

Μάθημα 1.

Βιβλίο Ράφτου - αποχετευτικά μοντέλα συν επικυρωτικής εργασίας

Ενότητα 1 - Βασικά δεδομένα πιθανοτήτων

► Δεοντική μεταβολή σε πιθανότητες

(X, Y) διδιαστρική μεταβολή
τυχαιά μεταβολή

$$f_{x,y}(x,y) = P(X=x, Y=y) \text{ αποκονου}$$

$$f_x(x) = P(X=x) = \sum_y f_{x,y}(x,y) \text{ περιθώρια } Y: \text{ αποτελεσματικά γεγονότα (10 γεγονότα)}$$

$$f_y(y) = P(Y=y) = \sum_x f_{x,y}(x,y) \text{ περιθώρια } X: \text{ αποτελεσματικά επιλογής αριθμού (20 γεγονότα)}$$

$$f_{x|y}(x|y) = P(X=x|Y=y) \text{ διερμευμένη σε } Y \rightarrow X \text{ δεδομένη } Y=y$$

(υπολογίζεται επειδή γιατί αριθμούς σε πρώτο, $P(X=1), P(X=1, Y=3) \rightarrow$ υπότιμη συγκέντρωση γιατί αριθμούς σε δεύτερο)

$$\bullet f_{x|y}(x|y) = \frac{f_{x,y}(x,y)}{f_y(y)} \text{ δημοσίευση } P(X=1, Y=3) = P(X=1|Y=3) \cdot P(Y=3)$$

$$f_{x,y}(x,y) = f_{x|y}(x|y) \cdot f_y(y) \text{ δημοσίευση}$$

$$P(X=1) = \sum_{y=1}^6 P(X=1|Y=y) \cdot P_y(y) = \sum_{y=1}^6 \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{18} = \dots$$

$$P(X=x|Y=y) = P(X=x|Y=y) \cdot P(Y=y)$$

$$\bullet P(X=x) = \sum_y P(X=x, Y=y) = \sum_y P(X=x|Y=y) \cdot P_y(y)$$

σον

(X, Y) διδιαστρική μεταβολή τυχαιά μεταβολή

$f_{x,y}(x,y)$ αποκονου σε πιθανότητες X, Y

$$f_x(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{x,y}(x,y) dy \text{ περιθώρια } Y \text{ σε } X$$

$$f_y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{x,y}(x,y) dx \text{ περιθώρια } X \text{ σε } Y$$

$$f_{x|y}(x|y) = \frac{f_{x,y}(x,y)}{f_y(y)}, f_{x|y}: \text{ διερμευμένη σε πιθανότητες } X \text{ δεδομένη } Y=y$$

$$f_x(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{x,y}(x,y) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{x|y}(x|y) \cdot f_y(y) dy.$$

► Δεσμευτική μέση τύπος

$$E[X] = \begin{cases} \sum_x x F_x(x) = \sum_x x P(X=x), & X \text{ διακρίτη} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} x f_x(x) dx, & X \text{ συνεχής} \end{cases}$$

μέση τύπος

- αριθμός

- καθυτέρων εκτιμήσεων για X .

X, Y τμήματα και $f_Y(y) > 0$

$$E[X|Y=y] = \begin{cases} \sum_x x P(X=x|Y=y) = \sum_x x f_{X|Y}(x|y), & X \text{ διακρίτη} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{X|Y}(x|y) dx, & X \text{ συνεχής} \end{cases}$$

ηλεκτρο

$m_{X|Y}(y)$

δεσμευτική μέση τύπος

- αριθμός ως διαφορά του y

- καθυτέρων εκτιμήσεων για X σε διάστημα $y=y$

2πο παράδειγμα 1.

$$m_{X|Y}(y) = E[X|Y=y] = \sum_{x=1}^y x P(X=x|Y=y) = \sum_{x=1}^y x \frac{1}{y} = \frac{1}{y} \sum_{x=1}^y x = \frac{1}{y} \frac{y(y+1)}{2} = \frac{y+1}{2}$$

Ταυτότητα της ΣΟΥ ΒΟΛΑΣ

[Αν αρικαριστίδης, την τύπο y με την τύπο Y , σα εχω]

$m_{X|Y}(y) = E[X|Y] = \frac{y+1}{2}$ [δεσμευτική μέση τύπος της X δοθείσας Y]
 ή $m_{X|Y}(y) = E[X|Y] = \frac{y+1}{2}$ [δεσμευτική μέση τύπος της X δοθείσας Y].

► Θεωρήμα Διπλής μέσης τύπου

$$E[X] = E[\underbrace{E[X|Y]}_{\text{τη διαφορά της } Y}]$$

τη διαφορά της Y .

$$E[g(Y)] = \begin{cases} \sum_y g(y) f_Y(y) = \sum_y g(y) P(Y=y), & Y \text{ διακρίτη} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} g(y) f_Y(y) dy, & Y \text{ συνεχής} \end{cases}$$

τύπος

αριθμητικού
στατιστικού

Επομένως, επειδή $E[X|Y]$ διαφορά της Y ερμηνεύεται ως $E[E(X|Y)]$

Apa $E[X] = E[E[X|Y]]$ = $\begin{cases} \sum_y E[X|Y=y] P(Y=y) & , Y \text{ διαριθμίζεται} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} E[X|Y=y] f_Y(y) dy & , Y \text{ διανομής} \end{cases}$

Παράδειγμα 1.

$$E[X] = E[E(X|Y)] = \sum_{y=1}^6 E[X|Y=y] P(Y=y) = \sum_{y=1}^6 \frac{y+1}{12} = \frac{1}{12} \sum_{y=1}^6 y+1$$

* Τη δου διαδικασία

$$= \frac{1}{12} \left(\sum_{y=1}^6 y + \sum_{y=1}^6 1 \right) = \frac{1}{12} \left(\frac{6 \cdot 7}{2} + 6 \right) = \dots = \frac{9}{4}.$$

Παράδειγμα 2.

Εάν x_1, \dots ανεξάρτητε και ιδεόνομη Τμ με $E[X_i] = \mu_x, \text{Var}[x_i] = \sigma_x^2$

Εάν N αρραια Τμ, ανεξάρτητη ρων $x_i, N \geq 0, E[N] = \mu_N$

$$\text{Var}(N) = 6^2$$

τυχαίο αποτέλεσμα

Αν $S_N = \sum_{i=1}^N x_i$, $E[S_N], \text{Var}(S_N) = ?$

Υπενθύμιση 1. $E[N] = \sum_{n=0}^{\infty} n p(N=n)$, 2. $E(N^2) = \sum_{n=0}^{\infty} n^2 p(N=n)$

3. $\text{Var}(Y) = E(Y^2) - E^2(Y)$, 4. $E(\sum_{i=1}^N x_i) = \sum_{i=1}^N E(x_i)$ ιδεώντας πάντα

5. $E(X \cdot Y) = E(X)E(Y)$ αν X, Y ανεξάρτητα

Νύν $E[S_N] = E[\sum_{i=1}^N x_i] = E[E[\sum_{i=1}^N x_i | N]] = \sum_{n=0}^{\infty} E[\sum_{i=1}^N x_i | N=n] p(N=n)$

$\left. \begin{array}{l} \text{Στη συγκομιδή την είδομε} \\ \text{4 γιατί δεν είναι διαδικασία} \end{array} \right\} = \sum_{n=0}^{\infty} E(\sum_{i=1}^n x_i) \cdot p(N=n) = p(N=n) \sum_{i=1}^n E(x_i)$

N ανεξάρτητων x_i

από πρώτην διαδικασία

$$= p(N=n) \sum_{i=0}^n \mu_x = p(N=n) \mu_x \sum_{i=0}^n 1 = \mu_x \underbrace{\sum_{n=0}^{\infty} n p(N=n)}_{E(N)} = \mu_x \cdot \mu_N$$