

ΜΑΘΗΜΑ ΒΙΟΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

ΤΥΠΟΛΟΓΙΟ

ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Κατανομές συχνοτήτων (συνεχείς μεταβλητές)

Ο αριθμός των κλάσεων

$$k = 1 + 3,322 * \log_{10} n$$

Το πλάτος της κλάσης

$$\delta = \frac{d'}{k}$$

Το πλάτος του δείγματος

$$d' = X'_{\max} - X'_{\min}$$

ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΜΕΤΡΑ ΤΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ

Μέτρα θέσης ή κεντρικής τάσης

Ο αριθμητικός μέσος

Στον πληθυσμό

$$\mu = \frac{X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_N}{N} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i \quad \text{για μη ομαδοποιημένα στοιχεία}$$

$$\mu = \frac{1}{N} (x_1 f_1 + x_2 f_2 + x_3 f_3 + \dots + x_k f_k) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^k f_i x_i \quad \text{όπου } N = \sum_{i=1}^k f_i$$

για ομαδοποιημένα στοιχεία σε k κλάσεις με αντίστοιχες f_i και x_i

Στο δείγμα

$$\bar{X} = \frac{X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_n}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad \text{για μη ομαδοποιημένα στοιχεία}$$

$$\bar{X} = \frac{1}{n} (x_1 f_1 + x_2 f_2 + x_3 f_3 + \dots + x_k f_k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k f_i x_i \quad \text{όπου } n = \sum_{i=1}^k f_i$$

για ομαδοποιημένα στοιχεία σε k κλάσεις με αντίστοιχες f_i και x_i

Ο σταθμισμένος μέσος

$$W = \frac{W_1 X_1 + W_2 X_2 + \dots + W_n X_n}{W_1 + W_2 + \dots + W_n}$$

Η διάμεσος

$$M = L_m + \frac{\delta_m}{f_m} \left(\frac{n+1}{2} - F_{m-1} \right) \quad \text{για ομαδοποιημένα στοιχεία}$$

Ο τύπος

$$T = L_m + \delta_m \left(\frac{f_m - f_{m-1}}{2f_m - (f_{m-1} + f_{m+1})} \right) \quad \text{για ομαδοποιημένα στοιχεία}$$

Ο γεωμετρικός μέσος

$$G = \sqrt[n]{X_1 \cdot X_2 \cdot X_3 \cdot \dots \cdot X_n} \quad \text{ή αλλιώς,}$$
$$\text{Log}G = \frac{1}{n} [\text{Log}X_1 + \text{Log}X_2 + \dots + \text{Log}X_n] \quad \text{για μη ομαδοποιημένα στοιχεία}$$

$$G = \sqrt[n]{x_1^{f_1} \cdot x_2^{f_2} \cdot \dots \cdot x_k^{f_k}} \quad \text{ή αλλιώς,}$$
$$\text{Log}G = \frac{1}{n} [f_1 \cdot \text{Log}x_1 + f_2 \cdot \text{Log}x_2 + \dots + f_k \cdot \text{Log}x_k]$$

για ομαδοποιημένα στοιχεία σε k κλάσεις με αντίστοιχες f_i και x_i

Τα τεταρτημόρια

Όταν ο αριθμός, n, των στοιχείων είναι άρτιος

$$\Theta\acute{\epsilon}\sigma\eta \ Q_1 = \frac{n+2}{4}, \quad \Theta\acute{\epsilon}\sigma\eta \ Q_2 = \frac{n+1}{2}, \quad \Theta\acute{\epsilon}\sigma\eta \ Q_3 = \frac{3n+2}{4}$$

για μη ομαδοποιημένα στοιχεία

Όταν ο αριθμός, n, των στοιχείων είναι περιττός

$$\Theta\acute{\epsilon}\sigma\eta \ Q_1 = \frac{n+1}{4}, \quad \Theta\acute{\epsilon}\sigma\eta \ Q_2 = \frac{n+1}{2}, \quad \Theta\acute{\epsilon}\sigma\eta \ Q_3 = \frac{3(n+1)}{4}$$

για μη ομαδοποιημένα στοιχεία

$$Q_1 = L_m + \frac{\delta_m}{f_m} \left(\left[\frac{n+2}{4} \right] - F_{m-1} \right) \quad \text{ή} \quad \left[\frac{n+1}{4} \right], \quad \text{όταν } n = \text{περιττός αριθμός}$$
$$Q_2 = M = L_m + \frac{\delta_m}{f_m} \left(\left[\frac{n+1}{2} \right] - F_{m-1} \right) \quad \text{ή} \quad \left[\frac{n+1}{2} \right], \quad \text{όταν } n = \text{περιττός αριθμός}$$
$$Q_3 = L_m + \frac{\delta_m}{f_m} \left(\left[\frac{3n+2}{4} \right] - F_{m-1} \right) \quad \text{ή} \quad \left[\frac{3(n+1)}{4} \right], \quad \text{όταν } n = \text{περιττός αριθμός για}$$

ομαδοποιημένα στοιχεία

Σχέση μεταξύ αριθμητικού μέσου, διαμέσου και τύπου

$$T = M = \bar{X} \quad \text{για συμμετρικές κατανομές}$$

$$T < M < \bar{X} \quad \text{για ασύμμετρες δεξιά κατανομές}$$

$$T > M > \bar{X} \quad \text{για ασύμμετρες αριστερά κατανομές}$$

$$\bar{X} - T \cong 3 * [\bar{X} - M] \quad \text{για μέτρια και όχι υπερβολικά έντονα ασύμμετρες κατανομές}$$

Μέτρα διασποράς ή διακύμανσης

Το πλάτος ή έκταση

$$R = X_{\max} - X_{\min}$$

Η τεταρτημοριακή απόκλιση

$$IQR = Q_3 - Q_1$$

Το ημι-ενδοταρτημοριακό πλάτος

$$SIQR = \frac{(M - Q_1) + (Q_3 - M)}{2} = \frac{Q_3 - Q_1}{2}$$

Η μέση απόλυτη απόκλιση

$$MAD = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n |X_i - \bar{X}| \quad \text{για μη ομαδοποιημένα στοιχεία}$$

$$MAD = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k f_i \cdot |\chi_i - \bar{X}| \quad \text{όπου } n = \sum_{i=1}^k f_i \quad \text{για ομαδοποιημένα στοιχεία σε } k \text{ κλάσεις με αντίστοιχες } f_i \text{ και } \chi_i$$

Η διακύμανση

Στον πληθυσμό

$$\sigma^2 = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N (X_i - \mu)^2 \quad \text{για μη ομαδοποιημένα στοιχεία}$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^k f_i \cdot (\chi_i - \mu)^2 \quad \text{όπου } N = \sum_{i=1}^k f_i \quad \text{για ομαδοποιημένα στοιχεία}$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N X_i^2 - \frac{1}{N^2} \left(\sum_{i=1}^N X_i \right)^2 \quad \text{για μη ομαδοποιημένα στοιχεία και αποφυγή του λάθους στρογγυλοποίησης}$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^k f_i \cdot \chi_i^2 - \frac{1}{N^2} \left(\sum_{i=1}^k f_i \cdot \chi_i \right)^2 \quad \text{όπου } N = \sum_{i=1}^k f_i$$

για ομαδοποιημένα στοιχεία και αποφυγή του λάθους στρογγυλοποίησης

Στο δείγμα

$$s^2 = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

για μη ομαδοποιημένα στοιχεία

$$s^2 = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k f_i \cdot (\chi_i - \bar{X})^2 \quad \text{όπου } n = \sum_{i=1}^k f_i$$

για ομαδοποιημένα στοιχεία

Στο τυχαίο δείγμα

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

για μη ομαδοποιημένα στοιχεία

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^k f_i \cdot (\chi_i - \bar{X})^2 \quad \text{όπου } n = \sum_{i=1}^k f_i$$

για ομαδοποιημένα στοιχεία

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{1}{n(n-1)} \cdot \left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^2$$

μη ομαδοποιημένα στοιχεία και αποφυγή του λάθους της στρογγυλοποίησης

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^k f_i \cdot \chi_i^2 - \frac{1}{n(n-1)} \cdot \left(\sum_{i=1}^k f_i \cdot \chi_i \right)^2 \quad \text{όπου } n = \sum_{i=1}^k f_i$$

ομαδοποιημένα στοιχεία και αποφυγή του λάθους στρογγυλοποίησης

Η τυπική απόκλιση

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} \quad \text{στον πληθυσμό ή } s = \sqrt{s^2} \quad \text{στο δείγμα ή } \hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}^2} \quad \text{στο τυχαίο δείγμα}$$

Ο συντελεστής μεταβολής

$$CV(x) = \frac{S}{\bar{X}} \cdot 100\%$$

Το θεώρημα του Tchebysheff

Σε κάθε σύνολο στοιχείων, η αναλογία των στοιχείων, που βρίσκονται ανάμεσα σε $\pm k$ τυπικές αποκλίσεις (σ) από το μέσο τους (μ), είναι κατ' ελάχιστο ίση με:

$$1 - (1/k)^2$$

Μέτρα ασυμμετρίας

Ο συντελεστής ασυμμετρίας του Pearson

$$P_{sk} = \frac{3 \cdot (\bar{X} - M)}{s} \quad \text{ή εναλλακτικά} \quad P_{sk} = \frac{(\bar{X} - T)}{s}$$

Ο συντελεστής ασυμμετρίας του Bowley

$$B = \frac{2(Q_3 + Q_1 - 2M)}{Q_3 - Q_1}$$

Ο συντελεστής ασυμμετρίας α_3 , με βάση τη ροπή 3^{ης} τάξης από τον μέσο

$$m_v = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^v \quad \text{για μη ομαδοποιημένα στοιχεία}$$

$$m_v = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^k f_i \cdot (x_i - \mu)^v \quad \text{όπου} \quad n = \sum_{i=1}^k f_i$$

για ομαδοποιημένα στοιχεία σε k κλάσεις με αντίστοιχες f_i και x_i

$$\alpha_3 = \frac{m_3}{s^3}$$

Μέτρα κύρτωσης

Ο συντελεστής κύρτωσης α_4 , με βάση τη ροπή 4^{ης} τάξης από τον μέσο

$$\alpha_4 = \frac{m_4}{s^4}$$

ΒΑΣΙΚΕΣ ΕΝΝΟΙΕΣ ΘΕΩΡΙΑΣ ΠΙΘΑΝΟΤΗΤΩΝ

Ο κλασικός ορισμός της πιθανότητας

$$P(A) = \frac{f}{N} \quad \text{ή αλλιώς} \quad P(A) = \frac{E\Pi}{\Delta\Pi}$$

Ο στατιστικός ορισμός της πιθανότητας

$$P(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{f_A}{n}$$

Κανόνες των πιθανοτήτων

Ο κανόνας του πολλαπλασιασμού

Αν τα A & B είναι ανεξάρτητα γεγονότα ισχύει:

$$P(A \cap B) = P(A) \times P(B)$$

Αν τα A & B είναι όχι απαραίτητως ανεξάρτητα γεγονότα ισχύει:

$$P(A \cap B) = P(A) \times P(B/A) = P(B) \times P(A/B)$$

Ο κανόνας της πρόσθεσης

Αν τα A & B είναι αμοιβαία αποκλειόμενα γεγονότα ισχύει:

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B)$$

Αν τα A & B είναι όχι απαραίτητως αμοιβαία αποκλειόμενα γεγονότα ισχύει:

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

Το θεώρημα του Bayes

$$P(A_i/B) = [P(A_i) \times P(B/A_i)] / [P(A_1) \times P(B/A_1) + \dots + P(A_n) \times P(B/A_n)], \text{ για κάθε } i$$

Στοιχεία συνδυαστικής ανάλυσης

Οι συνδυασμοί n αντικειμένων ανά r, είναι:

$$\binom{n}{r} = \frac{n!}{r!(n-r)!}$$

ΘΕΩΡΗΤΙΚΕΣ ΚΑΤΑΝΟΜΕΣ

Ασυνεχείς θεωρητικές κατανομές

Η διωνυμική κατανομή (διαδικασία Bernoulli)

Πιθανότητα μιας ασυνεχούς μεταβλητής X, να πάρει μια συγκεκριμένη τιμή, έστω r (για r = 0, 1, 2,, n):

$$P(x = r) = \frac{n!}{(n-r)!r!} p^r (1-p)^{n-r}$$

Η κατανομή Poisson

Συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας

$$P(x = r) = e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^r}{r!}$$

Συνεχείς θεωρητικές κατανομές

Η κανονική κατανομή

Συνάρτηση πιθανότητας

$$p(X) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-(x-\mu)^2/(2\sigma^2)} \quad -\infty < X < +\infty$$

Η τυπική κανονική κατανομή

Μετατροπή των τιμών X , μιας κανονικής κατανομής σε τιμές Z της τυπικής κανονικής κατανομής

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \quad \text{για τον πληθυσμό,} \quad Z = \frac{X - \bar{X}}{s} \quad \text{για το δείγμα}$$

Συνάρτηση πιθανότητας

$$p(Z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} \quad -\infty < Z < +\infty$$

Η κατανομή χ^2

Ορισμός

Αν οι Z_1, Z_2, \dots, Z_n αποτελούν ανεξάρτητες ποσότητες, που ακολουθούν την τυπική κανονική κατανομή, τότε η ποσότητα $\chi^2 = Z_1^2 + Z_2^2 + \dots + Z_n^2$ ακολουθεί τη χ^2 κατανομή με n βαθμούς ελευθερίας.

Η κατανομή χ^2 για βαθμούς ελευθερίας $n > 100$

$$\chi^2 = \frac{1}{2} (Z_p + \sqrt{2n-1})^2$$

Η κατανομή t

Ορισμός

Αν Z και U αποτελούν ανεξάρτητες τυχαίες μεταβλητές, από τις οποίες η Z ακολουθεί την κανονική κατανομή και η U ακολουθεί την χ^2 κατανομή με n βαθμούς ελευθερίας, τότε η ποσότητα,

$$t = \frac{Z}{\sqrt{\frac{U}{n}}} \quad \text{ακολουθεί την } t \text{ κατανομή με } n \text{ βαθμούς ελευθερίας.}$$

Η κατανομή F

Ορισμός

Αν U_1 και U_2 αποτελούν ανεξάρτητες ποσότητες, οι οποίες ακολουθούν την χ^2 με ν_1 και ν_2 βαθμούς ελευθερίας, τότε η ποσότητα,

$$F = \frac{U_1 / \nu_1}{U_2 / \nu_2} \quad \text{ακολουθεί την } F \text{ κατανομή με } \nu_1 \text{ και } \nu_2 \text{ βαθμούς ελευθερίας για τον}$$

αριθμητή και τον παρονομαστή, αντίστοιχα.

Ο μέσος της F κατανομής

$$\mu = \nu_2 / (\nu_2 - 2) \quad \text{για } \nu_2 > 2$$

Η διακύμανση της F κατανομής

$$\sigma^2 = [2 \cdot \nu_2^2 \cdot (\nu_1 + \nu_2 - 2)] / [\nu_1 \cdot (\nu_2 - 2)^2 \cdot (\nu_2 - 4)] \quad \text{για } (\nu_2 > 4)$$

Κατανομές δειγματοληψίας

Η κατανομή δειγματοληψίας του μέσου

Σε δειγματοληψία χωρίς επανατοποθέτηση ισχύει:

$$\mu = \mu_{\bar{x}} \quad \text{και} \quad \sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n} \cdot \frac{N-n}{N-1} \quad \text{και αντίστοιχα} \quad \sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

Σε δειγματοληψία με επανατοποθέτηση ισχύει:

$$\mu = \mu_{\bar{x}} \quad \text{και} \quad \sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n} \quad \text{και αντίστοιχα} \quad \sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

Η κατανομή δειγματοληψίας της διαφοράς δύο μέσων

$$\text{Ισχύουν:} \quad \mu_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \mu_1 - \mu_2 \quad \text{και} \quad \sigma_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}^2 = \sigma_{\bar{x}_1}^2 + \sigma_{\bar{x}_2}^2 .$$

Η κατανομή δειγματοληψίας της διακύμανσης

Σε δειγματοληψία χωρίς επανατοποθέτηση ισχύει

$$\sigma^2 = \frac{N-1}{N} \cdot \mu_{\hat{\sigma}^2}$$

Σε δειγματοληψία με επανατοποθέτηση ισχύει

$$\sigma^2 = \mu_{\hat{\sigma}^2}$$

Επιλογή τυχαίου δείγματος

Πίνακας Τυχαίων Αριθμών [Απόσπασμα...]

6975	5239	*0762	5846	2431
7185	4019	7332	2820	4853
4510	1658	5615	2194	1901
7752	0105	4769	2994	7445
4834	4043	6591	3646	8918

Κατανομή Δειγματοληψίας των αναλογιών

$$\pi = \frac{A}{N} \text{ στον πληθυσμό} \quad p_i = \frac{n_i}{n} \text{ στο δείγμα}$$

- **Δειγματοληψία με επανατοποθέτηση**

$$\mu_p = \pi \quad \sigma_p^2 = \frac{\pi \cdot (1 - \pi)}{n}$$

- **Δειγματοληψία χωρίς επανατοποθέτηση**

$$\mu_p = \pi \quad \sigma_p^2 = \frac{\pi \cdot (1 - \pi)}{n} \cdot \frac{N - n}{N - 1}$$

Κατανομή δειγματοληψίας διαφοράς αναλογιών

$$\mu_{p_1 - p_2} = \mu_{p_1} - \mu_{p_2} = \pi_1 - \pi_2$$

$$\sigma_{p_1 - p_2}^2 = \frac{\pi_1 \cdot (1 - \pi_1)}{n_1} + \frac{\pi_2 \cdot (1 - \pi_2)}{n_2} \quad \text{ή}$$

$$\sigma_{p_1 - p_2}^2 = \frac{\pi_1 \cdot (1 - \pi_1)}{n_1} \cdot \frac{N_1 - n_1}{N_1 - 1} + \frac{\pi_2 \cdot (1 - \pi_2)}{n_2} \cdot \frac{N_2 - n_2}{N_2 - 1}$$

ΕΚΤΙΜΗΤΙΚΗ

Εκτίμηση διαστήματος εμπιστοσύνης

Το διάστημα εμπιστοσύνης και τα όρια εμπιστοσύνης

Η πιθανότητα $100(1-\alpha)\%$, με την οποία εκφράζεται το διάστημα εμπιστοσύνης μιας παραμέτρου ϑ ισούται:

$$P(\hat{\vartheta} - k < \vartheta < \hat{\vartheta} + k) = 1 - \alpha \quad , \quad 0 < \alpha < 1$$

Η εκτίμηση διαστήματος εμπιστοσύνης του μέσου

Όταν ισχύει το κεντρικό οριακό θεώρημα

$$\bar{X} - Z_{\alpha/2} \cdot \sigma_{\bar{X}} < \mu < \bar{X} + Z_{\alpha/2} \cdot \sigma_{\bar{X}} \quad , \quad \text{όπου} \quad \sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad \text{ή} \quad \sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{\frac{N - n}{N - 1}}$$

Όταν ισχύει το προσεγγιστικό κεντρικό οριακό θεώρημα

$$\bar{X} - t_{\alpha/2} \cdot s_{\bar{X}} < \mu < \bar{X} + t_{\alpha/2} \cdot s_{\bar{X}} \quad \text{όπου} \quad s_{\bar{X}} = \frac{s}{\sqrt{n}} \quad \text{ή} \quad \dots$$

Η εκτίμηση διαστήματος εμπιστοσύνης της διαφοράς δύο μέσων

Πληθυσμοί κανονικοί, διακυμάνσεις σ_1^2 και σ_2^2 γνωστές

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - Z_{\alpha/2} \cdot \sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} < \mu_1 - \mu_2 < (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) + Z_{\alpha/2} \cdot \sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$$

$$\text{με} \quad \sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} \cdot \frac{N_1 - n_1}{N_1 - 1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2} \cdot \frac{N_2 - n_2}{N_2 - 1}} \quad \text{ή} \quad \sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

Διακυμάνσεις σ_1^2 και σ_2^2 άγνωστες, δείγματα μεγάλα ($n_1 \geq 30$ και $n_2 \geq 30$)

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - Z_{\alpha/2} \cdot \hat{\sigma}_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} < \mu_1 - \mu_2 < (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) + Z_{\alpha/2} \cdot \hat{\sigma}_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$$

$$\mu\epsilon \quad \hat{\sigma}_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{\left(\frac{\hat{\sigma}_1^2}{n_1} \cdot \frac{N_1 - n_1}{N_1 - 1} + \frac{\hat{\sigma}_2^2}{n_2} \cdot \frac{N_2 - n_2}{N_2 - 1}\right)} \quad \eta \quad \hat{\sigma}_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{\left(\frac{\hat{\sigma}_1^2}{n_1} + \frac{\hat{\sigma}_2^2}{n_2}\right)}$$

Πληθυσμοί κανονικοί, διακυμάνσεις άγνωστες και $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$, δείγματα μικρά ($n_1 < 30$ και $n_2 < 30$)

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - t_{\alpha/2} \cdot \hat{\sigma}_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} < \mu_1 - \mu_2 < (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) + t_{\alpha/2} \cdot \hat{\sigma}_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} \quad v = n_1 + n_2 - 2$$

$$\mu\epsilon \quad \hat{\sigma}_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}^2 = \hat{\sigma}^2 \cdot \left(\frac{1}{n_1} \cdot \frac{N_1 - n_1}{N_1 - 1} + \frac{1}{n_2} \cdot \frac{N_2 - n_2}{N_2 - 1}\right) \quad \eta \quad \hat{\sigma}_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}^2 = \hat{\sigma}^2 \cdot \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)$$

$$\kappa\alpha\iota \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{(n_1 - 1) \cdot s_1^2 + (n_2 - 1) \cdot s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

Πληθυσμοί κανονικοί, διακυμάνσεις άγνωστες και $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, δείγματα μικρά ($n_1 < 30$ και $n_2 < 30$)

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - t_{\alpha/2} \cdot s_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} < \mu_1 - \mu_2 < (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) + t_{\alpha/2} \cdot s_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$$

$$\mu\epsilon \quad s_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}^2 = \frac{s_1^2}{n_1} \cdot \frac{N_1 - n_1}{N_1 - 1} + \frac{s_2^2}{n_2} \cdot \frac{N_2 - n_2}{N_2 - 1} \quad \eta \quad s_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}^2 = \frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}$$

$$\kappa\alpha\iota \quad v = \frac{1}{\frac{w^2}{n_1 - 1} + \frac{(1-w)^2}{n_2 - 1}}, \text{ όπου } w = \frac{s_1^2/n_1}{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2} \text{ για } s_1^2 > s_2^2$$

Η εκτίμηση διαστήματος εμπιστοσύνης της διακύμανσης

$$\frac{(n-1) \cdot \hat{\sigma}^2}{\chi_{\alpha/2}^2} < \sigma^2 < \frac{(n-1) \cdot \hat{\sigma}^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2}$$

Διάστημα εμπιστοσύνης των αναλογιών για μεγάλα δείγματα

$$p - Z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \hat{\sigma}_p < \pi < p + Z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \hat{\sigma}_p$$

όπου:

$$\hat{\sigma}_p = \sqrt{\frac{p \cdot (1-p)}{n}} \quad \eta \quad \hat{\sigma}_p = \sqrt{\frac{p \cdot (1-p)}{n}} \cdot \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

Διάστημα εμπιστοσύνης διαφοράς αναλογιών για μεγάλα δείγματα

$$(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) - Z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \hat{\sigma}_{\hat{p}_1 - \hat{p}_2} < \pi_1 - \pi_2 < (\hat{p}_1 - \hat{p}_2) + Z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \hat{\sigma}_{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}$$

όπου:

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

ή

$$\hat{\sigma}_{\hat{p}_1 - \hat{p}_2} = \sqrt{\frac{\hat{p}_1 \cdot (1 - \hat{p}_1)}{n_1} \cdot \frac{N_1 - n_1}{N_1 - 1} + \frac{\hat{p}_2 \cdot (1 - \hat{p}_2)}{n_2} \cdot \frac{N_2 - n_2}{N_2 - 1}}$$

Διάστημα εμπιστοσύνης του μέσου για εξαρτημένα δείγματα

Όταν ισχύει το κεντρικό οριακό θεώρημα

$$\bar{\delta} - Z_{\alpha/2} \cdot \sigma_{\bar{\delta}} < \mu_{\delta} < \bar{\delta} + Z_{\alpha/2} \cdot \sigma_{\bar{\delta}}, \quad \text{όπου } \sigma_{\bar{\delta}} = \frac{\sigma_{\delta}}{\sqrt{n}} \quad \text{ή } \dots\dots$$

Όταν ισχύει το προσεγγιστικό κεντρικό οριακό θεώρημα

$$\bar{\delta} - t_{\alpha/2} \cdot s_{\bar{\delta}} < \mu_{\delta} < \bar{\delta} + t_{\alpha/2} \cdot s_{\bar{\delta}} \quad \text{όπου } s_{\bar{\delta}} = \frac{s_{\delta}}{\sqrt{n}} \quad \text{ή } \dots\dots$$

Σφάλμα δειγματοληψίας και μέγεθος δείγματος

Ο προσδιορισμός του μεγέθους δείγματος

Όταν στόχος είναι η εκτίμηση του μέσου σε απλή τυχαία δειγματοληψία

$$n = \frac{Z^2_{\alpha/2} \cdot \sigma^2}{e^2}, \quad \text{με } \sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

ή

$$n = \frac{Z^2_{\alpha/2} \cdot \sigma^2 \cdot N}{e^2 \cdot (N-1) + Z^2_{\alpha/2} \cdot \sigma^2}, \quad \text{με } \sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

Όταν στόχος είναι η εκτίμηση της αναλογίας σε απλή τυχαία δειγματοληψία

$$n = \frac{Z^2_{\alpha/2} \cdot \pi \cdot (1 - \pi)}{e^2}, \quad \text{με } \sigma^2_p = \frac{\pi \cdot (1 - \pi)}{n}$$

ή

$$n = \frac{Z^2_{\alpha/2} \cdot \pi \cdot (1 - \pi) \cdot N}{e^2 \cdot (N-1) + Z^2_{\alpha/2} \cdot \pi \cdot (1 - \pi)}, \quad \text{με } \sigma^2_p = \frac{\pi \cdot (1 - \pi)}{n} \cdot \frac{N-n}{N-1}$$

ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΩΝ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ

Έλεγχος υπόθεσης του μέσου

Όταν ισχύει το κεντρικό οριακό θεώρημα

Οι υποθέσεις

$$H_0 : \mu = \mu_0 \quad \text{και} \\ H_a : \mu < \mu_0 \quad \text{ή} \quad H_a : \mu > \mu_0 \quad \text{ή} \quad H_a : \mu \neq \mu_0$$

Η κατανομή δειγματοληψίας

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma_{\bar{X}}} \quad \text{με} \quad \sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad \text{ή} \quad \sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

Το κρίσιμο πεδίο

$$Z \leq -Z_{\alpha} \quad \text{για} \quad H_a : \mu < \mu_0, \quad \text{ή} \quad \text{αλλιώς για μονόπλευρο αριστερά έλεγχο} \\ Z \geq Z_{\alpha} \quad \text{για} \quad H_a : \mu > \mu_0, \quad \text{ή} \quad \text{αλλιώς για μονόπλευρο δεξιά έλεγχο} \\ Z \leq -Z_{\alpha/2} \quad \text{και} \quad Z \geq Z_{\alpha/2} \quad \text{για} \quad H_a : \mu \neq \mu_0, \quad \text{ή} \quad \text{αλλιώς για δίπλευρο έλεγχο}$$

Όταν ισχύει το προσεγγιστικό κεντρικό οριακό θεώρημα

Οι υποθέσεις

$$H_0 : \mu = \mu_0 \quad \text{και} \\ H_a : \mu < \mu_0 \quad \text{ή} \quad H_a : \mu > \mu_0 \quad \text{ή} \quad H_a : \mu \neq \mu_0$$

Η κατανομή δειγματοληψίας.

$$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{s_{\bar{X}}} \quad \text{με} \quad v = n-1 \quad \text{βαθμούς ελευθερίας} \quad \text{και} \quad s_{\bar{X}} = \frac{s}{\sqrt{n}}$$

Το κρίσιμο πεδίο.

$$t \leq -t_{\alpha} \quad \text{για} \quad H_a : \mu < \mu_0, \quad \text{ή} \quad \text{αλλιώς για μονόπλευρο αριστερά έλεγχο} \\ t \geq t_{\alpha} \quad \text{για} \quad H_a : \mu > \mu_0, \quad \text{ή} \quad \text{αλλιώς για μονόπλευρο δεξιά έλεγχο} \\ t \leq -t_{\alpha/2} \quad \text{και} \quad t \geq t_{\alpha/2} \quad \text{για} \quad H_a : \mu \neq \mu_0, \quad \text{ή} \quad \text{αλλιώς για δίπλευρο έλεγχο}$$

Έλεγχος υπόθεσης της διαφοράς δύο μέσων

Ο προσδιορισμός των υποθέσεων:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 \quad \text{ή} \quad H_0 : \mu_1 \geq \mu_2 \quad \text{ή} \quad H_0 : \mu_1 \leq \mu_2 \\ H_a : \mu_1 \neq \mu_2 \quad \text{ή} \quad H_a : \mu_1 < \mu_2 \quad \text{ή} \quad H_a : \mu_1 > \mu_2$$

ή εναλλακτικά:

$$H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0 \quad \text{ή} \quad H_0 : \mu_1 - \mu_2 \geq 0 \quad \text{ή} \quad H_0 : \mu_1 - \mu_2 \leq 0 \\ H_a : \mu_1 - \mu_2 \neq 0 \quad \text{ή} \quad H_a : \mu_1 - \mu_2 < 0 \quad \text{ή} \quad H_a : \mu_1 - \mu_2 > 0$$

Πληθυσμοί κανονικοί, διακυμάνσεις σ_1^2 και σ_2^2 γνωστές

Η κατανομή δειγματοληψίας

$$Z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}}$$

με

$$\sigma_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} \cdot \frac{N_1 - n_1}{N_1 - 1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2} \cdot \frac{N_2 - n_2}{N_2 - 1}} \quad \text{ή} \quad \sigma_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

Το κρίσιμο πεδίο

$Z \leq -Z_\alpha$ για $H_a : \mu_1 < \mu_2$, ή αλλιώς για μονόπλευρο αριστερά έλεγχο
 $Z \geq Z_\alpha$ για $H_a : \mu_1 > \mu_2$, ή αλλιώς για μονόπλευρο δεξιά έλεγχο
 $Z \leq -Z_{\alpha/2}$ και $Z \geq Z_{\alpha/2}$ για $H_a : \mu_1 \neq \mu_2$, ή αλλιώς για δίπλευρο έλεγχο

Διακυμάνσεις σ_1^2 και σ_2^2 άγνωστες, δείγματα μεγάλα ($n_1 \geq 30$ και $n_2 \geq 30$)

Η κατανομή δειγματοληψίας

$$Z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\hat{\sigma}_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}}$$

με

$$\hat{\sigma}_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \sqrt{\left(\frac{\hat{\sigma}_1^2}{n_1} \cdot \frac{N_1 - n_1}{N_1 - 1} + \frac{\hat{\sigma}_2^2}{n_2} \cdot \frac{N_2 - n_2}{N_2 - 1}\right)} \quad \text{ή} \quad \hat{\sigma}_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \sqrt{\left(\frac{\hat{\sigma}_1^2}{n_1} + \frac{\hat{\sigma}_2^2}{n_2}\right)}$$

Πληθυσμοί κανονικοί, διακυμάνσεις άγνωστες και $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$, δείγματα μικρά ($n_1 < 30$ και $n_2 < 30$)

Η κατανομή δειγματοληψίας

$$t = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\hat{\sigma}_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}} \quad \text{για } v = n_1 + n_2 - 2 \text{ βαθμούς ελευθερίας}$$

με

$$\hat{\sigma}_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \hat{\sigma} \cdot \sqrt{\left(\frac{1}{n_1} \cdot \frac{N_1 - n_1}{N_1 - 1} + \frac{1}{n_2} \cdot \frac{N_2 - n_2}{N_2 - 1}\right)} \quad \text{ή} \quad \hat{\sigma}_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \hat{\sigma} \sqrt{\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}$$

και

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{(n_1 - 1) \cdot s_1^2 + (n_2 - 1) \cdot s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \quad \text{κοινή διακύμανση των δύο πληθυσμών}$$

Το κρίσιμο πεδίο

$t \leq -t_\alpha$ για $H_a : \mu_1 < \mu_2$, ή αλλιώς για μονόπλευρο αριστερά έλεγχο
 $t \geq t_\alpha$ για $H_a : \mu_1 > \mu_2$, ή αλλιώς για μονόπλευρο δεξιά έλεγχο
 $t \leq -t_{\alpha/2}$ και $t \geq t_{\alpha/2}$ για $H_a : \mu_1 \neq \mu_2$, ή αλλιώς για δίπλευρο έλεγχο

Πληθυσμοί κανονικοί, διακυμάνσεις άγνωστες και $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, δείγματα μικρά ($n_1 < 30$ και $n_2 < 30$)

Η κατανομή δειγματοληψίας

$$t = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{s_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}}$$

με

$$s_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} \cdot \frac{N_1 - n_1}{N_1 - 1} + \frac{s_2^2}{n_2} \cdot \frac{N_2 - n_2}{N_2 - 1}} \quad \text{ή} \quad s_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}$$

και βαθμούς ελευθερίας ν , που υπολογίζονται από τη σχέση:

$$v = \frac{1}{\frac{w^2}{n_1 - 1} + \frac{(1 - w)^2}{n_2 - 1}}, \quad \text{όπου} \quad w = \frac{s_1^2 / n_1}{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}} \quad \text{για} \quad s_1^2 > s_2^2$$

Το κρίσιμο πεδίο

$t \leq -t_\alpha$ για $H_a : \mu_1 < \mu_2$, ή αλλιώς για μονόπλευρο αριστερά έλεγχο

$t \geq t_\alpha$ για $H_a : \mu_1 > \mu_2$, ή αλλιώς για μονόπλευρο δεξιά έλεγχο

$t \leq -t_{\alpha/2}$ και $t \geq t_{\alpha/2}$ για $H_a : \mu_1 \neq \mu_2$, ή αλλιώς για δίπλευρο έλεγχο

Έλεγχος υπόθεσης της διακύμανσης

Ο έλεγχος υπόθεσης της διακύμανσης ενός πληθυσμού

Οι υποθέσεις.

$H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$ και

$H_a : \sigma^2 < \sigma_0^2$ ή $H_a : \sigma^2 > \sigma_0^2$ ή $H_a : \sigma^2 \neq \sigma_0^2$

Η κατανομή δειγματοληψίας

$$\chi^2 = \frac{(n-1) \cdot \hat{\sigma}^2}{\sigma_0^2} \quad \text{με } \nu = n-1 \text{ βαθμούς ελευθερίας}$$

Το κρίσιμο πεδίο

$\chi^2 \leq \chi^2_{1-\alpha}$ για $H_a : \sigma^2 < \sigma_0^2$, ή αλλιώς για μονόπλευρο αριστερά έλεγχο

$\chi^2 \geq \chi^2_\alpha$ για $H_a : \sigma^2 > \sigma_0^2$, ή αλλιώς για μονόπλευρο δεξιά έλεγχο

$\chi^2 \leq \chi^2_{1-\alpha/2}$ και $\chi^2 \geq \chi^2_{\alpha/2}$ για $H_a : \sigma^2 \neq \sigma_0^2$, ή αλλιώς για δίπλευρο έλεγχο

Έλεγχος υπόθεσης του «λόγου» διακυμάνσεων δύο πληθυσμών

Οι υποθέσεις.

$H_0 : \sigma_1^2 \geq \sigma_2^2$ ή $H_0 : \sigma_1^2 \leq \sigma_2^2$ ή $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$

$H_a : \sigma_1^2 < \sigma_2^2$ ή $H_a : \sigma_1^2 > \sigma_2^2$ ή $H_a : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

ή εναλλακτικά:

$H_0 : \sigma_1^2 / \sigma_2^2 \geq 1$ ή $H_0 : \sigma_1^2 / \sigma_2^2 \leq 1$ ή $H_0 : \sigma_1^2 / \sigma_2^2 = 1$

$H_a : \sigma_1^2 / \sigma_2^2 < 1$ ή $H_a : \sigma_1^2 / \sigma_2^2 > 1$ ή $H_a : \sigma_1^2 / \sigma_2^2 \neq 1$

Η κατανομή δειγματοληψίας.

$$F = \frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_2^2} \quad \text{με } \nu_1 = n_1 - 1 \text{ και } \nu_2 = n_2 - 1 \text{ βαθμούς ελευθερίας}$$

Το κρίσιμο πεδίο.

$F \leq F_{1-\alpha}$ για $H_a : \sigma_1^2 < \sigma_2^2$, ή αλλιώς για μονόπλευρο αριστερά έλεγχο

$F \geq F_\alpha$ για $H_a : \sigma_1^2 > \sigma_2^2$, ή αλλιώς για μονόπλευρο δεξιά έλεγχο

$F \leq F_{1-\alpha/2}$ και $F \geq F_{\alpha/2}$ για $H_a : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, ή αλλιώς για δίπλευρο έλεγχο

ΑΝΑΛΥΣΗ ΣΥΧΝΟΤΗΤΩΝ

Έλεγχος καλής προσαρμογής

Ο έλεγχος καλής προσαρμογής ως προς την κανονική κατανομή

Οι υποθέσεις

Ho: Το δείγμα προέρχεται από κανονικό πληθυσμό

Ha: Το δείγμα δεν προέρχεται από κανονικό πληθυσμό

Η κατανομή

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \quad \text{για } v = k - r \text{ βαθμούς ελευθερίας}$$

Έλεγχος ανεξαρτησίας

Έλεγχος ανεξαρτησίας σε πίνακες κατάταξης $r \times c$

Οι υποθέσεις

Ho: Τα δύο κριτήρια κατάταξης είναι ανεξάρτητα

Ha: Τα δύο κριτήρια κατάταξης είναι εξαρτημένα

Οι θεωρητικές συχνότητες

$$E_{ij} = n \cdot p_{i.} \cdot p_{.j} = n \cdot p_{ij}$$

Η κατανομή

$$\chi^2 = \sum_i \sum_j \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} \quad \text{για } v = (r-1) \cdot (c-1) \text{ βαθμούς ελευθερίας}$$

Έλεγχος ανεξαρτησίας σε πίνακες κατάταξης 2×2 (διόρθωση Yates)

Α κριτήριο κατάταξης	Β κριτήριο κατάταξης		Σύνολο
	Επίπεδα κατάταξης		
Επίπεδα κατάταξης	1	2	Σύνολο
1	α	β	$\alpha + \beta$
2	γ	δ	$\gamma + \delta$
Σύνολο	$\alpha + \gamma$	$\beta + \delta$	n

Η κατανομή

$$\chi^2 = \frac{n \cdot (|\alpha \cdot \delta - \beta \cdot \gamma| - \frac{1}{2} \cdot n)^2}{(\alpha + \gamma) \cdot (\beta + \delta) \cdot (\alpha + \beta) \cdot (\gamma + \delta)} \quad \text{για } v = (r-1) \cdot (c-1) \text{ βαθμούς ελευθερίας}$$

Έλεγχος ανεξαρτησίας σε πίνακες κατάταξης 2×c

Α κριτήριο κατάταξης	Β κριτήριο κατάταξης					Σύνολο
	Επίπεδα κατάταξης					
Επίπεδα κατάταξης	1	2	.	.	c	
1	α_1	α_2	.	.	α_c	A
2	β_1	β_2	.	.	β_c	B
Σύνολο	n_1	n_2	.	.	n_c	n

Η κατανομή

$$\chi^2 = \frac{\sum_j \frac{\alpha_j^2}{n_j} - \frac{A^2}{n}}{\frac{A}{n} \left(1 - \frac{A}{n}\right)} \quad \text{για } \nu = (r-1) \cdot (c-1) \text{ βαθμούς ελευθερίας}$$

Έλεγχος ομοιογένειας

Οι υποθέσεις που ελέγχονται

Η₀: οι πληθυσμοί είναι ομοιογενείς

Η_α: οι πληθυσμοί είναι ετερογενείς

ή εναλλακτικά:

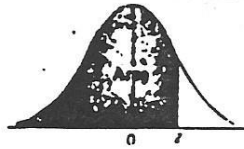
Η₀: $\pi_{11} = \pi_{12} = \pi_{13} = \pi_{14}$

$\pi_{21} = \pi_{22} = \pi_{23} = \pi_{24}$

$\pi_{31} = \pi_{32} = \pi_{33} = \pi_{34}$

Η_α: Μία τουλάχιστον διαφοροποίηση στις παραπάνω ισότητες

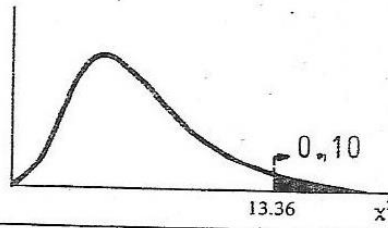
Κανονική κατανομή



z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
-3.4	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003	0.0002
-3.3	0.0005	0.0005	0.0005	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004	0.0003
-3.2	0.0007	0.0007	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0005	0.0005	0.0005
-3.1	0.0010	0.0009	0.0009	0.0009	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0007	0.0007
-3.0	0.0013	0.0013	0.0013	0.0012	0.0012	0.0011	0.0011	0.0011	0.0010	0.0010
-2.9	0.0019	0.0018	0.0017	0.0017	0.0016	0.0016	0.0015	0.0015	0.0014	0.0014
-2.8	0.0026	0.0025	0.0024	0.0023	0.0023	0.0022	0.0021	0.0021	0.0020	0.0019
-2.7	0.0035	0.0034	0.0033	0.0032	0.0031	0.0030	0.0029	0.0028	0.0027	0.0026
-2.6	0.0047	0.0045	0.0044	0.0043	0.0041	0.0040	0.0039	0.0038	0.0037	0.0036
-2.5	0.0062	0.0060	0.0059	0.0057	0.0055	0.0054	0.0052	0.0051	0.0049	0.0048
-2.4	0.0082	0.0080	0.0078	0.0075	0.0073	0.0071	0.0069	0.0068	0.0066	0.0064
-2.3	0.0107	0.0104	0.0102	0.0099	0.0096	0.0094	0.0091	0.0089	0.0087	0.0084
-2.2	0.0139	0.0136	0.0132	0.0129	0.0125	0.0122	0.0119	0.0116	0.0113	0.0110
-2.1	0.0179	0.0174	0.0170	0.0166	0.0162	0.0158	0.0154	0.0150	0.0146	0.0143
-2.0	0.0228	0.0222	0.0217	0.0212	0.0207	0.0202	0.0197	0.0192	0.0188	0.0183
-1.9	0.0287	0.0281	0.0274	0.0268	0.0262	0.0256	0.0250	0.0244	0.0239	0.0233
-1.8	0.0359	0.0352	0.0344	0.0336	0.0329	0.0322	0.0314	0.0307	0.0301	0.0294
-1.7	0.0446	0.0436	0.0427	0.0418	0.0409	0.0401	0.0392	0.0384	0.0375	0.0367
-1.6	0.0548	0.0537	0.0526	0.0516	0.0505	0.0495	0.0485	0.0475	0.0465	0.0455
-1.5	0.0668	0.0655	0.0643	0.0630	0.0618	0.0606	0.0594	0.0582	0.0571	0.0559
-1.4	0.0808	0.0793	0.0778	0.0764	0.0749	0.0735	0.0722	0.0708	0.0694	0.0681
-1.3	0.0968	0.0951	0.0934	0.0918	0.0901	0.0885	0.0869	0.0853	0.0838	0.0823
-1.2	0.1151	0.1131	0.1112	0.1093	0.1075	0.1056	0.1038	0.1020	0.1003	0.0985
-1.1	0.1357	0.1335	0.1314	0.1292	0.1271	0.1251	0.1230	0.1210	0.1190	0.1170
-1.0	0.1587	0.1562	0.1539	0.1515	0.1492	0.1469	0.1446	0.1423	0.1401	0.1379
-0.9	0.1841	0.1814	0.1788	0.1762	0.1736	0.1711	0.1685	0.1660	0.1635	0.1611
-0.8	0.2119	0.2090	0.2061	0.2033	0.2005	0.1977	0.1949	0.1922	0.1894	0.1867
-0.7	0.2420	0.2389	0.2358	0.2327	0.2296	0.2266	0.2236	0.2206	0.2177	0.2148
-0.6	0.2743	0.2709	0.2676	0.2643	0.2611	0.2578	0.2546	0.2514	0.2483	0.2451
-0.5	0.3085	0.3050	0.3015	0.2981	0.2946	0.2912	0.2877	0.2843	0.2810	0.2776
-0.4	0.3446	0.3409	0.3372	0.3336	0.3300	0.3264	0.3228	0.3192	0.3156	0.3121
-0.3	0.3821	0.3783	0.3745	0.3707	0.3669	0.3632	0.3594	0.3557	0.3520	0.3483
-0.2	0.4207	0.4168	0.4129	0.4090	0.4052	0.4013	0.3974	0.3936	0.3897	0.3859
-0.1	0.4602	0.4562	0.4522	0.4483	0.4443	0.4404	0.4364	0.4325	0.4286	0.4247
-0.0	0.5000	0.4960	0.4920	0.4880	0.4840	0.4801	0.4761	0.4721	0.4681	0.4641
0.0	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279	0.5319	0.5359
0.1	0.5398	0.5438	0.5478	0.5517	0.5557	0.5596	0.5636	0.5675	0.5714	0.5753
0.2	0.5793	0.5832	0.5871	0.5910	0.5948	0.5987	0.6026	0.6064	0.6103	0.6141
0.3	0.6179	0.6217	0.6255	0.6293	0.6331	0.6368	0.6406	0.6443	0.6480	0.6517
0.4	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664	0.6700	0.6736	0.6772	0.6808	0.6844	0.6879
0.5	0.6915	0.6950	0.6985	0.7019	0.7054	0.7088	0.7123	0.7157	0.7190	0.7224
0.6	0.7257	0.7291	0.7324	0.7357	0.7389	0.7422	0.7454	0.7486	0.7517	0.7549
0.7	0.7580	0.7611	0.7642	0.7673	0.7704	0.7734	0.7764	0.7794	0.7823	0.7852
0.8	0.7881	0.7910	0.7939	0.7967	0.7995	0.8023	0.8051	0.8078	0.8106	0.8133
0.9	0.8159	0.8186	0.8212	0.8238	0.8264	0.8289	0.8315	0.8340	0.8365	0.8389
1.0	0.8413	0.8438	0.8461	0.8485	0.8508	0.8531	0.8554	0.8577	0.8599	0.8621
1.1	0.8643	0.8665	0.8686	0.8708	0.8729	0.8749	0.8770	0.8790	0.8810	0.8830
1.2	0.8849	0.8869	0.8888	0.8907	0.8925	0.8944	0.8962	0.8980	0.8997	0.9015
1.3	0.9032	0.9049	0.9066	0.9082	0.9099	0.9115	0.9131	0.9147	0.9162	0.9177
1.4	0.9192	0.9207	0.9222	0.9236	0.9251	0.9265	0.9278	0.9292	0.9306	0.9319
1.5	0.9332	0.9345	0.9357	0.9370	0.9382	0.9394	0.9406	0.9418	0.9429	0.9441
1.6	0.9452	0.9463	0.9474	0.9484	0.9495	0.9505	0.9515	0.9525	0.9535	0.9545
1.7	0.9554	0.9564	0.9573	0.9582	0.9591	0.9599	0.9608	0.9616	0.9625	0.9633
1.8	0.9641	0.9649	0.9656	0.9664	0.9671	0.9678	0.9686	0.9693	0.9699	0.9706
1.9	0.9713	0.9719	0.9726	0.9732	0.9738	0.9744	0.9750	0.9756	0.9761	0.9767
2.0	0.9772	0.9778	0.9783	0.9788	0.9793	0.9798	0.9803	0.9808	0.9812	0.9817
2.1	0.9821	0.9826	0.9830	0.9834	0.9838	0.9842	0.9846	0.9850	0.9854	0.9857
2.2	0.9861	0.9864	0.9868	0.9871	0.9875	0.9878	0.9881	0.9884	0.9887	0.9890
2.3	0.9893	0.9896	0.9896	0.9901	0.9904	0.9906	0.9909	0.9911	0.9913	0.9916
2.4	0.9918	0.9920	0.9922	0.9925	0.9927	0.9929	0.9931	0.9932	0.9934	0.9936
2.5	0.9938	0.9940	0.9941	0.9943	0.9945	0.9946	0.9948	0.9949	0.9951	0.9952
2.6	0.9953	0.9955	0.9956	0.9957	0.9959	0.9960	0.9961	0.9962	0.9963	0.9964
2.7	0.9965	0.9966	0.9967	0.9968	0.9969	0.9970	0.9971	0.9972	0.9973	0.9974
2.8	0.9974	0.9975	0.9976	0.9977	0.9977	0.9978	0.9979	0.9979	0.9980	0.9981
2.9	0.9981	0.9982	0.9982	0.9983	0.9984	0.9984	0.9985	0.9985	0.9986	0.9986
3.0	0.9987	0.9987	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9989	0.9990	0.9990
3.1	0.9990	0.9991	0.9991	0.9991	0.9992	0.9992	0.9992	0.9992	0.9993	0.9993
3.2	0.9993	0.9993	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9994	0.9995	0.9995	0.9995
3.3	0.9995	0.9995	0.9995	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9996	0.9997
3.4	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9997	0.9998

Πηγή : Walpole, R.E. (1976). Elementary statistical

Κατανομή χ^2



P	0.995	0.99	0.975	0.95	0.90	0.75	0.50	0.25	0.10	0.05	0.025	0.01	0.005	P
V														V
1	0.00393	0.0157	0.01982	0.023	0.0158	0.102	0.455	1.323	2.71	3.84	5.02	6.63	7.88	1
2	0.0100	0.0201	0.0506	0.103	0.211	0.575	1.386	2.77	4.61	5.99	7.38	9.21	10.60	2
3	0.0717	0.115	0.216	0.352	0.584	1.213	2.37	4.11	6.25	7.81	9.35	11.34	12.84	3
4	0.207	0.297	0.484	0.711	1.064	1.923	3.36	5.39	7.78	9.49	11.14	13.28	14.86	4
5	0.412	0.554	0.831	1.145	1.610	2.67	4.35	6.63	9.24	11.07	12.83	15.09	16.75	5
6	0.676	0.872	1.237	1.635	2.20	3.45	5.35	7.84	10.64	12.59	14.45	16.81	18.55	6
7	0.989	1.239	1.690	2.17	2.83	4.25	6.35	9.04	12.02	14.07	16.01	18.48	20.3	7
8	1.344	1.646	2.18	2.73	3.49	5.07	7.34	10.22	13.36	15.51	17.53	20.1	22.0	8
9	1.735	2.09	2.70	3.33	4.17	5.90	8.34	11.39	14.68	16.92	19.02	21.7	23.6	9
10	2.16	2.56	3.25	3.94	4.87	6.74	9.34	12.55	15.99	18.31	20.5	23.2	25.2	10
11	2.60	3.05	3.82	4.57	5.58	7.58	10.34	13.70	17.28	19.68	21.9	24.7	26.8	11
12	3.07	3.57	4.40	5.23	6.30	8.44	11.34	14.85	18.55	21.0	23.5	26.2	28.3	12
13	3.57	4.11	5.01	5.89	7.04	9.30	12.34	15.98	19.81	22.4	24.7	27.7	29.8	13
14	4.07	4.66	5.63	6.57	7.79	10.17	13.34	17.12	21.1	23.7	26.1	29.1	31.3	14
15	4.60	5.23	6.26	7.26	8.55	11.04	14.34	18.25	22.3	25.0	27.5	30.6	32.8	15
16	5.14	5.81	6.91	7.96	9.31	11.91	15.34	19.37	23.5	26.3	28.8	32.0	34.3	16
17	5.70	6.41	7.56	8.67	10.09	12.79	16.34	20.5	24.8	27.6	30.2	33.4	35.7	17
18	6.26	7.01	8.23	9.39	10.86	13.68	17.34	21.6	26.0	28.9	31.5	34.8	37.2	18
19	6.84	7.63	8.91	10.12	11.65	14.56	18.34	22.7	27.2	30.1	32.9	36.2	38.6	19
20	7.43	8.26	9.59	10.85	12.44	15.45	19.34	23.8	28.4	31.4	34.2	37.6	40.0	20
21	8.03	8.90	10.28	11.59	13.24	16.34	20.3	24.9	29.6	32.7	35.5	38.9	41.4	21
22	8.64	9.54	10.98	12.34	14.04	17.24	21.3	26.0	30.8	33.9	36.8	40.3	42.8	22
23	9.26	10.20	11.69	13.09	14.85	18.14	22.3	27.1	32.0	35.2	38.1	41.6	44.2	23
24	9.89	10.86	12.40	13.85	15.66	19.04	23.3	28.2	33.2	36.4	39.4	43.0	45.6	24
25	10.52	11.52	13.12	14.61	16.47	19.94	24.3	29.3	34.4	37.7	40.6	44.3	46.9	25
26	11.16	12.20	13.84	15.38	17.29	20.8	25.3	30.4	35.6	38.9	41.9	45.6	48.3	26
27	11.81	12.88	14.57	16.15	18.11	21.7	26.3	31.5	36.7	40.1	43.2	47.0	49.6	27
28	12.46	13.56	15.31	16.93	18.94	22.7	27.3	32.6	37.9	41.3	44.5	48.3	51.0	28
29	13.12	14.26	16.05	17.71	19.77	23.6	28.3	33.7	39.1	42.6	45.7	49.6	52.3	29
30	13.79	14.95	16.79	18.49	20.6	24.5	29.3	34.8	40.3	43.8	47.0	50.9	53.7	30
40	20.7	22.2	24.4	26.5	29.1	33.7	39.3	45.6	51.8	55.8	59.3	63.7	66.8	40
50	28.0	29.7	32.4	34.8	37.7	42.9	49.3	56.3	63.2	67.5	71.4	76.2	79.5	50
60	35.5	37.5	40.5	43.2	46.5	52.3	59.3	67.0	74.4	79.1	83.3	88.4	92.0	60
70	43.3	45.4	48.3	51.7	55.3	61.7	69.3	77.6	85.5	90.5	95.0	100.4	104.2	70
80	51.2	53.5	57.2	60.4	64.3	71.1	79.3	88.1	96.6	101.9	106.6	112.3	116.3	80
90	59.2	61.8	65.6	69.1	73.3	80.6	89.3	98.6	107.6	113.1	118.1	124.1	128.3	90
100	67.3	70.1	74.2	77.9	82.4	90.1	99.3	109.1	118.5	124.3	129.6	135.8	140.2	100
Z_p	-2.58	-2.33	-1.96	-1.64	-1.28	-0.674	0.000	0.674	1.282	1.645	1.960	2.33	2.58	Z_p

Πηγή: Parsons, R. (1974). Statistical analysis : A decision making approach, Harper and Row, New York.

Κατανομή t

v	Πιθανότητα μίας αριθμητικά μεγαλύτερης τιμής t									
	0.5	0.4	0.3	0.2	0.1	0.05	0.02	0.01	0.001	
1	1.000	1.376	1.963	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657	636.619	
2	.816	1.061	1.386	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925	31.598	
3	.765	.978	1.250	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841	12.941	
4	.741	.941	1.190	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604	8.610	
5	.727	.920	1.156	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032	6.859	
6	.718	.906	1.134	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707	5.959	
7	.711	.896	1.119	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499	5.405	
8	.706	.889	1.108	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355	5.041	
9	.703	.883	1.100	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250	4.781	
10	.700	.879	1.093	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169	4.587	
11	.697	.876	1.088	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106	4.437	
12	.695	.873	1.083	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055	4.318	
13	.694	.870	1.079	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012	4.221	
14	.692	.868	1.076	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977	4.140	
15	.691	.866	1.074	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947	4.073	
16	.690	.865	1.071	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921	4.015	
17	.689	.863	1.069	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898	3.965	
18	.688	.862	1.067	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878	3.922	
19	.688	.861	1.066	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861	3.883	
20	.687	.860	1.064	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845	3.850	
21	.686	.859	1.063	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831	3.819	
22	.686	.858	1.061	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819	3.792	
23	.685	.858	1.060	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807	3.767	
24	.685	.857	1.059	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797	3.745	
25	.684	.856	1.058	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787	3.725	
26	.684	.856	1.058	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779	3.707	
27	.684	.855	1.057	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771	3.690	
28	.683	.855	1.056	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763	3.674	
29	.683	.854	1.055	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756	3.659	
30	.683	.854	1.055	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750	3.646	
40	.681	.851	1.050	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704	3.551	
60	.679	.848	1.046	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660	3.460	
120	.677	.845	1.041	1.289	1.658	1.980	2.358	2.617	3.373	
∞	.674	.842	1.036	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	3.291	
v	0.25	0.2	0.15	0.1	0.05	0.025	0.01	0.005	0.0005	
	Πιθανότητα μίας μεγαλύτερης θετικής τιμής της t									

Πηγή: Steel, R.G.D and J. H. Torrie, (1980). Principles and procedures of statistics: A biometrical approach, McGraw-Hill, Kogakusha, Tokyo.

Κατανομή F

V ₂	P	V ₁								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	.100	39.86	49.50	53.59	55.83	57.24	58.20	58.91	59.44	59.86
	.050	161.4	199.3	213.7	224.6	230.2	234.0	236.8	238.9	240.3
	.025	647.8	799.3	864.2	899.6	921.8	937.1	948.2	956.7	963.3
	.010	4052	4999.3	5403	5623	5764	5859	5928	5982	6022
.005	16211	20000	21615	22500	23056	23437	23715	23923	24091	
2	.100	8.53	9.00	9.16	9.24	9.29	9.33	9.35	9.37	9.38
	.050	18.51	19.00	19.16	19.23	19.30	19.33	19.35	19.37	19.38
	.025	38.51	39.00	39.17	39.23	39.30	39.33	39.35	39.37	39.39
	.010	98.50	99.00	99.17	99.23	99.30	99.33	99.35	99.37	99.39
.005	198.5	199.0	199.2	199.3	199.3	199.3	199.3	199.4	199.4	
3	.100	5.54	5.46	5.39	5.34	5.31	5.28	5.27	5.25	5.24
	.050	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	8.81
	.025	17.44	16.04	15.44	15.10	14.88	14.73	14.62	14.54	14.47
	.010	34.12	30.82	29.46	28.71	28.24	27.91	27.67	27.49	27.35
.005	55.55	49.80	47.47	46.19	45.39	44.84	44.43	44.13	43.88	
4	.100	4.54	4.32	4.19	4.11	4.05	4.01	3.98	3.95	3.94
	.050	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00
	.025	12.22	10.65	9.98	9.60	9.36	9.20	9.07	8.98	8.90
	.010	21.20	18.00	16.69	15.98	15.52	15.21	14.98	14.80	14.66
.005	31.33	26.28	24.26	23.15	22.46	21.97	21.62	21.35	21.14	
5	.100	4.06	3.78	3.62	3.52	3.45	3.40	3.37	3.34	3.32
	.050	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.77
	.025	10.01	8.43	7.76	7.39	7.15	6.98	6.85	6.76	6.68
	.010	16.26	13.27	12.06	11.39	10.97	10.67	10.46	10.29	10.16
.005	22.78	18.31	16.53	15.56	14.94	14.51	14.20	13.96	13.77	
6	.100	3.78	3.46	3.29	3.18	3.11	3.05	3.01	2.98	2.96
	.050	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10
	.025	8.81	7.26	6.60	6.23	5.99	5.82	5.70	5.60	5.52
	.010	13.33	10.92	9.78	9.15	8.75	8.47	8.26	8.10	7.98
.005	18.63	14.54	12.92	12.03	11.46	11.07	10.79	10.57	10.39	
7	.100	3.59	3.26	3.07	2.96	2.88	2.83	2.78	2.75	2.72
	.050	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68
	.025	8.07	6.54	5.89	5.52	5.29	5.12	4.99	4.90	4.82
	.010	12.25	9.55	8.45	7.85	7.46	7.19	6.99	6.84	6.72
.005	16.24	12.40	10.88	10.05	9.52	9.16	8.89	8.68	8.51	
8	.100	3.46	3.11	2.92	2.81	2.73	2.67	2.62	2.59	2.56
	.050	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39
	.025	7.57	6.06	5.42	5.05	4.82	4.65	4.53	4.43	4.36
	.010	11.26	8.65	7.59	7.01	6.63	6.37	6.18	6.03	5.91
.005	14.69	11.04	9.60	8.81	8.30	7.95	7.69	7.50	7.34	
9	.100	3.36	3.01	2.81	2.69	2.61	2.55	2.51	2.47	2.44
	.050	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18
	.025	7.21	5.71	5.08	4.72	4.48	4.32	4.20	4.10	4.03
	.010	10.56	8.02	6.99	6.42	6.06	5.80	5.61	5.47	5.35
.005	13.61	10.11	8.72	7.98	7.47	7.13	6.88	6.69	6.54	
10	.100	3.29	2.92	2.73	2.61	2.52	2.46	2.41	2.38	2.35
	.050	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02
	.025	6.94	5.46	4.83	4.47	4.24	4.07	3.95	3.85	3.78
	.010	10.04	7.56	6.55	5.99	5.64	5.39	5.20	5.06	4.94
.005	12.83	9.43	8.08	7.34	6.87	6.54	6.30	6.12	5.97	
11	.100	3.23	2.86	2.66	2.54	2.45	2.39	2.34	2.30	2.27
	.050	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	2.90
	.025	6.72	5.26	4.63	4.28	4.04	3.88	3.76	3.66	3.59
	.010	9.65	7.21	6.22	5.67	5.32	5.07	4.89	4.74	4.63
.005	12.23	8.91	7.60	6.88	6.42	6.10	5.86	5.68	5.54	
12	.100	3.18	2.81	2.61	2.48	2.39	2.33	2.28	2.24	2.21
	.050	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	2.80
	.025	6.55	5.10	4.47	4.12	3.89	3.73	3.61	3.51	3.44
	.010	9.33	6.93	5.95	5.41	5.06	4.82	4.64	4.50	4.39
.005	11.75	8.51	7.23	6.52	6.07	5.76	5.52	5.35	5.20	
13	.100	3.14	2.76	2.56	2.43	2.35	2.28	2.23	2.20	2.16
	.050	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77	2.71
	.025	6.41	4.97	4.35	4.00	3.77	3.60	3.48	3.39	3.31
	.010	9.07	6.70	5.74	5.21	4.86	4.62	4.44	4.30	4.19
.005	11.37	8.19	6.93	6.23	5.79	5.48	5.25	5.08	4.94	
14	.100	3.10	2.73	2.52	2.39	2.31	2.24	2.19	2.15	2.12
	.050	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85	2.76	2.70	2.65
	.025	6.30	4.86	4.24	3.89	3.66	3.50	3.38	3.29	3.21
	.010	8.86	6.51	5.56	5.04	4.69	4.46	4.28	4.14	4.03
.005	11.08	7.92	6.68	6.00	5.56	5.26	5.03	4.86	4.72	

Συντάκτης