

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ ΠΡΟΒΛΗΜΑΤΑ

Υπό του Κωνσταντίνου Α. ΑΘΑΝΑΣΙΑΔΟΥ

Κατωτέρω δίδονται τὰ ἐπιτάγματα τριῶν στατιστικῶν προβλημάτων, δοθέντων εἰς ἐξετάσεις πρὸς ἀπόκτησιν διπλώματος Στατιστικῆς, **μετὰ τῶν δοθεισῶν λύσεων αὐτῶν παρ' ἐμοῦ.**

Ἐκ τούτων, ὁ ἀναγνώστης ἀποκτᾷ μίαν ἀμυδρὰν μόνον ἰδέαν εἰς ποῖον ἐπίπεδον ἔχει ἀχθῆ ἄλλαχού ἢ διδασκαλία τῆς Στατιστικῆς καὶ πόσον, συνεπῶς, ὡς πρὸς τὸ σημεῖον τοῦτο, ὑστεροῦμεν ἔτι διεθνῶς.

Πρόβλημα πρῶτον

Τὰ δύο μεταβλητὰ x καὶ Y εἶναι γνωστὸν ὅτι συνδέονται γραμμικῶς (δηλ. δι' ἐξίσωσης πρώτου βαθμοῦ) καὶ ὅτι, $y_1, y_2, y_3, \dots, y_n$ εἶναι ἐξ ἴσου ἀξιόπιστοι παρατηρήσεις τῶν τιμῶν τοῦ Y , ἀντιστοιχοῦσαι εἰς τὰς γνωστὰς τιμὰς, $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$.

Διὰ τῆς μεθόδου τῶν ἐλαχίστων τετραγώνων γὰ ἐκτιμηθοῦν αἱ παράμετροι τῆς ἐξίσωσης παλινδρομήσεως: $Y = \alpha + \beta x$ καὶ γὰ δειχθῆ πῶς ὑπολογίζονται τὰ ὄρια ἐμπιστοσύνης διὰ:

- τὴν τιμὴν τοῦ Y , ἣτις ἀντιστοιχεῖ εἰς δεδομένην τοῦ x τιμὴν καὶ
- τὴν τιμὴν τοῦ x , ἣτις ἀντιστοιχεῖ εἰς δεδομένην τοῦ Y τιμὴν.

(R.S.S. Δίπλωμα 1949)

Λύσις :

Ἡ ἐκτιμωμένη ἐξίσωσις παλινδρομήσεως εἶναι :

$$Y = \bar{y} + \beta(x - \bar{x})$$

$$\beta = \frac{\text{Συνδιακύμανσις } (x, y)}{\text{Διακύμανσις } (x)} = \frac{\Sigma(y - \bar{y})(x - \bar{x})}{\Sigma(x - \bar{x})^2}$$

ὅσον ἀφορᾷ τὴν κατάλοιπον διακύμανσιν η^2 , ἄλλως, τὸ μέσον σφάλμα τετραγώνου τῆς ἐκτιμῆσεως s_y^2 , τοῦτο δίδεται ὑπὸ :

$$s_y^2 = \frac{\Sigma(y - Y)^2}{n - 2}$$

ὅπου $n - 2$ οἱ ἀντίστοιχοι βαθμοὶ ἐλευθερίας ἢ $s_y^2 = \frac{\Sigma y^2 - \alpha \Sigma y - \beta \Sigma xy}{n - 2}$, ($\alpha = \bar{y}$).

I. Διὰ δεδομένην νῦν τιμὴν τοῦ x ἢ διακύμανσις τῆς θεωρητικῆς τιμῆς Y δίδεται ὑπὸ :

$$\sigma_Y^2 = s_y^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{(x - \bar{x})^2}{\Sigma(x - \bar{x})^2} \right]$$

καὶ ἂν t εἶναι ἡ τιμὴ τῆς ἀνηγγεμένης ἀποκλίσεως τοῦ Student διὰ $\nu = n - 2$ βαθμοὺς ἐλευθερίας, τὰ ὄρια ἐμπιστοσύνης διὰ Y , εἰς δεδομένον ἐπίπεδον σημαντικότητος α θὰ εἶναι

$$Y = \bar{y} + \beta(x - \bar{x}) \pm \sigma_Y \cdot t_{\alpha, \nu}$$

II. Διὰ δεδομένον νῦν Γ , τὸ x ἐκτιμᾶται ἐκ τῆς: $\Gamma = \bar{y} + \epsilon \cdot (x - \bar{x})$,
 λυομένης πρὸς x , δηλ.: $x = \bar{x} + \frac{\Gamma - \bar{y}}{\epsilon}$, ἤτοι τὰ ὅρια ἐμπιστοσύνης διὰ
 x εἶναι τὰ τοιαῦτα τῶν: $\frac{\Gamma - \bar{y}}{\epsilon}$ ἠϋξημένα κατὰ \bar{x} .

Πρὸς εὐρεσιν τῶν ὁρίων τοῦ: $\frac{\Gamma - \bar{y}}{\epsilon}$, θέτομεν $\frac{\Gamma - \bar{y}}{\epsilon} = \alpha$, ὅπου α ἡ ἀλη-
 θῆς τοῦ ὁρίου τιμῆ.

Τότε τό: $(\Gamma - \bar{y}) - \alpha\epsilon = 0$, ἔχει ὡς μέσον τὸ μηδέν, διότι $\Sigma(\Gamma - \bar{y}) = 0$
 καὶ ὡς διακυμάνσιν τὴν $\sigma_{\bar{y}}^2 + \alpha^2\sigma_{\epsilon}^2$, ὅπου $\sigma_{\bar{y}}^2$ καὶ σ_{ϵ}^2 αἱ διακυμάνσεις τῶν \bar{y}
 καὶ ϵ . Ἐπομένως τὸ πηλίκον

$$\frac{\Gamma - \bar{y} - \alpha\epsilon}{\sqrt{\sigma_{\bar{y}}^2 + \alpha^2\sigma_{\epsilon}^2}} = t.$$

κατανέμεται ὡς t τοῦ Student μὲ $\nu = n - 2\beta$ ἐλευθερίας· συνεπῶς διὰ ὀρισμέ-
 νῃν τοῦ t τιμῆν:

$$(\Gamma - \bar{y} - \alpha\epsilon)^2 \leq t^2 (\sigma_{\bar{y}}^2 + \alpha^2\sigma_{\epsilon}^2)$$

καὶ ἂν: $t^2 > t^2\sigma_{\epsilon}^2$, τότε θὰ ἔχη πραγματικὰς ρίζας καὶ τὸ διάστημα ἐμπιστοσύνης
 θὰ περιλαμβάνεται μεταξύ τούτων.

Πρόβλημα δεῦτερον

Δύο μεταβλητὰ ξ καὶ η κατασκευάζονται ἐκ τοῦ ἀθροίσματος ἀριθμοῦ τινος
 ὄρων ὡς ἔπεται:

$$\xi = x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_n + u_1 + u_2 + \dots + u_{\alpha}$$

$$\eta = x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_n + v_1 + v_2 + \dots + v_{\beta}$$

ὅπου τὰ μεταβλητὰ x , u καὶ v ἐκφράζονται ὡς ἀποκλίσεις ἀπὸ τῶν μέσων αἰτῶν,
 ἔχοντα διακυμάνσεις ἴσας πρὸς τὴν μονάδα καὶ ὄντα ἀσυσχέτιστα πρὸς ἀλλήλα.

Νὰ δειχθῇ ὅτι:
$$r_{\xi\eta} = \frac{n}{\sqrt{(n+\alpha)(n+\beta)}}$$

Χρησιμοποιούντες τὰ πορίσματα ταῦτα νὰ δειχθῇ ὅτι ἐὰν:

$$X = x_1 + x_2 + x_3 + x_4 + x_5 + x_6$$

$$A = x_1$$

$$B = x_2 + x_3$$

$$\Gamma = x_4 + x_5 + x_6$$

τῶν x ὑποκειμένων εἰς τὰς ὡς ἄνω συνθήκας, ἡ ἐξίσωσις πολλαπλῆς καλινδρομη-
 σεως διὰ x εἶναι:

$$\frac{\hat{X}}{\sqrt{6}} = 0,4083 \frac{A}{1} + 0,5774 \frac{B}{\sqrt{2}} + 0,7071 \frac{\Gamma}{\sqrt{3}}$$

καὶ νὰ ἐρμηνευθῇ τὸ ἐξαγόμενον [London. B. Sc (spec.) 1929].

Λύσις :

I. Έκ τῶν ἀρχικῶν σχέσεων ἔχομεν :

$$\Sigma \xi^2 = \Sigma x_1^2 + \Sigma x_2^2 + \dots + \Sigma x_n^2 + \Sigma u_1^2 + \Sigma u_2^2 + \dots + \Sigma u_\alpha^2,$$

τῶν διπλῶν ἀθροισμάτων μηδενιζομένων, ἅτε τῶν μεταβλητῶν ὄντων ἀσυσχετίστων.

Ἄλλὰ : $\Sigma x_1^2 = n\sigma_1^2$, $\Sigma x_2^2 = n\sigma_2^2$, \dots , $\Sigma x_n^2 = n\sigma_n^2$, γνωστὸν ὅμως ὅτι $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2 = 1$ καὶ ἐπίσης : $\Sigma u_1^2 = ns_1^2$, $\Sigma u_2^2 = ns_2^2$, \dots , $\Sigma u_\alpha^2 = ns_\alpha^2$, ἀλλὰ $s_1 = s_2 = \dots = s_\alpha = 1$.

Ἐπομένως : $\Sigma \xi^2 = nn + n\alpha = n(n + \alpha)$

καὶ ἄρα $\sigma_\xi = \sqrt{\frac{\Sigma \xi^2}{n}} = \sqrt{(n + \alpha)}$

Δι' ὁμοίον λόγον, ἔχομεν :

$$\Sigma \eta^2 = nn + n\beta = n(n + \beta)$$

καὶ ἄρα $\sigma_\eta = \sqrt{\frac{\Sigma \eta^2}{n}} = \sqrt{(n + \beta)}$

ὁμοίως θὰ ἔχομεν : $\Sigma \xi\eta = \Sigma x_1^2 + \Sigma x_2^2 + \dots + \Sigma x_n^2$

τῶν ἀθροισμάτων τῆς μορφῆς Σx_{ik} , Σx_{ij} , Σx_{kj} (i=1, 2, ..., n
j=1, 2, ..., α
k=1, 2, ..., β)

μηδενιζομένων, ἅτε τῶν μεταβλητῶν ὄντων ἀσυσχετίσεων, ἦ

$\Sigma \xi\eta = n\sigma_1^2 + n\sigma_2^2 + \dots + n\sigma_n^2 = n \cdot n$, διότι $\sigma_1 = \sigma_2 = \dots = \sigma_n = 1$

Ἐπομένως : $r_{\xi\eta} = \frac{\Sigma \xi\eta}{n\sigma_\xi\sigma_\eta} = \frac{n \cdot n}{n \sqrt{(n+\alpha)} \sqrt{(n+\beta)}} = \frac{n}{\sqrt{(n+\alpha)} \sqrt{(n+\beta)}}$

II. Έκ τῶν σχέσεων :

$$X = x_1 + x_2 + x_3 + x_4 + x_5 + x_6$$

$$A = x_1$$

$$B = x_2 + x_3$$

$$\Gamma = x_4 + x_5 + x_6$$

λαμβάνομεν διαδοχικῶς : $\Sigma AX = \Sigma x_1^2 = n\sigma_1^2 = n$, $\Sigma X^2 = n \cdot n$,

$$\sigma_X = \sqrt{\frac{\Sigma X^2}{n}} = \sqrt{n} \text{ καὶ ἐπειδὴ } n=6, \sigma_X = \sqrt{6}$$

ὁμοίως ἔχομεν : $\Sigma A^2 = \Sigma x_1^2 = n\sigma_1^2 = n$ καὶ ἄρα $\sigma_A = \sqrt{\frac{\Sigma x_1^2}{n}} = 1$

Ἐπομένως : $r_{AX} = \frac{\Sigma AX}{n\sigma_A\sigma_X} = \frac{6}{6 \cdot \sqrt{6} \cdot 1} = \frac{1}{\sqrt{6}}$

δμοίως εύρισκομεν : $\Sigma XB = 2n$, $\Sigma B^2 = n + n = 2n$

και άρα : $\sigma_B = \sqrt{\frac{\Sigma B^2}{n}} = \sqrt{2}$

εθεν : $r_{XB} = \frac{\Sigma XB}{n \sigma_X \sigma_B} = \frac{2n}{n \sqrt{2} \cdot \sqrt{6}} = \frac{2}{\sqrt{12}} = \frac{1}{\sqrt{3}}$

Επίσης εύρισκομεν : $\Sigma X\Gamma = 3n$, $\Sigma \Gamma^2 = 3n$,

$$\sigma_\Gamma = \sqrt{\frac{\Sigma \Gamma^2}{n}} = \sqrt{3}$$

και συνεπώς : $r_{X\Gamma} = \frac{3n}{n \sigma_\Gamma \sigma_X} = \frac{3n}{n \sqrt{3} \sqrt{6}} = \frac{1}{\sqrt{2}}$

Επί πλέον έχομεν : $r_{AB} = 0 = r_{A\Gamma} = r_{B\Gamma}$, διότι τὰ άθροίσματα $\Sigma x_1 x_2 = \Sigma x_1 x_3 = 0$, έπειδή τὰ μεταβλητά είναι άσυσχέτιστα.

Σχηματίζομεν νυν, συναρτήσει τών άνω συντελεστών δλικής συσχετίσεως, τήν δρίζουσαν :

$$\Delta = \begin{vmatrix} 1 & r_{12} & r_{13} & r_{14} \\ r_{12} & 1 & r_{23} & r_{24} \\ r_{13} & r_{23} & 1 & r_{34} \\ r_{14} & r_{24} & r_{34} & 1 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1 & \frac{1}{\sqrt{6}} & \frac{1}{\sqrt{3}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \\ \frac{1}{\sqrt{6}} & 1 & 0 & 0 \\ \frac{1}{\sqrt{3}} & 0 & 1 & 0 \\ \frac{1}{\sqrt{2}} & 0 & 0 & 1 \end{vmatrix}$$

επου $r_{12} = r_{AX}$, $r_{13} = \frac{1}{\sqrt{3}} = r_{XB}$, $r_{14} = \frac{1}{\sqrt{2}} = r_{X\Gamma}$, $r_{AB} = r_{23} = 0$,

$$r_{A\Gamma} = r_{24} = 0, r_{B\Gamma} = r_{34} = 0$$

οί συντελεσται παλινδρομήσεως τής :

$$\widehat{X} = \beta_{12 \cdot 34} A + \beta_{13 \cdot 24} B + \epsilon_{14 \cdot 23} \Gamma$$

δίδονται υπό : $\beta_{12 \cdot 34} = \frac{\sigma_1}{\sigma_2} \cdot \frac{-(-1)^3 \Delta_{12}}{\Delta_{11}} = \frac{\sigma_1}{\sigma_2} \cdot \frac{\Delta_{12}}{\Delta_{11}}$,

$$\text{άλλά } \sigma_1 = \sigma_X = \sqrt{6} \text{ και } \sigma_2 = \sigma_A = \sqrt{1} = 1$$

και Δ_{12} , Δ_{11} αι ελάσσονες δρίζουσαι αι προκύπτουσαι εκ τής Δ δι' άπαλειφής τής στήλης και γραμμής, τής σημασινομένης υπό του πρώτου και δευτέρου δείκτου.

Κατὰ ταῦτα :

$$\Delta_{12} = \begin{vmatrix} \frac{1}{\sqrt{6}} & \frac{1}{\sqrt{3}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{vmatrix} = \frac{1}{\sqrt{6}}, \quad \Delta_{11} = \begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{vmatrix} = 1.$$

Ἐπομένως $\beta_{12.34} = \frac{\sqrt{6}}{1} \cdot \frac{1}{\sqrt{6}}$

Ὁμοίως θὰ ἔχωμεν : $\beta_{13.24} = \frac{\sigma_1}{\sigma_3} \cdot \frac{-(-1)^4 \Delta_{13}}{\Delta_{11}} = -\frac{\sqrt{6} \cdot \Delta_{13}}{\sqrt{2} \cdot 1}$

ἀλλὰ :

$$\Delta_{13} = \begin{vmatrix} \frac{1}{\sqrt{6}} & \frac{1}{\sqrt{3}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{vmatrix} = -\frac{1}{\sqrt{3}}$$

Ἐπομένως : $\beta_{13.24} = \frac{\sqrt{6}}{\sqrt{2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{3}}$

ὁμοίως : $\beta_{14.23} = \frac{\sigma_1}{\sigma_4} \cdot \frac{\Delta_{14}}{\Delta_{11}} = \frac{\sqrt{6}}{\sqrt{3}} \cdot \frac{\Delta_{14}}{1}$

ἀλλὰ :

$$\Delta_{14} = \begin{vmatrix} \frac{1}{\sqrt{6}} & \frac{1}{\sqrt{3}} & \frac{1}{\sqrt{2}} \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{vmatrix} = \frac{1}{\sqrt{2}}.$$

Ἐπομένως : $\beta_{14.23} = \frac{\sqrt{6}}{\sqrt{2} \cdot \sqrt{3}}$. Κατ' ἀκολουθίαν ἡ ἐξίσωσις πολλαπλῆς παλινδρομήσεως γράφεται

$$\widehat{X} = \frac{\sqrt{6}}{\sqrt{6}} \cdot \frac{A}{1} + \frac{\sqrt{6}}{\sqrt{2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{3}} \cdot B + \frac{\sqrt{6}}{\sqrt{3} \cdot \sqrt{2}} \Gamma$$

ἔπου \widehat{X} παριστᾷ τὴν ἐκτιμωμένην τοῦ X τιμὴν. Ἡ ἄνω ἐξίσωσις γράφεται

$$\frac{\widehat{X}}{\sqrt{6}} = 0,4083 \frac{A}{1} + 0,5774 \frac{B}{\sqrt{2}} + 0,7071 \frac{\Gamma}{\sqrt{3}}$$

διότι $\frac{1}{\sqrt{6}} = 0,4083$ κ.λ.π.

Οἱ ἀριθμητικοὶ γινόμενοι συντελεσταὶ ἐμφαίνουσι ποία ἡ μεταβολὴ τῆς X διὰ πᾶσαν κατὰ μονάδα ($dA = dB = d\Gamma = 1$) ἀξίησιν τῆς ἀντιστοίχου πρὸς τούτους μετα-

δλητής, τής εξίσωσης παριστώσης υπερεπίπεδον εις τόν χώρον τών τεσσάρων διαστάσεων.

Πρόβλημα τρίτον

Οί συντελεσταί θ_1 και θ_2 εις τήν εξίσωσιν παλινδρομήσεως

$$Y = \theta_1 x_1 + \theta_2 x_2$$

προσδιορίζονται διά τής μεθόδου τών ελαχίστων τετραγώνων.

Εύρειν τήν έκφρασιν του μέσου σφάλματος τετραγώνου τής διαφοράς ($\theta_1 - \theta_2$) και τὰ θρια έμπιστοσύνης τής διαφοράς ($\beta_1 - \beta_2$) διά τόν πληθυσμόν έξ ού τδ δείγμα (βάσει ούτινος προσεδιωρίσθη ή ώς άνω εξίσωσις) έλήφθη (Manchester Dip. 1950).

Λύσις

Χρησιμοποιούμεν τούς πολλαπλασιαστές του Gauss, έχοντες ώς έκ τούτου τά συστήματα :

$$c_{11} \Sigma x_1^2 + c_{12} \Sigma x_1 x_2 = 1 \quad \text{και} \quad c_{21} \Sigma x_1^2 + c_{22} \Sigma x_1 x_2 = 0$$

$$c_{11} \Sigma x_1 x_2 + c_{12} \Sigma x_2^2 = 0 \quad c_{21} \Sigma x_1 x_2 + c_{22} \Sigma x_2^2 = 1$$

έξ ών λαμβάνομεν, διά τής χρησιμοποιήσεως τών όριζουσών

$$c_{11} = \frac{\Sigma x_2^2}{(\Sigma x_1^2)(\Sigma x_2^2) - (\Sigma x_1 x_2)^2}, \quad c_{12} = - \frac{\Sigma x_1 x_2}{(\Sigma x_1^2)(\Sigma x_2^2) - (\Sigma x_1 x_2)^2} = c_{21}$$

$$c_{22} = \frac{\Sigma x_1^2}{(\Sigma x_1^2)(\Sigma x_2^2) - (\Sigma x_1 x_2)^2}$$

και

$$c_{22} = \frac{\Sigma x_1^2}{(\Sigma x_1^2)(\Sigma x_2^2) - (\Sigma x_1 x_2)^2}$$

Η διακύμανσις τής διαφοράς ($\theta_1 - \theta_2$), ώς γνωστόν, δίδεται υπό :

$$\sigma_{\theta_1 - \theta_2}^2 = s_{y \cdot 12}^2 (c_{11} + c_{22} - 2c_{12})$$

$$= s_{y \cdot 12}^2 \left[\frac{\Sigma x_1^2 + \Sigma x_2^2 + 2\Sigma x_1 x_2}{(\Sigma x_1^2)(\Sigma x_2^2) - (\Sigma x_1 x_2)^2} \right]$$

όπου : $s_{y \cdot 12}^2 = \frac{\Sigma(y - Y)^2}{n - 3}$ τδ μέσον σφάλμα τετραγώνου έκτιμήσεως τής γραμμής πολ. παλινδρομήσεως και $Y = \theta_1 x_1 + \theta_2 x_2$ ή θεωρητική εξίσωσις ταύτης. Κατ' άκολουθίαν διά : $\nu = n - 3$ β έλευθερίας ή άνηγγένη διαφορά

$$t = \frac{\theta_1 - \theta_2}{\sigma_{\theta_1 - \theta_2}}$$

κατανέμεται ώς t του Student με $\nu = n - 3$ έλευθερίας. Διά δεδομένο νυν έπίπεδον σημαντικότητος α , τά θρια έμπιστοσύνης διά τήν διαφοράν ($\beta_1 - \beta_2$) του πληθυσμού, θά είναι :

$$(\theta_1 - \theta_2) - \sigma_{\theta_1 - \theta_2} \cdot t_{\nu, \alpha} < (\beta_1 - \beta_2) < (\theta_1 - \theta_2) + \sigma_{\theta_1 - \theta_2} \cdot t_{\nu, \alpha}$$

Επεξηγήσεις :

R.S.S. Dip. = Δίπλωμα τής Βασιλ. Στατ. Έταιρίας.

London. B. Sc. (Special) = Είδικόν Δίπλωμα Στατιστικής του Πανεπιστημίου του Λονδίνου.

Manchester. Dip. = Δίπλωμα Στατιστικού Πανεπιστημίου του Manchester.