

Η ΑΝΑΛΥΣΙΣ ΤΗΣ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΣ

Υπό κ. ΣΠΥΡΟΥ Α. ΠΑΠΑΔΟΠΟΥΛΟΥ - ΣΤΑΥΡΟΥ

1. Ἡ ἀνάλυσις τῆς διακυμάνσεως (Analysis of variance) ἀποτελεῖ στατιστικὴν τεχνικὴν ἢ ὁποῖα ἀναλύει ποσοτικὰ μεγέθη ἐξαρτώμενα ἐκ τῆς συγχρόνου ἐπεπεργείας διαφόρων ποιοτικῆς μορφῆς παραγόντων καὶ ἐκτιμᾷ τὴν ἐπίδρασιν ἐνὸς ἐκάστου τούτων μεμονωμένως ἢ ἐν συνδυασμῷ μὲ τοὺς ὑπολοίπους. Ἡ ὄνομασία τῆς ἐν λόγω τεχνικῆς προέρχεται ἐκ τῆς ἐπιτυχανομένης διασπάσεως τῆς διακυμάνσεως εἰς διάφορα τμήματα, τὰ ὁποῖα ἀνταποκρίνονται εἰς τὰς διαφόρους πηγὰς (παράγοντας) παρεκλίσεως τῶν παρατηρήσεων ἐκ τῆς μέσης τιμῆς τούτων.

Ἡ μορφή τοῦ ὑποδείγματος, τὸ ὁποῖον διερευνᾷ ἡ ἀνάλυσις τῆς διακυμάνσεως εἶναι ὡς ἀκολουθεῖ :

$$\Psi_v = \sum_{\gamma=1}^{\Gamma} X_{v\gamma} \beta_{\gamma} + U_v \quad \text{ὅπου οἱ συντελεσταὶ } X_{v\gamma} \text{ ἔχουν τιμὴν 0 ἢ 1 (')}$$

$$v = 1, \dots, N \quad (\text{indicator variables})$$

$$E(U_v) = 0, \quad \text{ἤτοι} \quad E(\Psi_v) = \sum_{\gamma=1}^{\Gamma} X_{v\gamma} \beta_{\gamma}$$

$$E(U_v U_{\mu}) = \sigma^2 \cdot \delta_{\mu\nu}, \quad \text{ὅπου} \quad \delta_{\mu\nu} = 1 \quad \text{διὰ} \quad \mu = \nu \\ = 0 \quad \text{διὰ} \quad \mu \neq \nu$$

1) Ἐκ τῶν παραγόντων, οἱ ὁποῖοι ἐν γένει ὑπεισέρχονται εἰς ἓνα ὑπόδειγμα ἄλλοι εἶναι ποιοτικοὶ (ὅπως λ.χ. ἡ ποικιλία τοῦ χρησιμοποιουμένου σπόρου) καὶ ἄλλοι ποσοτικοὶ (ὅπως λ.χ. ἡ θερμοκρασία). Ἐνας ποσοτικὸς παράγων δύναται νὰ τύχη χρησιμοποίησης ὡς ποιοτικός, ὅταν, ἐπὶ παραδείγματι, ἡ ὅλη θερμομετρικὴ κλίμαξ τοῦ πειράματος ἢ τῶν παρατηρήσεων ὑποδιαιρεῖται εἰς περιορισμένον ἀριθμὸν διακριτικῶν ἐπιπέδων καὶ εἰς τὸ ὑπόδειγμα δὲν ὑπεισέρχεται τὸ πραγματικὸν ὕψος τῆς παρατηρουμένης θερμοκρασίας, ἀλλὰ μόνον ἡ ἔνδειξις τοῦ ἀντιστοίχου πρὸς αὐτὴν ἐπιπέδου.

Εἰς τὴν ἀνάλυσιν τῆς διακυμάνσεως ὅλοι οἱ παράγοντες, οἱ ὁποῖοι ἐπηρεάζουν τὰς παρατηρήσεις λαμβάνονται ὡς ποιοτικοὶ καὶ συνεπῶς εἶναι ἀσυνεχεῖς μεταβληταί, τῆς ἐπιδράσεώς των ἐκφραζομένης ὑπὸ παραμέτρων, ὡς αἱ β_{γ} τοῦ ἐν τῷ κειμένῳ ὑποδείγματος. Σημειωτέον ὅτι εἰς τὴν ἀνάλυσιν τῆς παλινδρομήσεως ὑπεισέρχονται ἀντιθέτως ποσοτικοὶ μόνον παράγοντες, οὕτω δὲ οἱ συντελεσταὶ $X_{v\gamma}$ τοῦ ὡς ἀνωτέρω ὑποδείγματος εἶναι ἐν προκειμένῳ συνεχεῖς μεταβληταί, τῶν παραμέτρων β_{γ} καλουμένων συντελεστῶν τῆς παλινδρομήσεως.

Στατιστικῶς ἀναλύονται καὶ ὑποδείγματα εἰς τὰ ὁποῖα ὑπεισέρχονται τόσοι ποιοτικοὶ ὅσον καὶ ποσοτικοὶ παράγοντες (analysis of covariance). Οὕτω λ.χ. ἡ ἀντοχή μιᾶς κολλώδους οὐσίας θεωρεῖται ὅτι ἐπηρεάζεται τόσοι ἐκ τῆς χρησιμοποιουμένης, μεταξύ πλειόνων δυνατῶν, μεθόδου παρασκευῆς τῆς (ὁ ποιοτικὸς παράγων) ὅσον καὶ ἐκ τοῦ πάχους τοῦ ἐπιθέματος ἐκ τῆς οὐσίας (ὁ συνεχῆς, ποσοτικὸς παράγων).

Ἡ μεταβλητὴ Ψ_v προέρχεται ἐκ πληθυσμοῦ μὲ κανονικὴν κατανομὴν (normal distribution), ὥστε U_v ἔχει κανονικὴν κατανομὴν $(0, \sigma^2)$. Αἱ παράμετροι $(^2) \beta_\gamma$ ἐκφράζουν ποιοτικούς παράγοντας, ὑπηρετῶνται δὲ εἰς τὸ ὑπόδειγμα ὑπὸ γραμμικὴν μορφήν.

Ὑπὸ μορφήν μητρῶν ἔχομεν ἀντιστοίχως :

$$Y = X' B + U$$

$(N \times 1)$ $(N \times \Gamma)$ $(\Gamma \times 1)$ $(N \times 1)$

$$E(Y) = X'B \quad E(U U') = \sigma^2 I$$

ὅπου

$$Y = \begin{bmatrix} \Psi_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Psi_N \end{bmatrix} \quad X' = \begin{bmatrix} X_{11}, \dots, X_{1\Gamma} \\ \cdot & & \cdot \\ \cdot & & \cdot \\ \cdot & & \cdot \\ X_{N1}, \dots, X_{N\Gamma} \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \beta_\Gamma \end{bmatrix} \quad U = \begin{bmatrix} U_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ U_N \end{bmatrix}$$

Ἡ τάξις (rank) τῆς μήτρας X' θεωρεῖται ἴση πρὸς ρ .

Ἐστω ὅτι $(\bar{\beta}_1, \dots, \bar{\beta}_\Gamma)$ ἀποτελοῦν ἐκτιμήσεις τῶν παραμέτρων. Αἱ τιμαὶ τῶν ἐκτιμήσεων τούτων αἱ ὁποῖα ἐλαχιστοποιοῦν τὴν διαφορὰν

$$\Sigma(Y, \beta) = \sum_{v=1}^N (\Psi_v - \sum_{\gamma=1}^{\Gamma} X_{v\gamma} \beta_\gamma)^2 = \sum_{v=1}^N \bar{U}_v^2$$

ὀνομάζονται, ὡς γνωστόν, ἐκτιμήσεις ἐλαχίστων τετραγώνων (least squares estimates), ἐκτιμῶμεναι ὡς ἀκολούθως :

$$\frac{\partial \Sigma(Y, \bar{\beta})}{\partial \beta_\gamma} = 0 \quad \gamma = 1, \dots, \Gamma$$

$$\sum_{v=1}^N \sum_{\gamma=1}^{\Gamma} X_{v\gamma} \bar{\beta}_\gamma X_{v\gamma} = \sum_{v=1}^N \Psi_v X_{v\gamma}$$

Ἐκ τῶν ὡς ἀνωτέρω Γ κανονικῶν ἐξισώσεων (normal equations) λαμβάνομεν τὰς ἐκτιμήσεις ἐλαχίστων τετραγώνων τῶν παραμέτρων $(\beta_1, \dots, \beta_\Gamma)$.

2) Τὸ ὑπόδειγμα κατὰ τὸ ὁποῖον τὰ μεγέθη β_γ δὲν εἶναι ἀγνωστοὶ σταθεραὶ, ἀλλὰ τυχαῖα μεταβλητὰ μίᾳ γνωστῆς κατανομῆς (random effects model) δὲν ἐξετάζεται ἐνταῦθα.

Υπό μορφήν μητρών αί κανονικαί εξισώσεις είναι

$$X X' \bar{B} = X Y$$

Ἐάν ἡ τάξις (rank) τῆς μήτρας X εἶναι ἴση πρὸς Γ , τότε ἡ μήτρα (XX') ἔχει ἀντίστροφον (inverse), ὥστε προκύπτει ἡ κάτωθι μοναδική (unique) λύσις:

$$\bar{B} = (XX')^{-1}XY$$

Σημειωτέον ὅτι ἡ μήτρα τῶν διακυμάνσεων καὶ συνδιακυμάνσεων τῶν ἐκτιμήσεων ἐλαχίστων τετραγώνων εἶναι

$$\Sigma_{\bar{B}} = [(XX')^{-1}X] \Sigma_Y [(XX')^{-1}X]' = \sigma^2 (XX')^{-1}$$

Ἀντικαθιστῶντες εἰς τὴν σχέσηιν τοῦ $\Sigma(Y, \beta)$ τὰ παραμέτρους διὰ τῶν ἐκτιμήσεων ἐλαχίστων τετραγώνων, λαμβάνομεν τὴν ἐλαχίστην τιμὴν τῆς ἐν λόγῳ σχέσεως, συμβολιζομένην ὑπὸ μορφήν μητρῶν ὡς κάτωθι:

$$SS_{\epsilon} = (Y - X'\bar{B})' (Y - X'\bar{B}) = Y'Y - \bar{B}'(XY)$$

$$\eta \quad SS_{\epsilon} = \| Y - X'\bar{B} \|^2$$

Ἀλγεβρικῶς ἐξ ἄλλου ἔχομεν:

$$SS_{\epsilon} = \sum_{v=1}^N \psi_v^2 - \sum_{\gamma=1}^{\Gamma} \bar{\beta}_{\gamma} \sum_{v=1}^N \psi_v X_{v\gamma}$$

Ἡ μεταβλητὴ $(\frac{SS_{\epsilon}}{\sigma^2})$ ἔχει κατανομὴν χ^2 μὲ $(N - \rho)$ βαθμοὺς ἐλευθερίας, ὅπου N ὁ ἀριθμὸς τῶν παρατηρήσεων καὶ ρ ἡ τάξις (rank) τῆς μήτρας X . Τοῦτο ἀποδεικνύεται ὡς ἀκολούθως: Ἐνα σύνολον (set) N διανυσμάτων (vectors) $(\hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_N)$, τὸ ὁποῖον ἀποτελεῖ βάσιν (basis) διὰ τὸν N -διάστατον χῶρον καλεῖται ὀρθοκανονικὴ (orthonormal) βάσις, ἐάν τὰ ἐν λόγῳ N διανύσματα εἶναι ὀρθογωνικὰ ἀνὰ ζεύγη (pairwise orthogonal), ἤτοι ἐάν $\hat{\alpha}_{\gamma}' \hat{\alpha}_{\delta} = 0$, ὅταν $\gamma \neq \delta$ (ὅπου $\gamma, \delta = 1, \dots, N$) καὶ ἐάν τὸ μῆκος τῶν διανυσμάτων (norm) εἶναι ἴσον πρὸς τὴν μονάδα, ἤτοι ἐάν

$$\| \alpha \| = (\hat{\alpha}' \hat{\alpha})^{1/2} = 1.$$

Ἐστὼ $A = (\hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_N) =$

$$\begin{bmatrix} \alpha_{11} & \dots & \alpha_{1N} \\ \cdot & & \cdot \\ \cdot & & \cdot \\ \cdot & & \cdot \\ \alpha_{N1} & \dots & \alpha_{NN} \end{bmatrix}$$

εἶναι μιὰ ὀρθοκανονικὴ

βάσις διὰ τὸν N - διάστατον χῶρον.

$$\text{Ἡ } (N \times N) \text{ ἡτρά } \Theta = (\widehat{\theta}_1, \dots, \widehat{\theta}_N) = \begin{bmatrix} 1 & & & \\ & 1 & & 0 \\ & & \ddots & \\ & 0 & & 1 \end{bmatrix} \quad (\text{identity matrix})$$

ἀποτελεῖ ἐπίσης ὀρθοκανονικὴν βᾶσιν διὰ τὸν N -διάστατον χῶρον.

Τὸ διάνυσμα τῶν παρατηρήσεών μας $Y = (\psi_1, \dots, \psi_N)'$ εὐρίσκεται εἰς τὸν N -διάστατον χῶρον καὶ συνεπῶς δύναται νὰ διατυπωθῆ ὡς γραμμικὴ συνάρτησις τῶν διανυσμάτων-βάσεων τοῦ N -διάστατου χῶρου :

$$Y = \Theta Y = \sum_{v=1}^N \psi_v \widehat{\theta}_v \qquad Y = AZ = \sum_{v=1}^N \zeta_v \widehat{\alpha}_v$$

$$\text{Συνεπῶς } \Theta Y = AZ$$

$$Z = A^{-1} \Theta Y = A^{-1} Y = A' Y$$

$$\zeta_v = \widehat{\alpha}'_v Y$$

$$E(\zeta_v) = \widehat{\alpha}'_v E(Y) = \widehat{\alpha}'_v (X'B). \quad \text{Τοῦτο}$$

τὸ ἐκφράζομεν ὡς $\xi_v = \widehat{\alpha}'_v \widehat{\eta}$ ὅπου $\widehat{\eta} = X'B$ εἶναι μία $(N \times 1)$ ἡτρά ἢ ὁποῖα εὐρίσκεται εἰς τὸν ρ -διάστατον χῶρον, καθόσον ἡ τάξις (rank) τῆς ἡτράς X' εἶναι ρ .

Ἐφ' ὅσον τὰ διανύσματα $(\widehat{\alpha}_1, \dots, \widehat{\alpha}_N)$ ἀποτελοῦν ὀρθοκανονικὴν βᾶσιν τοῦ N -διαστάτου χῶρου, ἕκαστον ἐκ τούτων, διὰ τὸ ὁποῖον $v > \rho$, θὰ εἶναι ὀρθογωνικὸν πρὸς τὸν ρ -διάστατον χῶρον, συνεπῶς καὶ πρὸς τὸ διάνυσμα $\widehat{\eta} = X'B$, τὸ ὁποῖον εὐρίσκεται εἰς τὸν χῶρον τοῦτον, ἤτοι

$$E(\zeta_v) = \xi_v = \widehat{\alpha}'_v \widehat{\eta} = 0 \quad \text{διὰ } v > \rho.$$

Ἡ ἡτρά τῶν διακυμάνσεων τῆς μεταβλητῆς ζ_v (ἢ ὁποῖα καλεῖται κανονιστικὴ, canonical variable) εἶναι ἴση πρὸς $\sigma^2 A'A = \sigma^2 I$.

Ἡδη τὸ ὑπόδειγμά μας δύναται νὰ διατυπωθῆ ἐν σχέσει πρὸς τὴν κανονιστικὴν μεταβλητὴν ὡς ἀκολούθως :

$$E(\zeta_v) = \xi_v \quad \text{διὰ } v = 1, \dots, \rho$$

$$= 0 \quad \text{διὰ } v > \rho$$

ἢ διακύμασις τῆς ζ_v εἶναι $\sigma^2 I$.

$$\text{Γνωρίζομεν ἤδη ὅτι } SS_e = \|Y - X'\bar{B}\|^2$$

$$\text{συνεπῶς } SS_e = \|Y - \widehat{\eta}\|^2 \quad \text{ὅπου } Y = \sum_{v=1}^N \zeta_v \widehat{\alpha}_v \quad \text{καὶ } \widehat{\eta} = \sum_{v=1}^{\rho} \zeta_v \widehat{\alpha}_v$$

Τὸ τελευταῖον τοῦτο μέγεθος μετρεῖ τὴν ἀπόκλισιν τῶν παρατηρήσεων ἐκάστου πληθυσμοῦ ἐκ τοῦ μέσου τοῦ ἀντιστοίχου πληθυσμοῦ. Καλεῖται ὡς ἐκ τούτου “ἐντὸς τῶν ομάδων” ἄθροισμα ἐλαχίστων τετραγώνων (within groups sum of squares).

Ἡ ὑπόθεσις πρὸς ἐπαλήθευσιν ἔχει τὴν μορφήν

$$\omega: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_r = \beta$$

μέ ἐκτίμησιν ἐλαχίστων τετραγώνων $\bar{\beta} = \frac{1}{N} \sum_y \sum_\lambda \Psi_{y\lambda} = \Psi_{..}$

Τὸ ἄθροισμα τῶν τετραγώνων τῶν διαφορῶν :

$$SS_{\text{συν.}} = \sum_y \sum_\lambda (\Psi_{y\lambda} - \Psi_{..})^2$$

δίδει τὰς ἀποκλίσεις τῶν παρατηρήσεων ἐκ τοῦ γενικοῦ μέσου, καὶ καλεῖται “συνολικόν” ἄθροισμα τετραγώνων (total sum of squares).

$$\begin{aligned} [SS_{\text{συν.}} - SS_E] &= SS_H = \sum_y \sum_\lambda (\Psi_{y\lambda} - \Psi_{..})^2 - \sum_y \sum_\lambda (\Psi_{y\lambda} - \Psi_{y.})^2 = \\ &= \sum_y \sum_\lambda \Psi_{y\lambda}^2 + \Gamma \Lambda \Psi_{..}^2 - 2\Psi_{..} \sum_y \sum_\lambda \Psi_{y\lambda} - \sum_y \sum_\lambda \Psi_{y\lambda}^2 - \Lambda \sum_y \Psi_{y.}^2 + 2\sum_y \sum_\lambda \Psi_{y\lambda} \Psi_{y.} = \\ &= \Gamma \Lambda \Psi_{..}^2 - 2\Psi_{..} \Lambda \sum_y \Psi_{y.} + \Lambda \sum_y \Psi_{y.}^2 = \sum_y \sum_\lambda (\Psi_{y.} - \Psi_{..})^2, \end{aligned}$$

ἤτοι ἡ διαφορὰ SS_H ἀποτελεῖ μέτρον τῆς διασπορᾶς τῶν μέσων τῶν πληθυσμῶν ἐκ τοῦ γενικοῦ μέσου, καλουμένη ἄθροισμα τετραγώνων “μεταξύ τῶν ομάδων” (between groups sum of squares).

Εἶναι ἐμφανὲς ὅτι :

$$SS_{\text{συν.}} = SS_E + SS_H$$

$$\eta \quad \sum_y \sum_\lambda (\Psi_{y\lambda} - \Psi_{..})^2 = \sum_y \sum_\lambda (\Psi_{y\lambda} - \Psi_{y.})^2 + \sum_y \sum_\lambda (\Psi_{y.} - \Psi_{..})^2,$$

ἤτοι τὸ τετράγωνον τῆς συνολικῆς ἀποκλίσεως τῶν παρατηρήσεων ἐκ τοῦ γενικοῦ μέσου διαχωρίζεται εἰς δύο τμήματα : εἰς τὰς ἀποκλίσεις τῶν παρατηρήσεων ἐκάστου πληθυσμοῦ ἐκ τοῦ ἀντιστοίχου μέσου καὶ εἰς τὰς ἀποκλίσεις τῶν μέσων τούτων ἐκ τοῦ γενικοῦ μέσου.

Ἡ μεταβλητὴ $\frac{SS_H}{\sigma^2} = \frac{SS_{\text{συν.}} - SS_E}{\sigma^2}$, ἐφ’ ὅσον ἡ ὑπόθεσις εἶναι ἀληθής, ἔχει κατανομήν χ^2 μετὰ $(\Gamma - 1)$ βαθμοὺς ἐλευθερίας. Τοῦτο προκύπτει ἐκ τοῦ ὅτι, ἀντιστοίχως πρὸς τὴν ἔκφρασιν $SS_E = \sum_{v=p+1}^N \zeta_v^2$ (ἴδε σχετικῶς σελίδα 1051 τοῦ παρόντος) προκύπτει ἐπίσης ὅτι

$$SS_{\text{συν.}} = \sum_{v=1}^{\Gamma-1} \zeta_v^2 + \sum_{v=p+1}^N \zeta_v^2$$

συνεπώς :

$$SS_H = SS_{\text{συν.}} - SS_\varepsilon = \sum_{v=1}^{\Gamma-1} \zeta_v^2,$$

όπου $(\Gamma-1)$ είναι ο αριθμός των συναρτήσεων των παραμέτρων του υποδείγματος, οι οποίες δύνανται κατά την υπόθεσιν να εξισωθούν προς το μηδέν. Εις τήν παρούσαν περίπτωσιν ή υπόθεσις $\beta_1 = \dots = \beta_\Gamma$ δύναται να διατυπωθῆ και ὡς ἑξῆς :

$$\beta_2 - \beta_1 = 0, \quad \beta_3 - \beta_1 = 0, \quad \dots, \quad \beta_\Gamma - \beta_1 = 0$$

όπου αἱ $(\Gamma-1)$ διαφοραὶ ἐξισοῦνται πρὸς μηδέν.

Τὸ κριτήριον ἐπαληθεύσεως τῆς ὑποθέσεως ἔχει ὡς κάτωθι :

$$\frac{SS_H}{\Gamma-1} \bigg/ \frac{SS_\varepsilon}{N-\Gamma} = \frac{N-\Gamma}{\Gamma-1} \frac{SS_H}{SS_\varepsilon}.$$

Ἡ μεταβλητὴ αὕτη ἔχει F κατανομὴν με βαθμοὺς ἐλευθερίας $(\Gamma-1)$ καὶ $(N-\Gamma)$, διότι ἡ κατανομὴ τῶν SS_H καὶ SS_ε εἶναι χ^2 .

3. Ἐστω ὅτι ζητεῖται ἡ ἐκτίμησις τῆς ἐπίδρασεως ἐπὶ τῶν παρατηρήσεων μας δύο παραγόντων, οἱ ὅποιοι ἐπενεργοῦν συγχρόνως (two-way layout). Οἱ παράγοντες οὗτοι, ἔστω A καὶ B , ἐμφανίζουιν ἀντιστοίχως Γ καὶ Λ ἐπίπεδα. Αἱ παρατηρήσεις δύνανται νὰ ταξινομηθοῦν εἰς ἕνα πῖνακα με Γ ὀριζοντίους καὶ Λ καθέτους εἰσόδους. Εἰς ἕκαστον κελίον ($\gamma\lambda$) ὑποθέτομεν ὅτι ἀντιστοιχεῖ ὀρισμένος πληθυσμὸς, ἐκ τοῦ ὁποίου προέρχονται αἱ παρατηρήσεις τοῦ κελίου, με μέσον $\eta_{\gamma\lambda}$.

$A_\gamma = \frac{1}{\Lambda} \sum_{\lambda=1}^{\Lambda} \eta_{\gamma\lambda} = \eta_{\gamma.}$, εἶναι ὁ μέσος τῆς γραμμῆς γ (row mean), $\gamma = 1, \dots, \Gamma$

$B_\lambda = \frac{1}{\Gamma} \sum_{\gamma=1}^{\Gamma} \eta_{\gamma\lambda} = \eta_{.\lambda}$, εἶναι ὁ μέσος τῆς στήλης λ (column mean), $\lambda=1, \dots, \Lambda$

$\mu = \frac{1}{\Gamma\Lambda} \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \eta_{\gamma\lambda} = \eta_{..}$, εἶναι ὁ γενικὸς μέσος

$\alpha_\gamma = (A_\gamma - \mu) = (\eta_{\gamma.} - \eta_{..})$, εἶναι ἡ ἐπίδρασις τοῦ ἐπιπέδου γ τοῦ παράγοντος A (the main effect of the γ^{th} level of A).

$\beta_\lambda = (B_\lambda - \mu) = (\eta_{.\lambda} - \eta_{..})$, εἶναι ἡ εἰδικὴ ἐπίδρασις τοῦ ἐπιπέδου λ τοῦ παράγοντος B (the main effect of the λ^{th} level of B).

$(\eta_{\gamma\lambda} - B_\lambda) = (\eta_{\gamma\lambda} - \eta_{.\lambda})$, εἶναι ἡ εἰδικὴ ἐπίδρασις τοῦ ἐπιπέδου γ τοῦ παράγοντος A , ἐφ' ὅσον συνδυάζεται τοῦτο με τὸ ἐπίπεδον λ τοῦ παράγοντος B , ἐν συγκρίσει πρὸς τὴν ἐν γένει ἐπίδρασιν τοῦ τελευταίου τούτου ἐπιπέδου.

$\delta_{\gamma\lambda} = (\eta_{\gamma\lambda} - B_{\lambda}) - (A_{\gamma} - \mu) = (\eta_{\gamma\lambda} - \beta_{\lambda} - \alpha_{\gamma} - \mu) = \eta_{\gamma\lambda} - \eta_{\gamma\cdot} - \eta_{\cdot\lambda} + \eta_{\cdot\cdot}$, είναι ή ειδική επίδρασις, άποδοτέα άποκλειστικώς εις την συνδυασμένην επενέργειαν τών επιπέδων γ και λ , τών παραγόντων A και B (interaction of the γ^{th} level of A with the λ^{th} level of B).

Τέλος, προκύπτει ότι : $\eta_{\gamma\lambda} = \delta_{\gamma\lambda} + \alpha_{\gamma} + \beta_{\lambda} + \mu$, ήτοι ό μέσος έκάστου κελίου διασπάται εις τὰ κατὰ τὰ άνωτέρω 4 τμήματα.

Εις την περίπτωσην καθ' ήν $\delta_{\gamma\lambda} = 0$, έχομεν ότι $\eta_{\gamma\lambda} - \mu = \alpha_{\gamma} + \beta_{\lambda}$ ήτοι ή άπόκλισις του μέσου του κελίου ($\gamma\lambda$) έκ του γενικού μέσου όφείλεται άποκλειστικώς εις την κεχωρισμένην επενέργειαν έκάστου τών επιπέδων γ και λ τών παραγόντων A και B άντιστοιχώς. 'Η δέ διαφορά τών μέσων τών κελίων ($\eta_{\gamma\lambda} > \eta_{\gamma\lambda}$) ύποδηλοϊ ύπεροχήν του επιπέδου γ εναντι του επιπέδου γ' του ίδιου παράγοντος A , ή όποία είναι σταθερά ($\alpha_{\gamma} - \alpha_{\gamma'}$) εις όλα τὰ επίπεδα του έτέρου παράγοντος B .

Τό ύπόδειγμα είναι τό άκόλουθον :

$$\Omega : \Psi_{\gamma\lambda\kappa} = \eta_{\gamma\lambda} + \varepsilon_{\gamma\lambda\kappa} \quad \kappa = 1, \dots, K$$

($\varepsilon_{\gamma\lambda\kappa}$) έχει κανονικήν κατανομήν ($0, \sigma^2$).

Πρός άπλοποίησην τών έκτιμήσεων λαμβάνομεν ίσον άριθμόν παρατηρήσεων κατὰ κελίον $K > 1$, του συνόλου τών παρατηρήσεων άνερχομένου εις $N = \Gamma \Lambda K$.

'Υπό μορφήν μητρών έχομεν άντιστοιχώς : $E(Y) = \eta = X'B$, όπου

$$B = \begin{bmatrix} \eta_{11} \\ \vdots \\ \eta_{1\Lambda} \\ \eta_{21} \\ \vdots \\ \eta_{2\Lambda} \\ \dots \\ \dots \\ \dots \\ \eta_{\Gamma 1} \\ \vdots \\ \vdots \\ \eta_{\Gamma\Lambda} \end{bmatrix} \quad \text{με διαστάσεις } (\Gamma\Lambda \times 1) \quad X' = \begin{bmatrix} 1 & & & & \\ & 1 & & & \\ & & & 0 & \\ & & & & \\ 0 & & & & \\ & & & & \\ & & & & \\ & & & & \\ & & & & 1 \end{bmatrix} \quad \text{με διαστάσεις } (\Gamma\Lambda \times \Gamma\Lambda) \text{ και τάξιν (rank) } \rho = \Gamma\Lambda.$$

'Η έκτίμησις έλαχίστων τετραγώνων του μέσου τών κελίων είναι ίση προς

$$\bar{\eta}_{\gamma\lambda} = \frac{1}{K} \sum_{\kappa=1}^K \Psi_{\gamma\lambda\kappa} = \Psi_{\gamma\lambda}.$$

ούτω δέ

$$SS_E = \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \psi_{\gamma\lambda})^2,$$

καί $\frac{SS_E}{\sigma^2}$ έχει κατανομήν χ^2 με $(N-p) = \Gamma\Lambda\kappa - \Gamma\Lambda = \Gamma\Lambda(K-1)$ βαθμούς έλευθερίας.

Κατ' έφαρμογήν του θεωρήματος Gauss - Markoff, έχομεν τας έκτιμήσεις έλαχίστων τετραγώνων των ύπολοίπων παραμέτρων :

$$\bar{\mu} = \frac{1}{\Gamma\Lambda\kappa} \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} \psi_{\gamma\lambda\kappa} = \psi_{\dots}, \quad \bar{\alpha}_{\gamma} = \psi_{\gamma..} - \psi_{\dots},$$

$$\bar{\beta}_{\lambda} = \psi_{\cdot\lambda.} - \psi_{\dots} \quad \text{καί} \quad \bar{\delta}_{\gamma\lambda} = \psi_{\gamma\lambda.} - \psi_{\gamma..} - \psi_{\cdot\lambda.} + \psi_{\dots}$$

Θά διερευνήσωμεν τας έξής ύποθέσεις :

$$H_A: \alpha_{\gamma} = 0, \quad H_B: \beta_{\lambda} = 0, \quad \text{καί} \quad H_{AB}: \delta_{\gamma\lambda} = 0.$$

Τò προς έλαχιστοποίησιν μέγεθος είναι

$$\sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \eta_{\gamma\lambda})^2 = \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \mu - \alpha_{\gamma} - \beta_{\lambda} - \delta_{\gamma\lambda})^2.$$

Αντικαθιστώντες τήν έντός τής παρενθέσεως ποσότητα διά τής ίσης προς αύτήν

$$(\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \mu - \alpha_{\gamma} - \beta_{\lambda} - \delta_{\gamma\lambda}) + (\bar{\mu} - \mu) + (\bar{\alpha}_{\gamma} - \alpha_{\gamma}) + (\bar{\beta}_{\lambda} - \beta_{\lambda}) + (\bar{\delta}_{\gamma\lambda} - \delta_{\gamma\lambda})$$

(όπου ή γραμμή άνωθεν μιās παραμέτρου δηλοί ότι πρόκειται περί τής αντίστοιχου έκτιμήσεως έλαχίστων τετραγώνων) προκύπτει ότι τò προς έλαχιστοποίησιν μέγεθος ίσοϋται πλέον προς

$$\sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \psi_{\gamma\lambda})^2 + \Gamma\Lambda\kappa(\bar{\mu} - \mu)^2 + \Lambda\kappa \sum_{\gamma} (\bar{\alpha}_{\gamma} - \alpha_{\gamma})^2 + \Gamma\kappa \sum_{\lambda} (\bar{\beta}_{\lambda} - \beta_{\lambda})^2 + \kappa \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} (\bar{\delta}_{\gamma\lambda} - \delta_{\gamma\lambda})^2.$$

Τούτο έλαχιστοποιείται διά τής αντικαταστάσεως των παραμέτρων διά των αντίστοιχων έκτιμήσεων έλαχίστων τετραγώνων, πλην των, κατά περίπτωσιν ύποθέσεως, ύποτιθεμένων ως ίσων προς μηδέν παραμέτρων, αί όποιαί και άπαλείφονται. Ούτως έχομεν :

Διά τήν ύπόθεσιν H_A τò άνωτέρω έλάχιστον ίσοϋται προς

$$SS_A = \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \psi_{\gamma\lambda})^2 + \Lambda\kappa \sum_{\gamma} \bar{\alpha}_{\gamma}^2, \quad \text{όπου} \quad \bar{\alpha}_{\gamma} = \psi_{\gamma..} - \psi_{\dots},$$

Διά τήν ύπόθεσιν H_B έχομεν :

$$SS_B = \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \psi_{\gamma\lambda})^2 + \Gamma\kappa \sum_{\lambda} \bar{\beta}_{\lambda}^2, \quad \text{όπου} \quad \bar{\beta}_{\lambda} = \psi_{\cdot\lambda.} - \psi_{\dots},$$

Διά τήν ύπόθεσιν H_{AB} έχομεν :

$$SS_{AB} = \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \psi_{\gamma\lambda})^2 + \kappa \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \bar{\delta}_{\gamma\lambda}^2, \quad \text{όπου} \quad \bar{\delta}_{\gamma\lambda} = [\psi_{\gamma\lambda.} - \psi_{\gamma..} + \psi_{\cdot\lambda.} - \psi_{\dots}]$$

Ἐφ' ὅσον $\sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \psi_{\gamma\lambda})^2 = SS_{\epsilon}$, ἔχομεν :

$$\frac{SS_{HA}}{\sigma^2} = \frac{SS_A - SS_{\epsilon}}{\sigma^2} = \frac{1}{\sigma^2} \Lambda K \sum_{\gamma} (\psi_{\gamma..} - \psi_{...})^2 \text{ με κατανομήν } \chi^2 \text{ καὶ } (\Gamma - 1) \text{ βαθμους ἑλευθερίας.}$$

$$\frac{SS_{HB}}{\sigma^2} = \frac{SS_B - SS_{\epsilon}}{\sigma^2} = \frac{1}{\sigma^2} \Gamma K \sum_{\lambda} (\psi_{\cdot\lambda.} - \psi_{...})^2 \text{ με κατανομήν } \chi^2 \text{ καὶ } (\Lambda - 1) \text{ βαθμους ἑλευθερίας.}$$

καὶ $\frac{SS_{HAB}}{\sigma^2} = \frac{1}{\sigma^2} K \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \bar{\delta}_{\gamma\lambda}^2$ με κατανομήν χ^2 καὶ $(\Gamma - 1)(\Lambda - 1)$ βαθμους ἑλευθερίας.

Τελικῶς τὸ κριτήριον ἐλέγχου ἐκάστης ὑποθέσεως εἶναι :

$$H_A : \frac{\Gamma\Lambda(K-1)}{(\Gamma-1)} \frac{SS_{HA}}{SS_{\epsilon}} = \frac{\Gamma\Lambda(K-1)}{\Gamma-1} \frac{\Lambda K \sum_{\gamma} (\psi_{\gamma..} - \psi_{...})^2}{\sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \psi_{...})^2},$$

τὸ ὁποῖον ἔχει κατανομήν F με $(\Gamma - 1)$ καὶ $\Gamma\Lambda(K - 1)$ βαθμούς ἐλευθερίας.

$$H_B : \frac{\Gamma\Lambda(K-1)}{\Lambda-1} \frac{\Gamma K \sum_{\lambda} (\psi_{\cdot\lambda.} - \psi_{...})^2}{\sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \psi_{\gamma\lambda})^2} \text{ με κατανομήν } F(\Lambda-1), (\Gamma\Lambda K - \Gamma\Lambda)$$

$$H_{AB} : \frac{\Gamma\Lambda(K-1)}{(\Gamma-1)(\Lambda-1)} \frac{K \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \bar{\delta}_{\gamma\lambda}^2}{\sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \psi_{\gamma\lambda})^2} \text{ με κατανομήν } F(\Gamma-1)(\Lambda-1), \Gamma\Lambda(K-1)$$

Ἡ ἀπόκλισις τῶν μέσων ἐκάστου κελίου $\psi_{\gamma\lambda}$ ἐκ τοῦ γενικοῦ μέσου $\psi_{...}$ εἶναι ἴση πρὸς :

$$\begin{aligned} SS_{\kappa\epsilon\lambda.} &= \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \psi_{...})^2 = K \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \psi_{\gamma\lambda}^2 + \Gamma\Lambda K \psi_{...}^2 - 2\psi_{...} \Gamma\Lambda K \psi_{...} = \\ &= K \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \psi_{\gamma\lambda}^2 - \Gamma\Lambda K \psi_{...}^2 \dots \end{aligned}$$

Ἐπίσης ἔχομεν

$$SS_{HA} = \Lambda K \sum_{\gamma} (\psi_{\gamma..} - \psi_{...})^2 = \Lambda K \sum_{\gamma} \psi_{\gamma..}^2 - \Gamma\Lambda K \psi_{...}^2 \dots,$$

$$SS_{HB} = \Gamma K \sum_{\lambda} (\psi_{\cdot\lambda.} - \psi_{...})^2 = \Gamma K \psi_{\cdot\lambda.}^2 - \Gamma\Lambda K \psi_{...}^2 \dots,$$

$$SS_{HAB} = K \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} (\psi_{\gamma\lambda.} - \psi_{\gamma..} - \psi_{\cdot\lambda.} + \psi_{...})^2.$$

Δι' ἀπλῆς ἀλγεβρικής ἀποδείξεως προκύπτει ὅτι

$$SS_{HAB} = SS_{\kappa\epsilon\lambda.} - SS_{HA} - SS_{HB}$$

ὥστε

$$SS_{\kappa\epsilon\lambda.} = SS_{HA} + SS_{HB} + SS_{HAB}$$

Ἡ ἀπόκλιση τῶν παρατηρήσεων ἐκ τοῦ γενικοῦ μέσου εἶναι ἴση πρὸς

$$SS_{\text{συν.}} = \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \psi_{\dots})^2 = \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} \psi_{\gamma\lambda\kappa}^2 - \Gamma\Lambda\text{K}\psi^2 \dots,$$

Ἀποδεικνύεται ὅτι ἡ ἀπόκλιση τῶν παρατηρήσεων ἐκάστου κελίου ἐκ τοῦ μέσου τοῦ ἀντιστοίχου κελίου, ἦτοι

$$SS_{\epsilon} = \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \psi_{\gamma\lambda.})^2 = [\sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} \psi_{\gamma\lambda\kappa}^2 - \text{K} \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \psi_{\gamma\lambda.}^2]$$

ισοῦται πρὸς τὴν διαφορὰν ($SS_{\text{συν.}} - SS_{\text{κελ.}}$), διότι :

$$\begin{aligned} SS_{\text{συν.}} - SS_{\text{κελ.}} &= [\sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} \psi_{\gamma\lambda\kappa}^2 - \Gamma\Lambda\text{K}\psi^2 \dots] - [\text{K} \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \psi_{\gamma\lambda.}^2 - \Gamma\Lambda\text{K}\psi^2 \dots] = \\ &= \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} \psi_{\gamma\lambda\kappa}^2 - \text{K} \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \psi_{\gamma\lambda.}^2 = SS_{\epsilon} \end{aligned}$$

Οὕτω προκύπτει ὅτι

$$SS_{\text{συν.}} = SS_{\epsilon} + SS_{\text{κελ.}},$$

$$\eta \quad \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \psi_{\dots})^2 = \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda\kappa} - \psi_{\gamma\lambda.})^2 + \sum_{\gamma} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} (\psi_{\gamma\lambda.} - \psi_{\dots})^2,$$

ἦτοι ἡ συνολικὴ ἀπόκλιση τῶν παρατηρήσεων ἐκ τοῦ γενικοῦ μέσου διαχωρίζεται εἰς δύο τμήματα : εἰς τὰς ἀποκλίσεις τῶν παρατηρήσεων ἐκάστου κελίου (within groups sum of squares) καὶ ἐκ τοῦ μέσου τοῦ ἀντιστοίχου κελίου (between groups sum of squares).

Ἐκ τῆς σχέσεως $SS_{\text{κελ.}} = SS_{\text{HA}} + SS_{\text{HB}} + SS_{\text{HAB}}$ προκύπτει περαιτέρω ὅτι :

$$SS_{\text{συν.}} = SS_{\epsilon} + SS_{\text{HA}} + SS_{\text{HB}} + SS_{\text{HAB}}$$

ἦτοι αἱ ἀποκλίσεις τῶν μέσων τῶν κελίων ἐκ τοῦ γενικοῦ μέσου διασπῶνται περαιτέρω εἰς ἐπιδράσεις τῶν γραμμῶν καὶ στηλῶν τοῦ πίνακος, ἦτοι ἐκ τῶν διαφόρων ἐπιπέδων κεχωρισμένως τῶν παραγόντων A καὶ B (row and column main effects) ὡς καὶ εἰς ἐπιδράσεις, αἱ ὁποῖαι προκύπτουν ἐκ τῆς συνδυασμένης ἐπενεργείας τῶν ἐπιπέδων τῶν παραγόντων A καὶ B (interactions).

4. Ὑποθέτομεν τὴν σύγχρονον ἐπενέργειαν τριῶν παραγόντων A, B καὶ Γ ἐπὶ μιᾶς μεταβλητῆς, ἕκαστος τῶν ὁποίων περιλαμβάνει περισσότερα τοῦ ἐνὸς ἐπίπεδα (three-way layout). Οὕτω λ.χ. ὡς μεταβλητὴν ἔχομεν τὴν στρεμματικὴν ἀπόδοσιν, ἐξαρτωμένην ἐκ τῆς ποικιλίας τοῦ χρησιμοποιουμένου σπόρου (παράγων A, ὑποδιαιρούμενος εἰς Δ κατηγορίας), ἐκ τῆς τοποθεσίας τῆς ἐπὶ τὴν ὁποῖαν εὐρίσκεται ὁ καλλιεργούμενος ἀγρὸς (παράγων B, ὑποδιαιρούμενος εἰς Λ κατηγορίας) καὶ ἐκ τῆς μεθόδου καλλιεργείας (παράγων Γ, ὑποδιαιρούμενος εἰς K κατηγορίας).

Ἡ ἀνωτέρω περίπτωσης τῶν τριῶν παραγόντων δύναται βεβαίως νὰ μεταπέση εἰς τὴν ὡς προηγουμένως ἀναπτυχθεῖσαν περίπτωσιν τῶν δύο παραγόντων, ἐφ' ὅσον ὁ εἰς ἓκ τῶν τριῶν παραγόντων ὑποτεθῆ σταθερός, μεταβαλλομένων μόνον τῶν ἐτέρων δύο. Ἐστω ὅτι σταθεροποιεῖται ὁ παράγων Γ εἰς τὸ ἐπίπεδον κ (=1, ..., K). Ἡ εἰδικὴ ἐπίδρασις ἐκ τῆς συνδυασμένης ἐπενεργείας τῶν ἐπιπέδων δ καὶ λ τῶν δύο ἐτέρων παραγόντων (interaction) εἶναι τότε ἴση πρὸς

$$\eta_{\delta\lambda\kappa} - \eta_{\delta\cdot\kappa} - \eta_{\lambda\kappa} + \eta_{\cdot\kappa}$$

Ἡ μέση τιμὴ τῆς ἀνωτέρω ποσότητος, ἐν σχέσει πρὸς ὅλας τὰς κατηγορίας τοῦ παράγοντος Γ, ἦτοι

$$\alpha_{\delta\lambda}^{AB} = \eta_{\delta\lambda} - \eta_{\delta\cdot} - \eta_{\lambda\cdot} + \eta_{\cdot\cdot}$$

δίδει τὴν εἰδικὴν ἐπίδρασιν ἐκ τῆς συνδυασμένης ἐπενεργείας τῶν ἐπιπέδων δ καὶ λ, ἀντιστοίχως τῶν παραγόντων Α καὶ Β, εἰς τὴν περίπτωσιν τῶν τριῶν παραγόντων, ὅταν καὶ ὁ παράγων Γ μεταβάλλεται.

Ἡ διαφορὰ τῶν δύο ἀνωτέρω ποσοτήτων, ἦτοι

$$\alpha_{\delta\lambda\kappa}^{AB\Gamma} = \eta_{\delta\lambda\kappa} - \eta_{\delta\lambda} - \eta_{\delta\cdot\kappa} - \eta_{\lambda\kappa} + \eta_{\delta\cdot} + \eta_{\lambda\cdot} + \eta_{\cdot\kappa} - \eta_{\cdot\cdot}$$

δίδει τὴν εἰδικὴν ἐπίδρασιν ἐκ τῆς συνδυασμένης ἐπενεργείας τῶν ἐπιπέδων δ, λ καὶ κ, ἀντιστοίχως τῶν παραγόντων Α, Β καὶ Γ.

Ἐντιστοίχως πρὸς τὰ ἀνωτέρω

$$\alpha_{\lambda\kappa}^{B\Gamma} = \eta_{\lambda\kappa} - \eta_{\lambda\cdot} - \eta_{\cdot\kappa} + \eta_{\cdot\cdot}$$

$$\alpha_{\delta\kappa}^{A\Gamma} = \eta_{\delta\cdot\kappa} - \eta_{\delta\cdot} - \eta_{\cdot\kappa} + \eta_{\cdot\cdot}$$

δίδουν τὴν εἰδικὴν ἐπίδρασιν ἐκ τῆς συγχρόνου ἐπενεργείας τῶν ἐπιπέδων λ καὶ κ, τῶν παραγόντων Β καὶ Γ, καὶ τῶν ἐπιπέδων δ καὶ κ, τῶν παραγόντων Α καὶ Γ (interactions).

Ἡ ἐπίδρασις τοῦ ἐπιπέδου δ τοῦ παράγοντος Α (main effect of the δth level of Α) εἶναι

$$\alpha_{\delta}^A = \eta_{\delta\cdot} - \eta_{\cdot\cdot}$$

Ἐντιστοίχως διὰ τὰ ἐπίπεδα λ καὶ κ τῶν παραγόντων Β καὶ Γ ἔχομεν

$$\alpha_{\lambda}^B = \eta_{\lambda\cdot} - \eta_{\cdot\cdot} \quad \alpha_{\kappa}^{\Gamma} = \eta_{\cdot\kappa} - \eta_{\cdot\cdot}$$

Ὁ μέσος ἐκάστου κελίου ἰσοῦται πρὸς

$$\eta_{\delta\lambda\kappa} = \mu + \alpha_{\delta}^A + \alpha_{\lambda}^B + \alpha_{\kappa}^{\Gamma} + \alpha_{\delta\lambda}^{AB} + \alpha_{\lambda\kappa}^{B\Gamma} + \alpha_{\delta\kappa}^{A\Gamma} + \alpha_{\delta\lambda\kappa}^{AB\Gamma}$$

Το γενικόν υπόδειγμα έχει έν προκειμένω ως ακόλουθως :

$$\Omega: \psi_{\delta\lambda\kappa\tau} = \eta_{\delta\lambda\kappa} + \varepsilon_{\delta\lambda\kappa\tau}$$

$\varepsilon_{\delta\lambda\kappa\tau}$ έχει κανονικήν κατανομήν $(0, \sigma^2)$

$\tau = 1, \dots, T > 1$ είναι αί παρατηρήσεις έκαστου κελίου

$N = \Delta\Lambda\kappa\tau$ είναι τὸ σύνολον τῶν παρατηρήσεων.

Ἡ ἐκτίμησις ἐλαχίστων τετραγώνων τοῦ μέσου έκαστου κελίου, ἡ ὁποία ἐλαχιστοποιεῖ τὴν ποσότητα

$$\sum_{\delta} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} \sum_{\tau} (\psi_{\delta\lambda\kappa\tau} - \eta_{\delta\lambda\kappa})^2$$

εἶναι

$$\bar{\eta}_{\delta\lambda\kappa} = \frac{1}{T} \sum_{\tau=1}^T \psi_{\delta\lambda\kappa\tau} = \psi_{\delta\lambda\kappa}.$$

Κατ' ἐφαρμογήν τοῦ θεωρήματος Gauss - Markoff ἔχομεν περαιτέρω τὰς ακόλουθους ἐκτιμήσεις ἐλαχίστων τετραγώνων

τοῦ γενικοῦ μέσου : $\bar{\mu} = \bar{\eta}_{\dots} = \frac{1}{\Delta\Lambda\kappa} \sum_{\delta} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} \psi_{\delta\lambda\kappa} = \psi_{\dots},$

τῶν ἐπιδράσεων τῶν ἐπιπέδων τῶν παραγόντων (main effects) :

$$\bar{\alpha}_{\delta}^A = \psi_{\delta\dots} - \psi_{\dots} \quad \bar{\alpha}_{\lambda}^B = \psi_{\lambda\dots} - \psi_{\dots} \quad \bar{\alpha}_{\kappa}^{\Gamma} = \psi_{\dots\kappa} - \psi_{\dots}$$

τῶν ἐπιδράσεων ἐκ τοῦ συνδυασμοῦ τῶν διαφόρων ἐπιπέδων (interactions) :

$$\bar{\alpha}_{\delta\lambda}^{AB} = \psi_{\delta\lambda\dots} - \psi_{\delta\dots} - \psi_{\lambda\dots} + \psi_{\dots}, \text{ καὶ ἀντιστοίχως διὰ } \bar{\alpha}_{\lambda\kappa}^{B\Gamma} \text{ καὶ } \bar{\alpha}_{\delta\kappa}^{A\Gamma}$$

$$\bar{\alpha}_{\delta\lambda\kappa}^{AB\Gamma} = \psi_{\delta\lambda\kappa} - \psi_{\delta\lambda\dots} - \psi_{\delta\dots\kappa} + \psi_{\delta\dots} + \psi_{\lambda\dots} + \psi_{\dots\kappa} - \psi_{\dots}$$

Τὸ «ἐντὸς τῶν ομάδων» ἄθροισμα ἐλαχίστων τετραγώνων ἰσοῦται πρὸς

$$SS_e = \sum_{\delta} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} \sum_{\tau} (\psi_{\delta\lambda\kappa\tau} - \psi_{\delta\lambda\kappa})^2$$

$$\text{μὲ βαθμοὺς ἐλευθερίας } N - \rho = \Delta\Lambda\kappa\tau - \Delta\Lambda\kappa = \Delta\Lambda\kappa(T - 1)$$

Ἐφαρμόζοντες τὴν ἴδιαν μέθοδον ἐκτιμήσεως, ὡς εἰς τὴν περίπτωσιν τῶν δύο παραγόντων, προκύπτουν αἱ ακόλουθοι στατιστικαὶ κατὰ ἐξεταζομένην ὑπόθεσιν :

Διά τήν υπόθεσιν $H_A : \alpha_\delta^A = 0$ ἔχομεν

$$SS_{HA} = \Delta K T \sum_{\delta=1}^{\Delta} (\bar{\alpha}_\delta^A)^2 \quad \text{μέ } (\Delta-1) \text{ βαθμούς ἐλευθερίας}$$

Διά τήν υπόθεσιν $H_B : \alpha_\lambda^B = 0$ ἔχομεν

$$SS_{HB} = \Delta K T \sum_{\lambda=1}^{\Lambda} (\bar{\alpha}_\lambda^B)^2 \quad \text{μέ } (\Lambda-1) \text{ βαθμούς ἐλευθερίας}$$

Διά τήν υπόθεσιν $H_\Gamma : \alpha_k^\Gamma = 0$ ἔχομεν

$$SS_{H\Gamma} = \Delta \Lambda T \sum_{k=1}^K (\bar{\alpha}_k^\Gamma)^2 \quad \text{μέ } (K-1) \text{ βαθμούς ἐλευθερίας}$$

Διά τήν υπόθεσιν $H_{AB} : \alpha_{\delta\lambda}^{AB} = 0$ ἔχομεν

$$SS_{HAB} = K T \sum_{\delta} \sum_{\lambda} (\bar{\alpha}_{\delta\lambda}^{AB})^2 \quad \text{μέ } (\Delta-1)(\Lambda-1) \text{ βαθμούς ἐλευθερίας}$$

Διά τήν υπόθεσιν $H_{B\Gamma} : \alpha_{\lambda k}^{B\Gamma} = 0$ ἔχομεν

$$SS_{HB\Gamma} = \Delta T \sum_{\lambda} \sum_{k} (\bar{\alpha}_{\lambda k}^{B\Gamma})^2 \quad \text{μέ } (\Lambda-1)(K-1) \text{ βαθμούς ἐλευθερίας}$$

Διά τήν υπόθεσιν $H_{A\Gamma} : \alpha_{\delta k}^{A\Gamma} = 0$ ἔχομεν

$$SS_{HA\Gamma} = \Lambda T \sum_{\delta} \sum_{k} (\bar{\alpha}_{\delta k}^{A\Gamma})^2 \quad \text{μέ } (\Delta-1)(K-1) \text{ βαθμούς ἐλευθερίας}$$

Διά τήν υπόθεσιν $H_{AB\Gamma} : \alpha_{\delta\lambda k}^{AB\Gamma} = 0$ ἔχομεν

$$SS_{HAB\Gamma} = T \sum_{\delta} \sum_{\lambda} \sum_{k} (\bar{\alpha}_{\delta\lambda k}^{AB\Gamma})^2 \quad \text{μέ } (\Delta-1)(\Lambda-1)(K-1) \text{ βαθμούς ἐλευθερίας.}$$

Τό κριτήριο ἐλέγχου τῆς υποθέσεως H_{AB} , λ.χ., ἔχει ὡς ἀκολουθῶς :

$$\frac{\Delta \Lambda K (T-1)}{(\Delta-1)(\Lambda-1)} \frac{SS_{HAB}}{SS_E} = \frac{\Delta \Lambda K (T-1)}{(\Delta-1)(\Lambda-1)} \frac{K T \sum_{\delta} \sum_{\lambda} (\bar{\alpha}_{\delta\lambda}^{AB})^2}{\sum_{\delta} \sum_{\lambda} \sum_{k} \sum_{\tau} (\psi_{\delta\lambda k \tau} - \psi_{\delta\lambda k})^2}$$

ὅπου $\bar{\alpha}_{\delta\lambda}^{AB} = \psi_{\delta\lambda..} - \psi_{\delta...} - \psi_{\lambda..} + \psi_{....}$

Τό κριτήριο τοῦτο ἔχει F κατανομήν μέ $(\Delta-1)(\Lambda-1)$ καί $\Delta \Lambda K (T-1)$ βαθμούς ἐλευθερίας.

Ἐντιστοιχῶς εὐρίσκομεν τὰ κριτήρια τῶν λοιπῶν υποθέσεων.

Καί εἰς τήν παροῦσαν περίπτωσιν, ὡς καί τήν περίπτωσιν τῶν δύο παραγόντων, δυνάμεθα νά διασπάσωμεν τήν συνολικήν ἀπόκλισιν τῶν παρατηρήσεων ἐκ τοῦ γενικοῦ μέσου ($SS_{\text{συν.}}$) εἰς δύο βασικά τμήματα, τοῦ πρώτου ἐκφράζοντος τὰς ἀποκλίσεις τῶν παρατηρήσεων ἐκάστου κελίου ἐκ τοῦ μέσου

τοῦ ἀντιστοιχοῦ κελίου (SS_E - within groups sum of squares), καὶ τοῦ δευτέρου δίδοντος τὰς ἀποκλίσεις τῶν μέσων τῶν κελίων ἐκ τοῦ γενικοῦ μέσου ($SS_{κελ.}$)

$$SS_{ουν.} = SS_E + SS_{κελ.}$$

$$\text{ἤτοι } \sum_{\delta} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} \sum_{\tau} (\psi_{\delta\lambda\kappa\tau} - \psi_{\dots})^2 = \sum_{\delta} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} \sum_{\tau} (\psi_{\delta\lambda\kappa\tau} - \psi_{\delta\lambda\kappa.})^2 + \sum_{\delta} \sum_{\lambda} \sum_{\kappa} \sum_{\tau} (\psi_{\delta\lambda\kappa.} - \psi_{\dots})^2.$$

Ἐπίσης τὸ δεύτερον ἐκ τῶν ἀνωτέρω δύο τμημάτων διασπᾶται περαιτέρω εἰς ἐπιδράσεις ἀποδοτέας εἰς ἕκαστον τῶν ἐπιπέδων τῶν παραγόντων Α, Β καὶ Γ (main effects) καὶ εἰς ἐπιδράσεις, αἱ ὁποῖαι προκύπτουν ἐκ τῆς συνδυασμένης ἐπενεργείας τῶν ἐπιπέδων τῶν παραγόντων Α, Β καὶ Γ μεταξύ των. Οὕτω :

$$SS_{ουν.} = SS_E + SS_{HA} + SS_{HB} + SS_{HG} + SS_{HAB} + SS_{HAG} + SS_{HBG} + SS_{HABG}$$

Αἱ ἀποδείξεις ἐν προκειμένῳ εἶναι παρόμοιαι τῆς περιπτώσεως τῶν δύο παραγόντων.

Καθ' ὅμοιον πρὸς τὸν ἀνωτέρω τρόπον δυνάμεθα νὰ ἀναχθῶμεν εἰς τὴν περίπτωσιν παραγόντων περισσοτέρων τῶν τριῶν. Σημειωτέον ὅτι εἰς τὴν γενικὴν περίπτωσιν τῶν π παραγόντων ἡ συνολικὴ ἀπόκλισις τῶν παρατηρήσεων ἐκ τοῦ γενικοῦ μέσου ($SS_{ουν.}$) διασπᾶται συνολικῶς εἰς 2^{π} τμήματα.