

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΕΞΗΓΗΣΗΣ ΣΥΣΤΗΜΑΤΩΝ

- Τα πατέρινα επίφυλα: συνιστώνται στην Θώρη για μεταβολή των υδατονομιών μεταξύ διαφορετικών περιοχών και στην Αργολίδη για την αποτίναξη των παραπάνω μεταβολών.
- Οι πατέρινες επίφυλα είναι στην Αργολίδη για την αποτίναξη των παραπάνω μεταβολών.
- Μια πατέρινα επίφυλα: σημειώνεται σε λόγοι, σταδιακές των παρακυρεύσεων.

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΕΞΗΓΗΣΗΣ ΕΠΕΞΗΓΗΣΗΣ

- Οριζόντια με την στρατηγική προσέγγιση Ho
- Οριζόντια με εντατική προσέγγιση H1
- Οριζόντια με επινέρθεια συμβιβασμάτων α
- Επιχειρησιακή συγχέτευση επεξηγών
- Οριζόντια με πατέρινα απορρίψεις R των Ho

Σφαλγατά που εγγράφεις ουτάι στον
επεγχώ να θέτεις

(4)

Σφαλγατά τίποι I : Οριζόντιως με μισθωτή

της αναπλήρωσης της γης στην θέση της προτέρης
εργασίας στην Εύβοια στην Αγία.

Σφαλγατά τίποι II : Οριζόντιως με μισθωτή

της αναστομώσης της γης στην θέση της προτέρης εργασίας
στην Εύβοια στην Αγία.

I Γειτονικού επεγχών οροφήση με
μισθωτή αναπλήρωση ή η εργασία στην Εύβοια
προτεριμότερα στην Αγία με μισθωτή και
αναστομώσεις στην Αγία στην Εύβοια II.

Επίπεδο συγχώνευσης επεγχών οροφήσης
με μισθωτή και αναστομώση για την θέση του
Γειτονικού επεγχών γεόργαντερης και στην πόλη
εργασίας στην Αγία στην Εύβοια.

Ο επειγόντος (δοκιμασία) νιοδέσεων
 γνωρεί να εφαρμόζει για αρκετά στατιστικά
 γεγονότα ανώτατη ειρηνή ο λαβίσθινος γενεύη, η
 διαχύνυσσεις σ^2 και η πληρότητας των
 διωρυγίνων μετανομάσιων.

(5)

Δοκιμασία νιοδέσεων για μη ίση τιμή μ

- $n > 30$, σ γνωστό
- Η δειγματική μετανομάσια \bar{X} είναι μετρούμενη

Διαδικασία

1o βήμα

- Περιγράψτε των περιχειρών του αντιγράφου
- Μετρήστε νιοδέσεις $H_0 : \mu = \mu_0$
- Ενδιαφέρονται νιοδέσεις $H_1 : \mu > \mu_0$ ή $\mu < \mu_0$

2o βήμα

- Επειγόντος προηνοδέσεων
- Αναδρωπίζεται μετανομάσια \bar{X} η θεωρητική μετανομάσια \bar{Z} :

$$Z = \frac{(\bar{X} - \mu_0)}{\sigma} \sqrt{n}$$

- Καθορίζεται τον επιπέδο συγχωνεύσεων α

3o Βιντεό

- Συλλογή ακύρωσηών ανά το σείρα.
- Υπολογισμός του τιμής του στατιστικού ελέγχου

4o Βιντεό

- Υπολογισμός της κρίσιμης τιμής για δεσμούντα ανά τους μεταβλητές της αναρροφής
- Συγκρίση της τιμής Z με την απίστευτη τιμή

5o Βιντεό

- Αίματα ανορδαντούσαν σχετικά γε την H_0
Ανοπέραντε την H_0 αν $Z > Z_\alpha$ ή $Z < -Z_\alpha$
αν $|Z| > Z_{\alpha/2}$ αναλογικά με την
ενδιαχωρίνη υπόθεση
- Συντριπτικά σχετικά γε την H_1

TAPADFIRMA

Μια επιλεγμένη θέση για ελέγχη των βασικών μετρητών
είναι την επαρτία γραμμής γένων επωτικούς αναλογίας.
Στο νησί αποστολού στην Ζέα διάρκεια 20
διατελεσθείσα μετρητή $\bar{X} = 69$. Εάν μαζί το μεριδιανό
ογκός βασικού μετρητού είναι το επιδοτούμενο
μετρητή $\gamma = 68$ γενικά διανομή

$\sigma = 4$, $\forall \alpha \in \lambda \in \Theta \subseteq \Omega$ και να δεχται ο

(7)

Βαθμος ικανοτητας των επιλογων αποτελεσματων

Θεωρητη μερον η προστασια $\alpha = 0.05$

ΛΥΣΗ

Bιτα 1

- Οι πειραματικές μεταβλητές είναι ο βαθμός ικανοτητας των επιλογων επιλογής αποτελεσμάτων για την ημέρα της χρήσης.
- Η στατιστική θεώρηση: $H_0: \mu = 68$
- Η αντίθετη θεώρηση: $H_1: \mu \neq 68$

Bιτα 2

- Κανονικής μεταβλητής, ρεγάτο στιγμια, δυνατος σ
- $Z = \frac{(\bar{x} - \mu_0) \sqrt{n}}{\sigma}$
- $\sigma = 0.05^6$ (ενιαρια σημαντικότητας)

Bιτα 3

- Μεγιστος στιγμιας $n = 36$, $\bar{x} = 69$
- $Z = \frac{(\bar{x} - \mu_0) \sqrt{n}}{\sigma} = \frac{(69 - 68) \sqrt{36}}{9} = 1.5$

Bιτα 4

- Για $\alpha = 0.05$ και σημαντικότητα $\alpha = 0.05$

$$Z_{\alpha/2} = Z_{0.025} = 1.96 \quad (\text{αποτελεσματικότητα})$$

• $|Z| = 1.5 < 1.96 = Z_{0.025}$

8

Berechnung

- Der Exakttest ist für kleine Stichprobengrößen ungeeignet.
- Bei großen Stichproben ist der z-Typ exakt zweiseitig.

$n > 30$ nach $\alpha_{FWG20} \sigma$

Es gibt jedoch bei großen Stichproben eine Approximation des z-Tests
Xpmorfologische Test zuverlässig

$$Z = \frac{(\bar{x} - \mu_0) / \sqrt{n}}{s}$$

$n \leq 30$ nach $\alpha_{FWG20} \sigma$

Xpmorfologische Test zu kleinen Stichproben (Exakte Test)
ist von der Signifikanz der Hypothese abhängig
nur geringe Abweichung zuverlässig

$$t = \frac{(\bar{x} - \mu_0) / \sqrt{n}}{s} \quad \text{für } n-1 \text{ Befragte}$$

∞ Fiktiv

Abweichungen von t um $n^{-1/2}$ erheblich

$$\text{d.h. } t > t_\alpha \text{ oder } t < -t_\alpha \text{ in } |t| > t_{\alpha/2}$$

abweichen für große Stichproben ungern.

Ελεγχός υποθέσεων μεταξύ δύο πληθυμών
των γενών συγκριτικά των

Ανεξάρτητη γενετική στιγμή (n₁>30, n₂>30)

B ηγά 1

- Η επιχείρηση των δύο απειρών για να μετρηθεί την αναπόσταση
- Υπόθεση για την υποθέση H_0 και H_1
 - $H_0: \mu_1 = \mu_2 \text{ in } \mu_1 - \mu_2 = 0$
 - $H_1: \mu_1 > \mu_2 \text{ in } \mu_1 - \mu_2 > 0$
 - $\mu_1 < \mu_2 \text{ in } \mu_1 - \mu_2 < 0$
 - $\mu_1 \neq \mu_2 \text{ in } \mu_1 - \mu_2 \neq 0$

B ηγά 2

- Ελεγχός απόνοδεστών
- Αναδρυτική ή αναδρομή αναφοράς και TEST του GROWTH TEST και χρησιμοποίηση

Εσω θετική

$$Z = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

Αν σεν είναι γνωστή οι σιδαυφαρές των δύο πληθυμών της γενετικής στιγμής των δύο πληθυμών στην οποία έχετε στηριχθεί στην οποία έχετε στηριχθεί στην οποία

$$Z = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (y_1 - y_2)}{\sqrt{\frac{s_1^2}{m_1} + \frac{s_2^2}{m_2}}}$$

10

- Καθορισμός των επιτιμών συστημάτων α

Bmidt 3

- Συγχρόνη πληροφορίες και τα στοιχεία
- Ενδογήσος της τιμής των στατιστικών τεστ

Bmidt 4

- Ενδογήσος της υποθέσης τιμής για στροφές α και τους πίνακες της κατανομής
- Συγχρόνη τιμή Z γεννητής υποθέσης

Bmidt 5

- Αναγνωρίζεται σχετικά με την H_0
- Αναπριμούται την H_0 αν $|Z| > Z_{\alpha}$ ή
 $Z < -Z_{\alpha}$ ή $|Z| > Z_{\alpha/2}$ αναλογικά με την

ενδογήσην της δεσμής

- Εργάζεται συναρπάστηκα σχετικά με την H_1

ΠΑΡΑΔΕΙΓΜΑ

Εστω δύο σειρές αναγνώσεων γραμμάτων χρονικής σειράς:

$$\underline{\text{ΔΕΙΓΜΑ A}} \quad m_1 = 31, \bar{x}_1 = 82.5, s_1^2 = 69$$

$$\underline{\text{ΔΕΙΓΜΑ B}} \quad m_2 = 40, \bar{x}_2 = 78, s_2^2 = 100$$

$$\alpha = 0.05$$

H_0 : Δεν υπάρχει σημαντική διαφορά μεταξύ των μέσων
των συνολού των γραμμάτων των 2 χρονικών περιόδων.

Μηδενική υπόθεση $H_0: \mu_1 = \mu_2 \text{ ή } \mu_1 - \mu_2 = 0$

Ενδιαφούσσια υπόθεση $H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \text{ ή } \mu_1 - \mu_2 \neq 0$

μ_1, μ_2 γενότα στην πλήρη γενεντική υπόθεση

$$\alpha = 0.05.$$

Δεν είναι πρωτότυπα s_1^2 και s_2^2 όπως χρησιμοποιήθηκαν για την t -επίθεση, αλλά s_1^2 και s_2^2 .

$$Z = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{s_1^2}{m_1} + \frac{s_2^2}{m_2}}} = \frac{|82.5 - 78| - 0}{\sqrt{\frac{69}{31} + \frac{100}{40}}} = 2.1$$

$$\alpha = 0.05 \Rightarrow Z_{0.025} = 1.96$$

$$|Z| = 2.1 > 1.96 = Z_{0.025}$$

$$|Z| > Z_{\alpha/2} \rightarrow H_0 \text{ απορίπτεται.}$$

Άνεξάρτητα για παραστατικά

$$n_1 \leq 30 \quad \text{και} / \quad n_2 \leq > 30$$

Χρησιμοποιείται υπόθεση της χ^2 με $n_1 + n_2 - 2$

Βασικούς ελευθερίας

Ισχυουν τα ίδια με τη διάφορη

Βαθμός 2B Χρησιμοποιείται σε κανονική υπόθεση

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (y_1 - y_2)}{\sqrt{s^2 \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}} \quad \text{οπού}$$

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

η εγγύηση των νομιμών διακύψεων των 2 αναδυόμενων

Εστω η έρευνα των Βασικών αναλυτικών και
επιτιθέμενη σε χρονοδιάγραμμα επαρτέοντα.

$$\Delta \text{ειδη } n_1 = 12 \quad (\text{αναλυτική } \tau \text{ FXV}) \quad \alpha = 0.05$$

$$n_2 = 12 \quad (\text{επιτιθέμενη } \tau \text{ FXV})$$

$$\bar{x}_1 = 325 \text{ ωρές}, \quad s_1 = 90 \text{ ωρές} \quad H_0: \text{ΤΟ Βέο η ήποτη}$$

$$\bar{x}_2 = 288 \text{ ωρές}, \quad s_2 = 44 \text{ ωρές} \quad \text{για } \text{ΕΙVdI}$$

$$\text{η απότελεσμα}$$

Mitglied der Stichprobe für Mittelwerte vergleichen

(13)

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

$$= \frac{(12-1) 40^2 + (12-1) 49^2}{12+12-2} = 1.768 \text{ of course}$$

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (y_1 - y_2)}{\sqrt{s^2 \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}} = \frac{(325 - 288) - 0}{\sqrt{1.768 \left(\frac{1}{12} + \frac{1}{12} \right)}} = 2.16$$

An die Werte für den t-Wert:

$$t_{0.05} = 1.717$$

$$t = 2.16 > 1.717$$

Apa Anwendung nur für den H0 und der Testgröße nur evakuateden H1

Einführung der Stichprobe

$$\bar{d} = \frac{1}{n} \sum d_i$$

Twrdi erdi

$$t = \frac{(\bar{d} - y_d) \sqrt{n}}{s_d} \quad \text{with}$$

$$s_d = \sqrt{\frac{\sum d_i^2 - \left[\frac{(\sum d_i)^2}{n} \right]}{n-1}}$$

Δοκιμασία ωνοθέτησης για την αναλογία
π του ανθρώπου.

14

Τα δεδομένα είναι όπως είναι ως εκτός
την οποία διατίθεται με κρίση της σιωνικής αναλογίας
ως προσο πάντα το γεγος της σειράς είναι
αριθμός γεγος, με σιωνική αναλογία προσεξτήσιμη
την αναλογία αναλογία. Ειδικότερα, για να
διαπιστεύσεται την σιωνική φύση την αναλογία
απλανοποιηθείται με την σιωνική φύση την αναλογία
ευδικεί:
 $n_1 > 20$, $n_p > 5$, $n_q > 5$

Μετρική ωνοθέτηση

$$H_0 : p = p_0$$

Εναλλακτική ωνοθέτηση:

$$H_1 : p \neq p_0 \quad (\text{σημαντικός ελεγχός})$$

$$\left. \begin{array}{l} p < p_0 \\ p > p_0 \end{array} \right\} \text{σημαντικός ελεγχός.}$$

$$Z = \frac{(\bar{p} - p_0)}{\sqrt{\bar{p}}} \quad \text{όπου } \bar{p} = \frac{x}{n},$$

x : αναθέτει επιτυχία
 n : γεγος σειράς

(15)

$$\text{und } \delta \bar{p} = \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}$$

Enigas opijoufe zu Eni μ so entdurchmengen σ .

Onws udi npiv, evgagfouff nλmpoγapies aho zo
δfīffor uan uλoλoγi)oufe zw Tifin των
στατιστικών ελεγχών. Στην evvexia uλoλoγi)oufe
zw ueisfti Tifi uan evjupirouff της suv Tif E).

H Ho dnapptintiki edv fivdi (avdlofia fr zw
nfpιotw en)

$$Z > Z_{\alpha} \text{ in } Z < -Z_{\alpha}$$

$$\text{in } |Z| > Z_{\alpha/2}$$

Δouiforid uλoθεεfwv jio zw siayop & avdlofia wv
suw nπrθvglwv

Edv DEN uλapxel siayop & γεταζv zw avdlofia wv
P₁ uan P₂ zw 2 nπrθvglwv evw oj δfīffodifia
uλdrafes fivdi uλavavies in uλd-nπrθvglwv
uλavavies, To στατιστικ test zw fapoufe ve
επapfoufe fivdi zw

$$Z = \frac{(\bar{P}_1 - \bar{P}_2) - (P_1 - P_2)}{S_{\bar{P}_1 - \bar{P}_2}}$$

16

$$S_{\bar{P}_1 - \bar{P}_2}$$

$$S_{\bar{P}_1 - \bar{P}_2} = \sqrt{\frac{P_1(1-P_1)}{n_1} + \frac{P_2(1-P_2)}{n_2}}$$

Επειδή συνθηκή τα P_1 και P_2 δεν είναι πρωτικές, προκειμένου να υπολογίσουμε τα ωμά τους στατιστικά των στατιστικών γεγονότων γεταζούντων συνάδεσην με την \bar{P}_1 και \bar{P}_2 των δειγμάτων των ωμών στατιστικών

$$\bar{P} = \frac{n_1 \bar{P}_1 + n_2 \bar{P}_2}{n_1 + n_2}$$

Από εξούτε μετανιώντας τα ωμά στατιστικά

$$S_{\bar{P}_1 - \bar{P}_2} = \sqrt{\bar{P}(1-\bar{P}) \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}$$

NOTE

$$Z = \frac{(\bar{P}_1 - \bar{P}_2) - (P_1 - P_2)}{S_{\bar{P}_1 - \bar{P}_2}}$$

Τα υποτόμια είναι είναι ιδανικά.

ANOVA Analysis of Variance

(1)

Ε) Εγχώριος υλοθεασμός για τη σύγκριση των γενών τιμών σε δύο θυμούσια.

Tι γίνεται για τις γενει σε αυτήν την περιπτώση;

Εστώ K ανεξάρτητα τυχαιά δείγματα (εάν δείγματα και μέσα αποθηκεύονται πάνω σε αναφορικούς αποθηκευτικούς για αποτελεσματικότητα).

(17)

$$G_1^2 = G_2^2 = \dots = G_K^2$$

Τα γεγονταί που απέτιναν να απέτιναν να είναι ίδια συμβαίνουν στην επόμενη σταδιού:

$$\text{Επεξεργασία } \frac{K(K-1)}{2}$$

ANOVA → Επεξεργασία t-test

Null hypothesis: $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_K$

Ενδιαφέρονταν για τις διαφορές:

Τους διαφορετικούς γενει τιμές

ΔΙΑΦΕΡΟΥΝ

ηρωύνθετες επεργασίες ANOVA

- 1) Τυχαιά δείγματα
- 2) Ηδρονικές κατανούσις
- 3) Ισεις διανυγόσθιας αποθηκευτικών

To ANOVA σημαίζεται σε μια γενική σύντομη παραγράφων
διαχρονικών επιπέδων της διαυτομάτων
 χ^2 των συντόμων πληθυσμών.

(2)

Τετραδιαθήσεις 3 Βαθμά

(18)

- Η διαχρονικής γιας επιπέδων διαυτομάτων του πληθυσμού και της διαυτομάτων γενετικής των γενων των σειράτων
- Η διαχρονικής γιας σεντέρμη επιπέδων της διαυτομάτων πληθυσμού διαυτομάτων σειράτων γενων σειράτων
- Συγκεκρινώντων της τιμής των δύο επιπέδων. Αυτής είναι η πιο σημαντική γιατί δεν έχει υποβληθεί ποτέ σε μία ή μερικές απόστασης.

ΑΝΑΛΥΣΗ

Εστω K σειράτες γενετικών μορίων m_1, m_2, \dots, m_K

$$\text{Εστω } \bar{x}_j = \frac{1}{m_j} \sum_{i=1}^{m_j} x_{ij} \quad \begin{array}{l} \text{ο γενος οποιος} \\ \text{σειράτος } j \end{array}$$

$$\bar{\bar{x}} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^{m_j} x_{ij} \quad \begin{array}{l} \text{ο γενινος γενος} \\ \text{οποιος} \end{array}$$

$$\text{οποιος } N = m_1 + m_2 + \dots + m_K$$

(3)

Η ολινή γεταβλητοτάς στα στρόφευα

X_{ij} γνωρείν και γετρύπει γε το ολινό αθροίσθα
ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ (Total Sum of Squares)

$$SST = \sum_{j=1}^K \sum_{l=1}^{n_j} (x_{lj} - \bar{x})^2$$

(19)

Η γεταβλητοτάς γεταβλητά των σειράτων in ΤΟ
αθροίσθα τετραγωνών γεταβλητών σειράτων
ειναι

$$SSTR = \sum_{j=1}^K \sum_{l=1}^{n_j} (\bar{x}_j - \bar{\bar{x}})^2$$

Η γεταβλητοτάς γεγκα στα σειράτα in ΤΟ αθροίσθα
στα τετραγωνών των σειράτων ειναι
στα τετραγωνών των σειράτων ειναι

$$SSE = \sum_{j=1}^K \sum_{l=1}^{n_j} (x_{lj} - \bar{x}_j)^2$$

Γενικέ ειναι

$$SST = SSTR + SSE$$

Εποφένωση

Η ολινή γεταβλητοτάς συντετατική γε συσ συνιστώ
GES: στη γεταβλητοτάς γεταβλητών σειρών της
τους απειγεται στη γεταβλητοτάς στη γεταβλητοτάς
του προηγούμενου ανοτάτη στη γεταβλητοτάς σειράτα
και στη γεταβλητοτάς γεγκα στα σειράτα μεταξι
διατηρούμενης τυχαία γεταβλητοτάς
(περιπάτητης σημετά).

Bαθύοι ελεύθεροι

(4)

$$SST = N - 1$$

$$SSTR = k - 1$$

$$SSE = N - k$$

(20)

Στατιστική συνεπηγή ελέγχου

$$f = \frac{MSTR}{MSE} = \frac{SSTR}{k-1} \frac{N-k}{SSE}$$

Από μείζημη απόσταση αναπτύγεις είναι η

$$C = \{ f : f > F_{\alpha, k-1, N-k} \}$$

F υποτιθεμένη: οινούχια F και ηδηματικά

ΠΑΡΑΔΕΙΓΜΑ

Ερωτήσεις A, B, C, D για διάφορους τύπους CPU

Xρούοι επεξεργασίας (μεγάλης 28 ηετώς διάρκεια) $\alpha = 0.01$

A: 62, 48, 49, 50, 63, 69, 57

ΕΙΔΗΣ

B: 45, 57, 44, 40, 39, 54, 50

$$SSTR = 700.7$$

C: 66, 53, 47, 49, 59, 60, 67

$$SST = 2084.4$$

D: 68, 52, 70, 55, 65, 53, 59

$H_0: \mu_A = \mu_B = \mu_C = \mu_D$ $H_1: \text{Τούλαχιστον 2 η διάφερος}$

$$SSE = SST - SSTR = 1383.7$$

$$k-1 = 4-1 = 3$$

$$N - k = 28 - 4 = 24$$

$$\text{Από } f = 4.05 < 4.72 = F_{0.01, 3, 24}$$

$\rightarrow H_0$ ΔΕΝ αναπτύγεται