Έκτροπες τιμές (outliers): Q-test

Ως **έκτροπη** (outlier) σε ένα πληθυσμιακό δείγμα χαρακτηρίζεται κάθε τιμή, που ανήκει σε διαφορετικό πληθυσμό από τον πληθυσμό της πλειονότητας των μετρήσεων.



Η δοκιμασία Q (quotient) του Dixon βασίζεται στην κατανομή του λόγου υποπεριοχών (subrange ratio) μιας διατεταγμένης σειράς μετρήσεων

$$\chi_1 > \chi_2 > > \chi_n$$

που έχει ληφθεί από το ίδιο το πληθυσμιακό δείγμα.

$$Q_{\text{exp}} = \frac{x_2 - x_1}{x_n - x_1} \qquad (\text{ύποπτη τιμή η } x_1)$$

$$Q_{\text{exp}} = \frac{x_{\text{n}} - x_{\text{n-1}}}{x_{\text{n}} - x_{\text{1}}} \quad (\text{úpssthetain} \ \eta \ x_{\text{n}})$$

Προσοχή: Αν απορριφθεί μια τιμή ως έκτροπη, δεν επιτρέπεται η επανάληψη της δοκιμασίας στις υπόλοιπες τιμές της ομάδας μετρήσεων!!

Απορρίπτονται σε CL 90%

όχι όμως σε CL 95%

Κρίσιμες τιμές Q

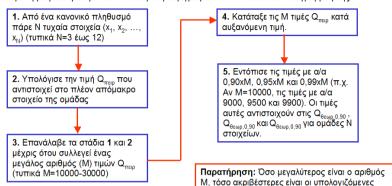
n	80%	90%	95%	99%
3	0,886	0,941	0,970	0,994
4	0,679	0,765	0,829	0,926
5	0,557	0,642	0,710	0,821
6	0,482	0,560	0,625	0,740
7	0,434	0,507	0,568	0,680
8	0,399	0,468	0,526	0,634
9	0,370	0,437	0,493	0,598
10	0,349	0,412	0,466	0,568
11	0,332	0,392	0,444	0,542
12	0,318	0,376	0,426	0,522

Απορρίπτονται σε CL 99%

Έκτροπες τιμές (outliers):

Παραγωγή κρίσιμων τιμών Q με προσομοιώσεις Monte Carlo

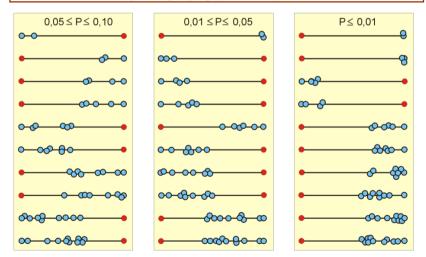
Ένας απλός και γενικός τρόπος παραγωγής κρίσιμων τιμών για τη δοκιμασία Q με ικανοποιητική ακρίβεια και με τη βοήθεια ηλεκτρονικού υπολογιστή περιγράφεται από το ακόλουθο διάγραμμα ροής:



^{*} Ο τρόπος αυτός είναι γενικού χαρακτήρα και μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τον υπολογισμό κρίσιμων τιμών για κάθε δοκιμασία. Είναι ιδιαίτερα χρήσιμος σε περιπτώσεις όπου ο προσδιορισμός των κρίσιμων τιμών με συγκεκριμένες μαθηματικές εξισώσεις είναι δύσκολος (περίπτωση κρίσιμων τιμών Q). Λεπτομερέστερη περιγραφή μπορεί να αναζητηθεί στο άρθρο:

τιμές (Νόμος μεγάλων αριθμών).

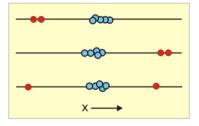
Έκτροπες τιμές (outliers): Q-test



Απορρίπτονται σε CL 95%

όχι όμως σε CL 99%

Έκτροπες τιμές (outliers): Φαινόμενα κάλυψης



 $QP = \frac{(x_2 - x_1)}{(x_{n-1} - x_1)} \cdot \frac{(x_n - x_{n-1})}{(x_n - x_2)}$

Η παρουσία μιας έκτροπης τιμής μπορεί να υποστεί "κάλυψη" (masking) από την παρουσία 2ης, 3ης κ.ο.κ. έκτροπης τιμής

Έχουν προταθεί δοκιμασίες για σύγχρονη ανίχνευση 2, 3 κ.ο.κ. εκτρόπων τιμών. Τυπικό παράδειγμα το QP-test (για 2 έκτροπες τιμές)*

Κρίσιμες τιμές **QP**

$$\begin{split} QP &= \frac{(x_3 - x_1)}{(x_n - x_1)} \cdot \frac{(x_3 - x_2)}{(x_n - x_2)} &\qquad (\text{ύposto Zeύgos: } x_1, x_2) \\ \\ QP &= \frac{(x_n - x_{n-2})}{(x_n - x_1)} \cdot \frac{(x_{n-1} - x_{n-2})}{(x_{n-1} - x_1)} &\qquad (\text{úposto Zeúgos: } x_{n-1}, x_n) \end{split}$$

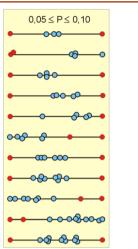
	10	0
	11	(
	12	(
(ύποπτο ζεύγος: x ₁ , x _n)	13	(
	14	(

n	90%	95%	99%
5	0,644	0,732	0,867
6	0,448	0,532	0,695
7	0,336	0,410	0,555
8	0,265	0,325	0,458
9	0,220	0,271	0,384
10	0,185	0,231	0,332
11	0,163	0,204	0,297
12	0,145	0,181	0,266
13	0,129	0,162	0,235
14	0,118	0,149	0,219

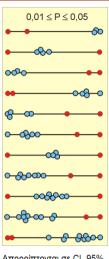
^{*} C. E. EFSTATHIOU: "A Test for the Simultaneous Detection of Two Outliers Among Extreme Values of Small Data Sets", Analytical Letters, 26(2), 379-390 (1993).

C. E. EFSTATHIOU: "Stochastic Calculation of Critical Q-Test Values for the Detection of Outliers in Measurements", Journal of Chemical Education. 69, 733-736 (1992).

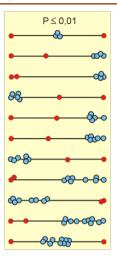
Έκτροπες τιμές (outliers): Σύγχρονη ανίχνευση 2 εκτρόπων τιμών



Απορρίπτονται σε CL 90% όχι όμως σε CL 95%



Απορρίπτονται σε CL 95% όχι όμως σε CL 99%



Απορρίπτονται σε CL 99%

Έκτροπες τιμές (outliers): Παράδειγμα διαδοχικής ανίχνευσης 1 και στη συνέχεια 2 εκτρόπων τιμών

Η ομάδα 8 μετρήσεων της ίδιας ποσότητας είναι η ακόλουθη (κατά αυξανόμενη τιμή):

5,62, 7,31, 7,42, 7,66, 7,91, 8,01, 8,22 kgi 9,55.

Να εξεταστεί η ενδεχόμενη παρουσία μίας ή δύο εκτρόπων τιμών σε στάθμη εμπιστοσύνης 95%.

Λύση. Πρώτα εξετάζεται η υπόθεση της παρουσίας **μίας έκτροπης τιμής** (η πλέον απέχουσα τιμή είναι η **5.62**). Είναι:

 $Q = (7,31-5,62) / (9,55-5,62) = 0,430 < Q_{theor 0.95} (= 0,526 \text{ yi} \alpha \text{ n} = 8)$

και επομένως η 5,62 δεν μπορεί να απορριφθεί.

Είναι προφανές ότι η τιμή 5.62 "καλύπτεται" από την τιμή 9.55, απουσία της οποίας θα μπορούσε να απορριφθεί αφού: $(7.31-5.62)/(8.22-5.62) = 0.650 > Q_{theor 0.05}$ (= 0.568 για n = 7).

Επειδή απορρίπτεται η υπόθεση της (αποκλειστικά) μίας έκτροπης τιμής, μπορεί να εξεταστεί πλέον η υπόθεση παρουσίας (αποκλειστικά) δύο εκτρόπων τιμών. Χρησιμοποιώντας την κατάλληλη για την περίπτωση εξίσωση βρίσκουμε:

 $QP = [(7,31-5,62)/(8,22-5,62)] \times [(9,55-8,22)/(9,55-7,31)] = 0,386 \\ > QP_{theor.0.95} (= 0,325 \ \gamma la \ n = 8),$

Οπότε και οι δύο τιμές 5,62 και 9,55 μπορούν να απορριφθούν με πιθανότητα $\ge 95\%$ ότι δεν απορρίπτεται ζεύγος "έγκυρων" τιμών $(\delta \eta \lambda. \ 0,05 \ge P)$

Σύγκριση διακυμάνσεων: Δοκιμασία F (Snedecor's F-test)

Πίνακας κρίσιμων τιμών F

5		s _A ²
Στατιστικό στοιχείο:	F =	s _B ²

 $\begin{aligned} \text{Πρέπει να είναι } s_A \geq s_B \text{ έτσι}, \\ \text{ώστε } F_{\pi \epsilon \text{ιραμ}} \; \geq 1 \end{aligned}$

Συχνά το F-test αποτελεί απαραίτητη προδοκιμασία για άλλες δοκιμασίες:

π.χ. Για τη σύγκριση 2 μέσων τιμών με δοκιμασία t είναι απαραίτητο να επιβεβαιωθεί προηγουμένως ότι δεν υπάρχει σημαντική διαφορά μεταξύ των τιμών s των 2 ομάδων μετρήσεων.

VA	2	3	4	5	6	10	(2)		Hμη
VA.	2	,	"	,	۰ ا	10			οσύντης ασίας:
VB								ενός	δύο
\ vB\								άκρου	άκρων
-	9.00	9.16	9,24	9,29	9,33	9,39	9,49	90%	80%
2	19,00	19,16	19,25	19,30	19,33	19,37	19,50	95%	90%
	39,00	39,17	39,25	39,30	39,33	39,40	39,50	97,5%	95%
	99,00	99,17	99,25	99,30	99,33	99,36	99,50	99%	98%
	5.46	5,39	5,34	5,31	5,28	5,23	5,13	90%	80%
3	9,55	9,28	9,12	9,01	8,98	8,78	8,53	95%	90%
-	16,04	15,44	15,10	14,88	14,73	14,42	13,90	97,5%	95%
	30,82	29,46	28,71	28,24	27,91	27,23	26,12	99%	98%
	4,32	4,19	4,11	4,05	4,01	3,92	3,76	90%	80%
4	6,94	6,59	6,39	6,26	6,16	5,96	5,63	95%	90%
	10,65	9,98	9,60	9,36	9,20	8,84	8,26	97,5%	95%
	18,00	16,69	15,98	15,52	15,21	14,54	13,46	99%	98%
	3,78	3,62	3,52	3,45	3,40	3,30	3,10	90%	80%
5	5,79	4.76	5.19	5.05	4,95	4,74	4.36	95%	90%
	8,43	7,76	7,39	7,15	6,98	6,61	6,02	97,5%	95%
	13,27	12,06	11.39	10,97	10,67	10,05	9,02	99%	98%
	3,46	3.29	3.18	3.11	3.05	2,94	2,72	90%	80%
6	5,14	4,76	4,53	4,39	4,28	4,06	3,67	95%	90%
	7,26	6,60	6,23	5,99	5,82	5,46	4,85	97,5%	95%
	10,92	9,78	9,15	8,75	8,47	7,87	6,88	99%	98%
	2,92	2,73	2,61	2,52	2,46	2,32	2,06	90%	80%
10	4,10	3,71	3,48	3,33	3,22	2,97	2,54	95%	90%
	5,46	4,83	4,47	4,24	4,07	3,96	3,08	97,5%	95%
	7,56	6,55	5,99	5,64	5,39	4,85	3,91	99%	98%
	2,70	2,49	2,36	2,27	2,21	2,06	1,76	90%	80%
15	3,68	3,29	3,06	2,90	2,79	2,54	2,07	95%	90%
	4,77	4,15	3,80	3,58	3,41	3,06	2,40	97,5%	95%
	6,36	5,42	4,89	4,36	4,32	3,80	2,87	99%	98%
(2)	2,30	2,08	1,94	1,85	1,77	1,60	1,00	90%	80%
00	3,00	2,60	2,37	2,21	2,10	1,83	1,00	95%	90%
	3,69	3,12	2,79	2,57	2,41	2,05	1,00	97,5%	95%
	4,61	3,78	3,32	3,02	2,80	2,32	1,00	99%	98%

Σύγκριση διακυμάνσεων: Δοκιμασία F (Παράδειγμα)

Να εξεταστεί σε στάθμη εμπιστοσύνης 95% εάν υπάρχει σημαντική διαφορά στη διασπορά των αποτελεσμάτων που παρέχουν οι μέθοδοι Α και Β με βάση τις παρακάτω τιμές μετρήσεων:

Mέθ. A: 4,41, 4,54, 4,89, 4,89, 5,12 Mέθ. B: 4,52, 4,62, 4,68, 4,73

Λύση: Οι τυπικές αποκλίσεις είναι:

 $s_A = 0.2888 \text{ kai } s_B = 0.09032,$ $O\pi \acute{o} te F_{\pi e i o g u} = 0.2888^2 / 0.09032^2 = 10.22$

Εντοπίζουμε στον πίνακα την F_{θεωρ} για δοκιμασία 2 άκρων (εξετάζεται μόνο αν υπάρχει διαφορά)

Βρίσκουμε ότι $F_{\theta \epsilon \omega \rho}$ = 15,10 και εφόσον $F_{\pi \epsilon \omega \rho \omega \rho} < F_{\theta \epsilon \omega \rho}$ δεν υφίσταται σημαντική

ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΗ: Σε CL 90% υπάρχει σημαντική διαφορά.

διαφορά σε CL 95%.

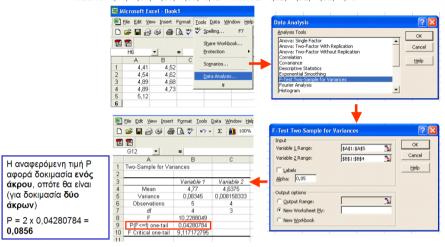
Πίνακας κρίσιμων τιμών F

\VA	2	3	4	5	6	10	ω")	εμπιστ	
- Lu			$\overline{}$					δοκιμ ενός	εσιας: δύο
VB			1 1					άκρου	άκρων
\rightarrow	9.00	9.16	9,24	9,29	9,33	9,39	9,49	90%	80%
2	19,00	19,16	19,25	19,30	19,33	19,37	19,50	95%	90%
	39,00	39,17	39,25	39,30	39,33	39,40	39,50	97,5%	95%
	99,00	99,17	99,25	99,30	99,33	99,36	99,50	99%	98%
	5.46	5,39	5,34	5,31	5,28	5,23	5,13	90%	80%
3	9.55	9.28	9.12	9.01	8.98	8.78	8.53	95%	90%
	16,04	15,44	15,10	14,88	14,73	14,42	13,90	97,5%	95%
_	30,82	29,46	28,71	28,24	27,91	27,23	26,12	99%	98%
	4,32	4,19	4,11	4,05	4,01	3,92	3,76	90%	80%
4	6,94	6,59	6,39	6,26	6,16	5,96	5,63	95%	90%
	10,65	9,98	9,60	9,36	9,20	8,84	8,26	97,5%	95%
	18,00	16,69	15,98	15,52	15,21	14,54	13,46	99%	98%
	3,78	3,62	3,52	3,45	3,40	3,30	3,10	90%	80%
5	5,79	4,76	5,19	5,05	4,95	4,74	4,36	95%	90%
	8,43	7,76	7,39	7,15	6,98	6,61	6,02	97,5%	95%
	13,27	12,06	11.39	10,97	10,67	10,05	9,02	99%	98%
	3,46	3,29	3,18	3,11	3,05	2,94	2,72	90%	80%
6	5,14	4,76	4,53	4,39	4,28	4,06	3,67	95%	90%
	7,26	6,60	6,23	5,99	5,82	5,46	4,85	97,5%	95%
	10,92	9,78	9,15	8,75	8,47	7,87	6,88	99%	98%
	2,92	2,73	2,61	2,52	2,46	2,32	2,06	90%	80%
10	4,10	3,71	3,48	3,33	3,22	2,97	2,54	95%	90%
	5,46	4,83	4,47	4,24	4,07	3,96	3,08	97,5%	95%
	7,56	6,55	5,99	5,64	5,39	4,85	3,91	99%	98%
	2,70	2,49	2,36	2,27	2,21	2,06	1,76	90%	80%
15	3,68	3,29	3,06	2,90	2,79	2,54	2,07	95%	90%
	4,77	4,15	3,80	3,58	3,41	3,06	2,40	97,5%	95%
	6,36	5,42	4,89	4,36	4,32	3,80	2,87	99%	98%
(2)	2,30	2,08	1,94	1,85	1,77	1,60	1,00	90%	80%
00	3,00	2,60	2,37	2,21	2,10	1,83	1,00	95%	90%
	3,69	3,12	2,79	2,57	2,41	2,05	1,00	97,5%	95%
	4,61	3,78	3,32	3,02	2,80	2,32	1,00	99%	98%

Σύγκριση διακυμάνσεων: Δοκιμασία F (Παράδειγμα)

Να εξεταστεί σε στάθμη εμπιστοσύνης 95% εάν υπάρχει σημαντική διαφορά στη διασπορά των αποτελεσμάτων που παρέχουν οι μέθοδοι Α και Β με βάση τις παρακάτω τιμές μετρήσεων:

Μέθ. Α: 4.41, 4.54, 4.89, 4.89, 5.12 Μέθ. Β: 4.52, 4.62, 4.68, 4.73



Ανάλυση Διακύμανσης

Πηγές διακύμανσης:

- Τυχαία σφάλματα (random errors). Υπεισέρχονται στο στάδιο μέτρησης και έχουν την ίδια επίδραση σε όλες τις ομάδες μετρήσεων.
- 2. Ελεγχόμενοι παράγοντες (controlled factors). Οι παράγοντες που καθορίζουν το σύστημα ομαδοποίησης των μετρήσεων. Διακρίνονται σε αριθμήσιμους και μη αριθμήσιμους.

Παραδείγματα αριθμήσιμων παραγόντων: Θερμοκρασία συντήρησης δείγματος, βάθος δειγματοληψίας, σειρά ανάλυσης, συγκέντρωση ενός αναλυτικού αντιδραστηρίου.

Παραδείγματα μη αριθμήσιμων παραγόντων: Εργαστήριο, ο αναλυτής, εταιρία παραγωγής κάποιου αναλυτικού αντιδραστηρίου.

Βασικοί τύποι ΑΝΟΥΑ:

Μονόδρομη (one-way) **ΑΝΟVΑ**: Ένας ελεγχόμενος παράγοντας (π.χ. βάθος δειγματοληψίας)

Δίδρομη (two-way) **ΑΝΟVΑ** : Δύο ελεγχόμενοι παράγοντες (π.χ. βάθος δειγματοληψίας + θερμοκρασία συντήρησης δείγματος)

K.O.K.

Ανάλυση Διακύμανσης <u>An</u>alysis <u>o</u>f <u>Va</u>riance (ANOVA)

Σκοπός της ΑΝΟVΑ: Εντοπισμός των πηγών προέλευσης της διακύμανσης ομαδοποιημένων μετρήσεων και εκτίμηση της συνεισφοράς κάθε πηγής στην ολική διακύμανση

Στατιστική προσέγγιση: Εάν δεχτούμε ότι όλες οι μετρήσεις προέρχονται από τον ίδιο πληθυσμό, τότε η παρατηρούμενη διακύμανση μεταξύ των μέσω τιμών των επιμέρους ομάδων είναι η στατιστικώς αναμενόμενη με βάση τις διακυμάνσεις των μετρήσεων;

- Αν ΝΑΙ τότε όλες οι ομάδες προέρχονται από τον ίδιο πληθυσμό.
- Αν ΟΧΙ, τότε υπάρχει κάποιος παράγοντας που διαφοροποιεί τις μετρήσεις από ομάδα σε ομάδα επαυξάνοντας τη διακύμανση (παράγοντας που διαφοροποιεί τον "πληθυσμό" σε "πληθυσμούς").

Τυπικές περιπτώσεις εφαρμογής:

- Σύγκριση αναλυτικών αποτελεσμάτων πολλών εργαστηρίων, όταν όλα μετρούν το ίδιο συστατικό στο ίδιο δείγμα με την ίδια τεχνική (δηλ. επέκταση του t-test σε περισσότερες από δύο ομάδες) (interlaboratory precision).
- Διαπίστωση της ομοιογένειας δείγματος με αναλύσεις διαφορετικών επιμέρους δειγμάτων ληφθέντων από διάφορα σημεία του κυρίως δείγματος (sample homogeinity).
- Διαπίστωση της επίδρασης της σειράς μέτρησης στο αναλυτικό αποτέλεσμα (within day precision).
- Διαπίστωση της επίδρασης της ημέρας μέτρησης στο αναλυτικό αποτέλεσμα (between days precision).

Ανάλυση Διακύμανσης: Συμβολισμοί – Μηδενική υπόθεση

		Ομάδα μέτρησης					
	1	2			m		
Μέτρηση 1	X ₁₁	X ₁₂			X_{1m}		
Μέτρηση 2	X_{21}	X ₂₂			X_{2m}		
Μέτρηση n _j	X_{nj1}	X _{nj2}			X_{njm}		

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = ... = \mu_m$$

Ανάλυση Διακύμανσης: Υπολογισμοί επιμέρους ποσοτήτων

ΓΙΑ ΚΑΘΕ ΟΜΑΛΑ η; ΜΕΤΡΗΣΕΩΝ $(1 \le j \le m)$

1) Το άθροισμα (sum) των μετρήσεων:

$$A_{j} = \sum_{i=1}^{n_{j}} X_{i}$$

2) Η μέση τιμή της ομάδας (group average):

$$\bar{x}_j = A_i/n_i$$

$$V_j = S_j^2 = \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{X}_j - X_i)^2 / (n_j - 1)$$

4) Το άθροισμα των τετραγώνων των υπολοίπων (sum of squared residuals):

$$\sum_{i=1}^{n_j} r_i^2 = \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{x}_j - x_i)^2 = v_j (n_j - 1)$$

ΓΙΑ ΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΩΝ ΜΕΤΡΗΣΕΩΝ

1) Ο συνολικός αριθμός μετρήσεων:

$$N = n_1 + n_2 + ... + n_m$$

2) Το μεγάλο άθροισμα (grand sum):

$$A = A_1 + A_2 + \dots + A_m$$

Η μεγάλη μέση τιμή (grand average):

$$\bar{x} = A/N$$

3) Η διακύμανση της ομάδας (group variance): 4) Το άθροισμα των τετραγώνων των υπολοίπων (sum of squared residuals):

$$S_1 = \sum_{i=1}^{n_{j_1}} r_1^2 + \sum_{i=1}^{n_{j_2}} r_2^2 + \ldots + \sum_{i=1}^{n_{j_m}} r_m^2 = \sum_{k=1}^m \left(\sum_{i=1}^{n_k} r_i^2 \right)$$

5) Το άθροισμα των ζυγισμένων τετραγώνων (sum of weighted squares):

$$S_2 = n_1 (\overline{x} - \overline{x}_1)^2 + n_2 (\overline{x} - \overline{x}_2)^2 + ... + n_m (\overline{x} - \overline{x}_m)^2 = \sum_{k=1}^m (\overline{x} - \overline{x}_k)^2$$

6) Το ολικό άθροισμα τετραγώνων (total sum of squares)

$$S_T = S_1 + S_2$$

Ανάλυση Διακύμανσης: Πίνακας αποτελεσμάτων (Σύνοψη)

Συνοπτική παρουσίαση των αποτελεσμάτων ΑΝΟΥΑ

Άθροισμα τετραγώνων	Βαθμοί ελευθερίας	Διακύμανση	Πηγή διακύμανσης - Ονοματολογία
S_1	$f_1 = N - m$	$V_1 = S_1 / f_1$	Ενδοδειγματική διακύμανση (within-sample variance)
S_2	$f_2 = m - 1$	$V_2 = S_2 / f_2$	Διαδειγματική διακύμανση (between-sample variance)
$S_T = S_1 + S_2$	$f_T = N - 1$	$V_T = S_T / f_T$	Ολική διακύμανση (total variance)

Ακολουθεί σύγκριση των διακυμάνσεων V₂ και V₄ με δοκιμασία F.

Εάν η V₂ δεν είναι σημαντικά μεγαλύτερη από την V₁ η H₂ ισχύει.

ΠΡΟΣΟΧΗ: Η δοκιμασία Ε πρέπει να είναι δοκιμασία "ενός άκρου".

Ανάλυση Διακύμανσης: Πρακτικά συμπεράσματα

Η μηδενική υπόθεση ισχύει $(V_1 = V_2)$

Ο ελεγχόμενος παράγοντας δεν επιδρά στο αποτέλεσμα.

Όλες οι μετρήσεις προέρχονται από τον ίδιο ("ενιαίο") πληθυσμό και οι διαφορές στις μέσες τιμές οφείλονται μόνο σε τυχαία σφάλματα στο στάδιο των μετρήσεων

Όλες οι μετρήσεις μπορούν να συνενωθούν σε μία ενιαία ομάδα (ως προερχόμενες από τον ίδιο πληθυσμό).

Η μεγάλη μέση τιμή $(\overline{\overline{x}})$ μπορεί να δοθεί ως τελικό (ενιαίο) αποτέλεσμα της ανάλυσης

Η ολική διακύμανση V_τ αποτελεί τη διακύμανση του δείγματος και εκτιμήτρια της διακύμανσης του πληθυσμού. Η τυπική απόκλιση είναι $s_T = V_T^{1/2}$.

Η μηδενική υπόθεση δεν ισχύει $(V_1 < V_2)$

Ο ελεγχόμενος παράγοντας επιδρά στο αποτέλεσμα.

Όλες οι μετρήσεις δεν προέρχονται από τον ίδιο πληθυσμό και οι διαφορές στις μέσες τιμές οφείλονται στην επίδραση του ελενχόμενου παράνοντα.

Δεν επιτρέπεται η συνένωση των μετρήσεων σε μία ενιαία ομάδα, αλλά παραμένουν στις αρχικές ομάδες, μέχρις ότου διαπιστωθούν οι ομάδες που υπέστησαν την επίδραση του ελεγχόμενου παράγοντα, οπότε μπορεί να ακολουθήσει νέα ομαδοποίηση.

Η μεγάλη μέση τιμή $(\overline{\overline{x}})$ δεν έχει καμία στατιστική σημασία, αφού προέρχεται από διαφορετικούς πληθυσμούς.

Πρέπει να δοθούν ξεχωριστά οι τιμές V₁ (ενδοδειγματική διακύμανση) και η V₂ (διαδειγματική διακύμανση) και οι αντίστοιχες τυπικές αποκλίσεις $s_{T_1} = V_1^{1/2}$ και $s_2 = V_2^{1/2}$.

Ανάλυση Διακύμανσης: Παράδειγμα

Σε δείγματα Α, Β, Γ και Δ θαλάσσιου ύδατος που ελήφθησαν στην ίδια τοποθεσία, αλλά σε βάθη 1, 5. 20 και 100 μέτρων προσδιορίσθηκε η περιεκτικότητα σε Βr με την ίδια φωτομετρική μέθοδο και τα αποτελέσματα (σε mg Br/L) πολλαπλών μετρήσεων σε κάθε δείγμα δείχνονται στον πίνακα.

Να εξετασθεί αν σε στάθμη εμπιστοσύνης 95% το βάθος δειγματοληψίας (ελεγχόμενος παράγοντας) έχει επίδραση στην τιμή της συγκέντρωσης Βr.

-0.7 [_0.7 10.0	-0.7 [_0.7 [
69,1	63,5	64,0	69,9
70,5	68,4	61,3	71,2
67,3	63,1	64,3	66,5
68,8	69,9	61,4	-
69,7	-	64,6	-
-	-	69,1	-
-	-	69,2	-

Δείνμα Α Δείνμα Β Δείνμα Γ Δείνμα Δ

Λύση. Υπολογίζονται οι επιμέρους απαραίτητες ποσότητες:

Ποσότητα	Δείγμα Α	Δείγμα Β	Δείγμα Γ	Δείγμα Δ
Άθροισμα	345,4	264,9	453,8	207,6
Μέση τιμή	69,1	66,2	64,8	69,2
Διακύμανση	1,4	11,8	10,4	5,9
Άθρ. τετρ. υπολ.	5,6	35,4	62,7	11,8

Επιπλέον υπολογίζονται

Συνολικός αριθμός μετρήσεων: 19, Μεγάλο άθροισμα: 1271,7, Μεγάλη μέση τιμή: 66,9, Άθρ. τετραγ. υπολοίπ. (S_1): 115,6, Άθρ. ζυγισμ. τετραγ. (S_2): 71,47, Ολικό άθρ. τετραγ.: 187,0.

Ενδοδειγματική διακυμ. $V_1 = S_1/(19 - 4) = 7,70$, Διαδειγματική διακύμ. $V_2 = S_2/(4 - 1) = 23,82$,

Ολική διακύμ. V_T = S_T / (19 - 1) = **10,39**, επομένως $F_{\text{παραμ.}}$ = V_2 / V_1 = **3,093**, που είναι μικρότερη από την $F_{\theta_{\text{RMO}}}$ (v_{B} =15, v_{A} =3, CL=95%-ενός άκρου) = 3,29, επομένως: η H_{O} ισχύει.

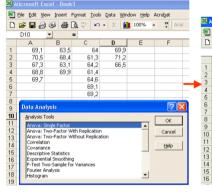
Επομένως το βάθος δειγματοληψίας δεν επιδρά και μπορούμε να αναφέρουμε ότι: Mέση [Br] = **66.9 mg/L** και $s = \sqrt{10.39} = 3.2 mg/L$

Ανάλυση Διακύμανσης: Παράδειγμα

Σε δείγματα Α, Β, Γ και Δ θαλάσσιου ύδατος που ελήφθησαν στην ίδια τοποθεσία, αλλά σε βάθη 1, 5, 20 και 100 μέτρων προσδιορίσθηκε η περιεκτικότητα σε Βr με την ίδια φωτομετρική μέθοδο και τα αποτελέσματα (σε mg Br/L) πολλαπλών μετρήσεων σε κάθε δείγμα δείχνονται στον πίνακα.

Να εξετασθεί αν σε στάθμη εμπιστοσύνης 95% το βάθος δειγματοληψίας (ελεγχόμενος παράγοντας) έχει επίδραση στην τιμή της συγκέντρωσης Br.

Δείγμα Α	Δείγμα Β	Δείγμα Γ	Δείγμα Δ
69,1	63,5	64,0	69,9
70,5	68,4	61,3	71,2
67,3	63,1	64,3	66,5
68,8	69,9	61,4	-
69,7	-	64,6	-
-	-	69,1	-
-	-	69,2	-



	Microsoft Excel - Book1						
	<u>File Edit View Insert Fo</u>	rmat <u>T</u> ools	Data Wind	ow <u>H</u> elp Ac	robat		
	😅 🖫 🔒 🤪 🖨 🖟	\$ n.	Σ	100% -	» Arial		- 10
	B28 ▼ =						
800	A	В	С	D	E	F	G
1	Anova: Single Factor						
2	-						
3	SUMMARY						
4	Groups	Count	Sum	Average	Variance		
5	Column 1	5	345,4	69,08	1,412		
6	Column 2	4	264,9	66,225	11,80917		
7	Column 3	7	453,8	64,82857	10,44905		
8	Column 4	3	207,6	69,2	5,89		
9							
10							
11	ANOVA						1
12	Source of Variation	SS	df	MS	F	P-value	F crit
13	Between Groups	71,47127	3	23,82376	3,092661	0,058923	3,287383
14	Within Groups	115,5498	15	7,703319			
15							
16	Total	187,0211	18				

Ανάλυση Διακύμανσης: Παράδειγμα

Το ίδιο παράδειγμα με διαφορετικά δεδομένα για τα δείγματα Α και Β:

Δείγμα Α	Δείγμα Β	Δείγμα Γ	Δείγμα Δ
62,1	63,7	64,0	69,9
64,3	62,4	61,3	71,2
62,1	64,1	64,3	66,5
65,8	63,2	61,4	-
61,7	-	64,6	-
-	-	69,1	-
-	-	69,2	-

Λύση:

Με αντίστοιχους υπολογισμούς όπως προηγουμένως προκύπτει:

$$S_1 = 88,7$$
 $S_2 = 79,0$ $S_T = 167,0$ $omote:$

$$V_1 = S_1 / (19 - 4) = 5,91$$

$$V_2 = S_2 / (4 - 1) = 26,33$$

$$V_T = S_T / (19 - 1) = 9,32$$

και

$$\mathsf{F}_{\pi\epsilon i\rho\alpha\mu\dots} = \mathsf{V}_2 \, / \, \mathsf{V}_1 = 26{,}33 \, / \, 5{,}91 = 4{,}453$$

Kαι επειδή
$$F_{\pi ειραμ} > F_{\theta εωρ.}$$
 (=3,29)

Η Η_ο απορρίπτεται και επομένως **υπάρχει επίδραση** του βάθους στο αποτέλεσμα σε CL 95%.

☑ Microsoft Excel - Book1								
Elle Edit View Insert Format Iools Data Window Help Acrobat								
D	☞ □ ∂ ଡ ð	Q 💖 🔊	- Σ	100% -	» Arial		- 10 - B	
119 ▼ =								
	А	В	С	D	E	F	G	
	Anova: Single Factor							
2								
3	SUMMARY							
4	Groups	Count	Sum	Average	Variance			
5	Column 1	5	316	63,2	3,16			
6	Column 2	4	253,4	63,35	0,5366667			
7	Column 3	7	453,8	64,828571	10,449048			
8	Column 4	3	207,6	69,2	5,89			
9								
10								
11	ANOVA							
12	Source of Variation	SS	df	MS	F	P-value	F crit	
13	Between Groups	79,287293	3	26,429098	4,4681844	0,0196924	3,2873828	
14	Within Groups	88,724286	15	5,9149524				
15								
16	Total	168,01158	18					

Ανάλυση Διακύμανσης: Παράδειγμα

Υπολογισμός του σημείου από το οποίο αρχίζει η διαφοροποίηση:

Δείγμα	Μέση τιμή	Διαφορά	
Α	63,2	0,2	
В	63,4	0,2	
Γ	64,8		
Δ	69,2	4,4	

Λύση: Υπολογίζεται η ελάχιστη σημαντική διαφορά (least significant difference, lsd):

Isd =
$$s_1 \times (2 / f_1)^{1/2} \times t_{f_1}$$

Όπου \mathbf{s}_1 : η ενδοδειγματική τυπική απόκλιση (= $V_1^{1/2}$), f_1 και f_2 οι ενδοδειγματικοί και διαδειγματικοί βαθμοί ελευθερίας (f_1 = N - m, f_2 = m - 1) και t_1 η θεωρητική τιμή t για f_1 βαθμούς ελευθερίας στο προκαθορισμένο CL (εδώ για CL 95% και f_1 = 15) είναι $t_{\text{θεωρ}}$ = 2,13.

Στο συγκεκριμένο παράδειγμα είναι:

$$Isd = (2,43) \times (2/3)^{1/2} \times 2,13 = 4,23$$

Επομένως η διαφοροποίηση ξεκινάει μεταξύ δείγματος Γ και δείγματος Δ (μεταξύ βάθους 20 και 100 m).