

11/3/13

Διακριτές Τυχαίες Μεταβλητές

1. Ορισμός

Μια τυχαία μεταβλητή X θα λέγεται διακριτή αν $\exists x_0, x_1, x_2, \dots$ ώστε $P(X \in \{x_0, x_1, x_2, \dots\}) = 1$

$f_x(x) = P(X=x) \rightarrow$ συνάρτηση πιθανότητας (β.π.)

Ιδιότητες

1. $f_x(x) \geq 0$

2. $\sum_x f_x(x) = 1$

· Συνάρτηση κατανομής $F(x) = P(X \leq x)$
· Συνάρτηση πιθανότητας $f(x) = P(X=x)$

\Rightarrow

$f(x) = F(x) - F(x-)$
 $F(x) = \sum_{x_k \leq x} f(x_k)$

2. Παράδειγμα

$X = \#$ πελατών σε τράπεζα σε μία μέρα

$$P(X=x) = c \frac{\lambda^x}{x!}, \quad x=0,1,2,\dots$$

\uparrow
αγνωστό

(i) $c = ?$

(ii) $P(X=0) = ?$

(iii) $P(X \geq 2) = ?$

(iv) $P(X=3 | X \geq 2)$

$$(i) \sum_{x=0}^{\infty} P(X=x) = 1 \Rightarrow \sum_{x=0}^{\infty} c \frac{\lambda^x}{x!} = 1 \Rightarrow c \underbrace{\sum_{x=0}^{\infty} \frac{\lambda^x}{x!}}_{e^{\lambda}} = 1$$

$$\Rightarrow c = e^{-\lambda}, \text{ \u03c1\u03b1 } P(X=x) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!}, \lambda = 0, 1, \dots$$

$$(ii) P(X=0) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^0}{0!} = e^{-\lambda}$$

$$(iii) P(X \geq 2) = \sum_{x=2}^{\infty} P(X=x) = 1 - P(X=0) - P(X=1) = 1 - e^{-\lambda} - \lambda e^{-\lambda}$$

$$(iv) P(X=3 | X \geq 2) = \frac{P(X=3, X \geq 2)}{P(X \geq 2)} = \frac{e^{-\lambda} \frac{\lambda^3}{3!}}{1 - e^{-\lambda} - \lambda e^{-\lambda}}$$

\u2192 \u039c\u0391\u03a1\u0399\u03a3\u0399\u03a4\u0399\u03a7\u0391

3. \u0394\u03b9\u0391\u0399\u0392\u0397\u0397\u0399\u03a3\u0399\u03a7\u0395\u03a3 \u0395\u03a1\u039c\u0397\u039d\u0395\u0399\u03a3 \u039c\u0395\u03a3\u0397\u0399\u03a3 \u03a4\u0399\u039c\u0399\u03a3

1\u00b9: \u039c\u0395\u03a3\u0397\u0399\u03a3 \u0398\u0391\u03a1\u0391\u03a3\u0399\u03a4\u0399\u03a7\u0399\u03a3\u0399\u03a3 (\u03a0\u0395\u03a1\u0395\u03a1\u0391\u03a3\u0397\u0395\u039d\u0395\u03a3 \u0397\u039b\u0399\u03a8\u0398\u0399\u03a3 - \u0395\u03a1\u0399\u039b\u0398\u0397\u0397\u0399 \u0391\u03a4\u0399\u03a3\u039c\u0399\u03a3)

\u03a0\u0395\u03a1\u0395\u03a1\u0391\u03a3\u0397\u0395\u039d\u0395\u03a3 \u0397\u039b\u0399\u03a8\u0398\u0399\u03a3 \u039c\u0395 N \u0391\u03a4\u0399\u03a3\u039c\u0399\u03a3.

X: \u0398\u0391\u03a1\u0391\u03a3\u0399\u03a1\u0399\u03a3\u0399\u03a4\u0399\u03a7\u0399\u03a3\u0399\u03a3

Τ\u0399\u039c\u0395\u03a3 \u03a7\u0391\u03a1\u0391\u03a3\u0399\u03a1\u0399\u03a4\u0399\u03a7\u0399\u03a3\u0399\u03a3	0	1	2	3 \u0398\u0398\u0398
# \u0391\u03a4\u0399\u03a3\u039c\u0399\u03a3 \u0397\u039d \u0395\u03a7\u0391\u03a5\u039d \u0391\u03a5\u03a8\u0397\u0397\u0399 \u03a4\u0399\u039d \u03a4\u0399\u039c\u0399\u03a3	N_0	N_1	N_2	$N_3 \dots$

$$\u039c\u0395\u03a3\u0397\u0399\u03a3 \u0394\u03b9\u0391\u0399\u0392\u0397\u0397\u0399\u03a3: \u039c\u0395\u03a3\u0397\u0399\u03a3 \u03a4\u0399\u039c\u0399\u03a3 = \frac{\overbrace{0+0+\dots+0}^{N_0} + \overbrace{1+1+\dots+1}^{N_1} + \overbrace{2+2+\dots+2}^{N_2} + \dots}{N}$$

$$= 0 \frac{N_0}{N} + 1 \cdot \frac{N_1}{N} + 2 \cdot \frac{N_2}{N} + \dots = P(X=0) + P(X=1) + P(X=2) + \dots$$

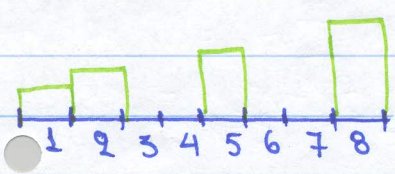
$$\Downarrow$$

\u03a0\u03c1\u03b5\u03c0\u03b5\u03b9 \u03bd\u03b1 \u03c1\u03b9\u03c3\u03b1\u03bd\u03b5 \u039c\u0395\u03a3\u0397\u0399\u03a3 \u03a4\u0399\u039c\u0399\u03a3 \u039c\u0395\u03a3 \u03a4\u0399\u039c\u0399\u03a3 = $E[X] = \sum_x x P(X=x)$

2^ο: Κέντρο Βάρους

π.χ.
Τυχαία
 $X \rightarrow$ Διακριτή \downarrow Μεταβλητή

$$P(X=0) = \frac{1}{10}$$
$$P(X=1) = \frac{2}{10}$$
$$P(X=5) = \frac{3}{10}$$
$$P(X=8) = \frac{4}{10}$$



\rightarrow Λιγότερο να είναι ότι η μέση τιμή είναι ένας αριθμός μ ώστε:

$$\sum_x (x - \mu) P(X=x) = 0 \Leftrightarrow$$

$$\sum_x x P(X=x) = \underbrace{\mu \sum_x P(X=x)}_1$$

Άρα οδηγούμαστε στον ίδιο ορισμό

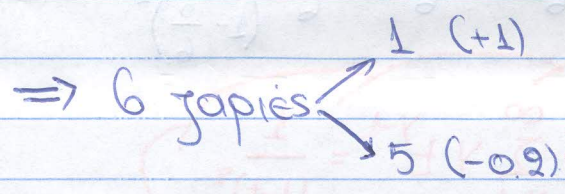
3^ο: Επαναλαμβανόμενα Πειράματα

Έστω ένα παιχνίδι,
 X : κέρδος σε μια επανάληψη του παιχνιδιού

Μέση τιμή του $X \rightarrow$ Μέσο κέρδος ανά επανάληψη αν παίξω πολλές φορές

$$P(X=1) = \frac{1}{6}$$

$$P(X=0.9) = \frac{5}{6}$$



\rightarrow Ιδιος Μαθηματικός Ορισμός $\rightarrow \sum_x x P(X=x)$

4. Ορισμός

Έστω X διακριτή τυχασια μεταβλητή με συνάρτηση πιθανότητας $P(X=x) = P_X(x)$.

Η μέση τιμή, $E[X]$, της X ορίζεται μέσω της $E[X] = \sum x P_X(x)$ αν $\sum_x |x| P_X(x) < \infty \rightarrow$ Πεπερασμένο

5. Δείκτριες Τυχασίες Μεταβλητές - Μέση τιμή

Πείραμα Τύχης με δειγματικό χώρο Ω

$A \subseteq \Omega$ ενδεχόμενο

Δείκτρια τυχασια μεταβλητή του $A \rightarrow I_A(\omega) = \begin{cases} 1, & \omega \in A \\ 0, & \omega \notin A \end{cases}$

π.χ.

Πείραμα Τύχης 8 Ριγών Δίκαιου Τζαριού

X : ενδειξη 1^{ης} Ριγής

Y : Πλήθος ριγών μέχρι το 1^ο 6

Z : Άθροισμα των 2 πρώτων ριγών.

$$E[X] = \sum_{x=1}^6 x P(X=x) = \frac{1}{6} \sum_{x=1}^6 x = \frac{1}{6} \cdot \frac{(1+6)6}{2} = \frac{7}{2} = 3.5$$

$$E[Y] = \sum_{y=1}^{\infty} y P(Y=y) = \sum_{y=1}^{\infty} y \left(\frac{5}{6}\right)^{y-1} \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{6} \frac{1}{\left(1-\frac{5}{6}\right)^2} = 6$$

$$\sum_{y=0}^{\infty} t^y = t^0 + t^1 + t^2 + \dots = \frac{1}{1-t} \Rightarrow \sum_{y=1}^{\infty} y t^{y-1} = \frac{1}{(1-t)^2}$$

$$P(Z=2) = \frac{1}{36}$$

$$P(Z=3) = \frac{2}{36}$$

$$P(Z=4) = \frac{3}{36}$$

$$P(Z=5) = \frac{4}{36}$$

$$P(Z=6) = \frac{5}{36}$$

$$P(Z=7) = \frac{6}{36}$$

$$P(Z=8) = \frac{5}{36}$$

$$P(Z=9) = \frac{4}{36}$$

$$P(Z=10) = \frac{3}{36}$$

$$P(Z=11) = \frac{2}{36}$$

$$P(Z=12) = \frac{1}{36}$$

$$\rightarrow E[Z] = \sum_{z=2}^{12} z P(Z=z) = \dots = 7$$

7. Παράδειγμα

Πείραμα τύχης = Διαγωνιζόμενος απαντάει σε 2 ερωτήσεις

Γεωγραφία Ιστορία

Απαντά στην 1^η

Απαντά στη 2^η μόνο αν απαντήσει σωστά στην 1^η.

Πιθανότητα σωστής απάντησης στην Ιστορία = $P_1 = 40\%$

Πιθανότητα σωστής απάντησης στην Γεωγραφία = $P_2 = 60\%$

Κέρδος σωστής απάντησης στην Ιστορία = $U_1 = 100\text{€}$

Κέρδος σωστής απάντησης στην Γεωγραφία = $U_2 = 80\text{€}$

Τι να απαντήσει πρώτα, Ιστορία ή Γεωγραφία ;

- Αν απαντήσει πρώτα στην Ιστορία
 X : κέρδος
 Τιμές της $X = 0, U_1, U_1 + U_2$

Αντιστοιχή πιθανότητα $P(X=x) = 1 - P_1, P_1 \cdot (1 - P_2), P_1 \cdot P_2 \rightarrow$ πρέπει

να αθροίσουν στο 1
 $E[X] = 0 \cdot (1 - P_1) + U_1 \cdot P_1(1 - P_2) + (U_1 + U_2)P_1P_2$

$E[X] = U_1P_1 + U_2P_1P_2$

- Αν αρχίσει με τη γεωγραφία
 Y : κέρδος

$E[Y] = U_2P_2 + U_1P_1P_2$

Άρα συμφέρει να αρχίσει με ιστορία $\Leftrightarrow E[X] > E[Y] \Leftrightarrow$

$U_1P_1 + U_2P_1P_2 \geq U_2P_2 + U_1P_1P_2 \Leftrightarrow \frac{U_1P_1}{1 - P_1} > \frac{U_2P_2}{1 - P_2}$