

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑΙ ΜΕΛΕΤΑΙ

ΕΝΑ ΑΠΛΟΥΣΤΑΤΟ ΤΕΣΤ ΤΥΧΑΙΟΤΗΤΟΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Υπό Δρος ΑΛ. Ι. ΠΑΠΠΑ

Τακτικού Καθηγητού του Ε. Μ. Πολυτεχνείου
και του Κέντρου Στατιστικής Εκπαιδύσεως

Έχουν προταθή αρκετά στατιστικά τεστ δια τὸν ἔλεγχον τυχαιότητος δείγματος.

Κατώτερω προτείνω ἕνα νέον, τὸ ὁποῖον ἐνῶ εἶναι ἀπλούστερον εἶναι καὶ ἀκριβέστερον τῶν, εἰς ἐμέ τουλάχιστον, γνωστῶν.

Ἐστω δείγμα ἐκ N τιμῶν, τὸ ὁποῖον θέλομε νὰ ἐλέγξωμε ἂν εἶναι τυχαῖο, καὶ M ἢ κεντρικὴ ἢ μεσαία τιμὴ τῶν τιμῶν αὐτῶν.

Ἐὰν οἱ N τιμὲς γραφοῦν κατὰ τὴν σειρὰ ποὺ προέκυψαν καὶ καλέσωμε A κάθε τιμὴ ποὺ εἶναι μικρότερη ἀπὸ τὴν M καὶ B κάθε τιμὴ μεγαλύτερη ἀπὸ τὴν M , παραλείποντας τὴν τιμὴ ποὺ ἐνδεχομένως θὰ εἶναι ἴση μὲ τὴν M , θὰ προκύψῃ μία ἀκολουθία ἀπὸ N ἢ $N-1$ γράμματα A ἢ B .

Ἐὰν τὸ δείγμα εἶναι τυχαῖο ἢ πιθανότης μετὰ μία τιμὴ A (μικρότερη ἀπὸ τὴν μεσαία τιμὴ M) νὰ ἐμφανισθῇ μία τιμὴ B (μεγαλύτερη ἀπὸ τὴν M) εἶναι $\frac{1}{2}$, καὶ ἡ πιθανότης μετὰ μία A νὰ ἐμφανισθῇ πάλι μία τιμὴ A εἶναι ἐπίσης $\frac{1}{2}$, ἀφοῦ ὁ ἀριθμὸς τιμῶν ποὺ εἶναι μικρότερες ἀπὸ τὴν M ἰσοῦται μὲ τὸν ἀριθμὸ τιμῶν ποὺ εἶναι μεγαλύτερες ἀπὸ τὴν M .

Ὅμοιως ἡ πιθανότης τῆς περιπτώσεως BA εἶναι $\frac{1}{2}$, καὶ τῆς BB πάλι $\frac{1}{2}$.

Γενικώτερα, ἐφ' ὅσον τὸ δείγμα εἶναι τυχαῖο, ἡ πιθανότης τῆς περιπτώσεως εἴτε AB εἴτε BA , ποὺ θὰ καλέσωμε ἑτερόσημη διαδοχὴ, εἶναι $\frac{1}{2}$ καὶ ἴση μὲ τὴν πιθανότητα ὁμόσημης διαδοχῆς ὅπως θὰ καλέσωμε τὴν περίπτωσιν εἴτε AA εἴτε BB .

Ἐὰν καλέσωμε n τὸν ὅλο ἀριθμὸ τῶν διαδοχῶν σὲ μία ἀκολουθία N ἢ $N-1$ γραμμάτων A ἢ B θὰ εἶναι :

$$\text{εἴτε } n = N-1$$

$$\text{εἴτε } n = N-2$$

Ἐὰν δὲ ὀνομάσωμε k τὸν ἀριθμὸ τῶν ὁμοσήμων καὶ λ τὸν ἀριθμὸ τῶν ἑτεροσήμων διαδοχῶν, ἡ πιθανότης νὰ ἔχωμε k ὁμόσημης διαδοχῆς καὶ λ ἑτερόσημης, σύμφωνα μὲ τὴν διωνυμικὴ κατανομὴ, εἶναι ἴση μὲ :

$$(1) \quad C_k^n \left(\frac{1}{2}\right)^k \left(\frac{1}{2}\right)^\lambda = C_k^n \left(\frac{1}{2}\right)^n \quad \text{ἀφοῦ } k + \lambda = n.$$

Ἡ διασπορὰ ὅμως τῶν τιμῶν k μπορεῖ νὰ θεωρηθῇ κατὰ προσέγγισιν κανονικὴ μὲ μέση τιμὴ :

$$m_k = np = \frac{1}{2} n \quad \text{καὶ}$$

τυπικὴ ἀπόκλισι :

$$\sigma_k = \sqrt{npq} = \frac{1}{2} \sqrt{n}$$

’Αφοῦ δὲ $\lambda = n - k$ ἄρα $k - \lambda = k - n + k = 2k - n$ ἐπιτεταὶ ὅτι καὶ ἡ διασπορά τῆς διαφορᾶς $k - \lambda$ μπορεῖ ἐπίσης νὰ θεωρηθῆ κανονικὴ μέ :

μέση τιμὴ : $m_{k-\lambda} = 2m_k - n = 2 \cdot \frac{1}{2} n - n = 0$

τυπικὴ ἀπόκλιση : $\sigma_{k-\lambda} = 2\sigma_k = \sqrt{n}$

’Αρα μὲ πιθανότητα $1 - \alpha = 95 \%$ ἡ διαφορὰ ($k - \lambda$), ἐὰν τὸ δείγμα εἶναι τυχαῖο, πρέπει νὰ περιλαμβάνεται στὰ ὅρια

$$0 \pm 1,96\sqrt{n} \quad \text{ἢ} \quad \text{στρογγυλὰ} \quad 0 \pm 2\sqrt{n}$$

’Επομένως ἐὰν : $|k - \lambda| \leq 2\sqrt{n}$

θα συμπεράνωμε ὅτι, στὴν στάθμη σημαντικότητας $\alpha = 5 \%$, δὲν διαφεύδεται ἡ ὑπόθεσις ὅτι τὸ δείγμα εἶναι τυχαῖο εἰδεμῆ τὸ ἐναντίον.

’Εὰν ὡς στάθμη σημαντικότητας ληφθῆ τὸ $\alpha = 1 \%$ τότε ἡ ὑπόθεσις ὅτι τὸ δείγμα εἶναι τυχαῖο διαφεύδεται ἐὰν :

$$|k - \lambda| > 2,5\sqrt{n}$$

ἢ ἀντίστοιχα διὰ ὁποιαδήποτε ἄλλη στάθμη σημαντικότητας.

ΠΑΡΑΔΕΙΓΜΑ 1ον

’Απὸ μιὰ σειρὰ δοκιμῶν προέκυψαν, κατὰ τὴν ἀκόλουθη τάξι, οἱ τιμές :

$$(3) \quad 20, 24, 17, 18, 22, 14, 16, 21, 22, 27, 15, 15$$

’Η κεντρικὴ ἢ μεσαία τιμὴ τῶν $N=12$ αὐτῶν τιμῶν εἶναι ἢ $M=19$, ποῦ εἶναι ὁ μέσος ὄρος τῶν δύο μεσαίων, ἀν τις γράψομε κατὰ τάξι μεγέθους :

$$(4) \quad 14, 15, 15, 16, 17, 18, 20, 21, 22, 22, 24, 27$$

’Απὸ τὴν ἀκολουθία (3), σύμφωνα μὲ ὅσα εἶπαμε, προκύπτει ἡ ἐξῆς ἀκολουθία γραμμάτων Α ἢ Β :

$$(5) \quad B \ B \ A \ A \ B \ A \ A \ B \ B \ B \ A \ A$$

$$\begin{array}{cccccccc} | & | & & | & | & | & & | \\ & & & | & | & | & & | \\ & & & | & | & | & & | \end{array} = 6 \text{ ὁμόσημες διαδοχῆς}$$

$$\begin{array}{cccccccc} & & & | & | & | & & | \\ & & & | & | & | & & | \end{array} = 5 \text{ ἑτερόσημες διαδοχῆς}$$

ἄρα $|k - \lambda| = |6 - 5| = 1$ καὶ $2\sqrt{n} = 2\sqrt{11} = 7,93$

ἀφοῦ δὲ ἐδῶ $|k - \lambda| < 2\sqrt{n}$

ἐπιτεταὶ ὅτι δὲν διαφεύδεται ἡ ὑπόθεσις ὅτι τὸ δείγμα, ποῦ ἀποτελοῦν οἱ τιμές (3), εἶναι τυχαῖο.

ΠΑΡΑΔΕΙΓΜΑ 2ον

’Εὰν ἀπὸ ἕνα δείγμα προέκυψαν κατὰ σειρὰν οἱ τιμές :

$$(6) \quad 44, 45, 51, 43, 37, 41, 41, 39, 42, 42, 50$$

$$45, 49, 47, 45, 38, 42, 40, 41, 48, 46$$

καί τις γράψομε κατά τάξι μεγέθους, θά ἔχωμε τὸ ἀκόλουθο διατεταγμένο δείγμα :

$$(7) \quad \begin{array}{cccccccccccc} 37, & 38, & 39, & 40, & 41, & 41, & 41, & 42, & 42, & 42, & 43 \\ 44, & 45, & 45, & 45, & 46, & 47, & 48, & 49, & 50, & 51 \end{array}$$

τοῦ ὁποίου ἡ μεσαία τιμὴ εἶναι ἡ ἑνδεκάτη $M = 43$.

Ἄρα ἡ ἀκολουθία (6), παραλειπομένης τῆς τιμῆς 43, γράφεται :

$$(8) \quad \begin{array}{cccccccccccccccc} B & B & B & A & A & A & A & A & B & B & B & B & A & A & A & A & B & B \\ | & | & & | & | & | & | & | & | & | & | & | & | & | & | & | & & & \\ & & & & & & & & & & & & & & & & & & & \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{ἦτοι } \kappa = 15 \\ \text{» } \lambda = 4 \end{array}$$

ἄρα ἀφοῦ ἔχομε $n = \kappa + \lambda = 19$ ἡ δὲ διαφορὰ $|\kappa - \lambda| = 15 - 5 = 11$ εἶναι μεγαλύτερη τοῦ

$$2\sqrt{n} = 2\sqrt{19} = 8,7$$

ἔπεται ὅτι τὸ δείγμα δὲν μπορεῖ νὰ θεωρηθῆ τυχαῖο μὲ τὴν στάθμη σημαντικότητας $\alpha = 5\%$ πού δεχθήκαμε.

Π α ρ α τ ῆ ρ η σ ι ς. Μὲ τὸ τεστ αὐτό, ὅπως καὶ μὲ ὅλα τὰ τεστ τυχαιότητος, δὲν ἀποδεικνύεται βέβαια ἂν ἓνα δείγμα εἶναι ἢ ὄχι τυχαῖο. Ὅμως ἡ μὴ ἐκπλήρωση τῆς συνθήκης πού τίθεται ἀποτελεῖ σαφῆ ἔνδειξι μὴ τυχαιότητος. Πρέπει δὲ ἀκόμη νὰ τονισθῆ ὅτι τὸ συμπέρασμα ἐξαρτᾶται ἀπὸ τὴν στάθμη σημαντικότητας πού θά γίνῃ παραδεκτὴ, ὅπως συμβαίνει μὲ ὅλα τὰ στατιστικὰ τέστ.