

## Στοχαστική Ανάλυση

### Φορματηρίο #2

Σύνδεση με το προηγούμενο μέθοδο:

#### Διακριτή Τ.Η. $X$

$$\bullet 0 \leq p_X(a_i) \leq 1$$

$$\bullet \sum_{i=1}^{\infty} p_X(a_i) = 1$$

$$\bullet P_X(x) = \sum p_X(x_i)$$

#### Ευρεσιτή Τ.Η. $X$

$$\bullet 0 \leq f_X(a_i) \leq 1$$

$$\bullet \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(a_i) dt = 1$$

$$\bullet F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$$

#### Μέτρα Θέσης και Διασποράς

Οριζόντιος: Εστια  $X$  Τ.Η. διακριτή. Έστω  $p(x)$  η ο.Π.Π.

επις  $X$ . Τοτε ορίζεται ως:

$$E(X) = \sum_{i=1}^{\infty} a_i p(X=a_i) = \sum_{i=1}^{\infty} a_i p(a_i), \quad i=1, 2, \dots$$

Η ποσότητα  $E(X)$  ονομάζεται

Μέση από την επις  $X$ .

π.χ. Έστω μία τ.μ.  $X$  που λαμβάνει τιμές 0, 1 και 2 με πιθανότητα  $\frac{1}{4}$ ,  $\frac{1}{4}$  και  $\frac{1}{2}$  αντίστοιχα.

Γίρω από πώς τιμή "κυμαίνεται" στην τ.μ.  $X$ ?

Απάντηση:

$$E(X) = 0 \cdot \frac{1}{4} + 1 \cdot \frac{1}{4} + 2 \cdot \frac{1}{2} = \frac{5}{4}$$

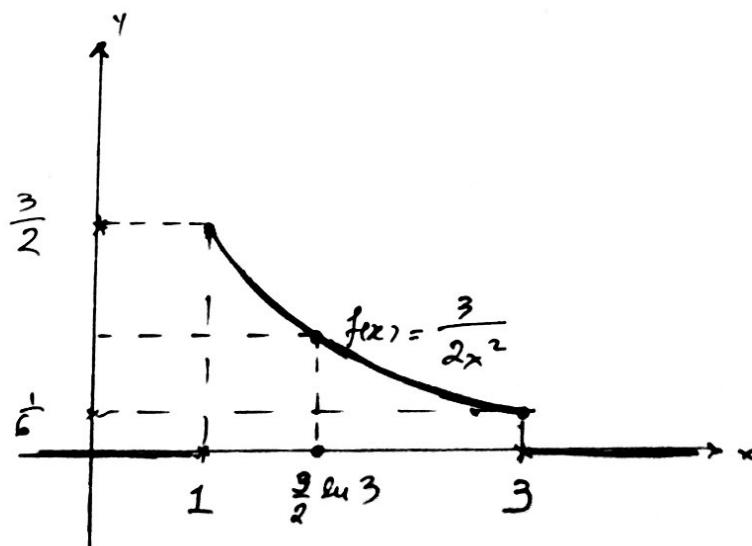
Ορισμός: Έστω  $X$  συνεχής τ.μ. Τότε ορίζεται σε μέση τιμή του  $X$  ως εξής:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) dx.$$

π.χ. Έστω μία συνεχής τ.μ.  $X$  με  $f(x) = \frac{3}{2x^2}$ ,  $x \in [1, 3]$ .

$$\text{Τότε } E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) dx = \int_1^3 x \cdot \frac{3}{2x^2} dx =$$

$$= \frac{3}{2} \int_1^3 \frac{1}{x} dx = \frac{3}{2} \left[ \ln(x) \right]_1^3 = \frac{3}{2} (\ln 3 - \ln 1) = \frac{3}{2} \ln 3$$



### Iδιότητες των Μέσων Τύπων:

- Αν  $x \in X$  έχει μέσον = c, τότε  $E(x) = c$
- $E(cx) = cE(x)$ , c ε R σταθερά
- $E(X+Y) = E(X) + E(Y)$
- Αν  $X, Y$  έχουν ανεξάρτητες τ.μ. τότε:  
 $E(XY) = E(X)E(Y)$
- Γενικά, γενικά:  $E(\alpha X + \mu Y) = \alpha E(X) + \mu E(Y)$   
 (διακυρώνοντα...)
- Αν  $X \leq Y$ , τότε  $E(X) \leq E(Y)$ .

Ορισμός: Έστω  $X$  τ.μ. Τότε:

$$V(X) = E[(X - E(X))^2] = E[(X - \mu)^2]$$

ονομάζεται διακύμανση των τ.μ.  $X$

$$\text{ή } V(X) = \sum (x - \mu)^2 p(x)$$

Ορισμός: Τονιστής διακύμανσης των τ.μ.  $X$  (συμβ:  $\sigma_X$ )

ορίζεται ως προστίμως:

$$\sigma_X = \sqrt{V(X)} = \sqrt{E[(X - \mu)^2]}$$

Ισχύει:  $V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$

Παρατηρήσεις - Συμβολίσηση:

- Η σιγκόρουην  $V(X)$  οριζέται και διασπορά.
- Η μεσημεριανή συμβολίσηση και με  $\mu_x$
- Η διασπορά συμβολίζεται και με  $\sigma_x^2$ .

Στο προηγούμενο μάθημα, λύθηκε τις ακόλουθες:

Χωρητικότητα: Έστω  $X$  τ.μ. με  $G.P.P.$

$$f_x(x) = \begin{cases} Kx, & 0 \leq x < 1 \\ k, & 1 \leq x \leq 2 \\ 0, & \text{ἄλλως} \end{cases}$$

a)  $K = ?$

b)  $P(X < \frac{1}{2}) = ?$ ,  $P(X < \frac{3}{2}) = ?$ ,  $P(X \geq \frac{1}{2}) = ?$ ,  $P(\frac{1}{2} < X < \frac{3}{2}) = ?$

c) Να γρθθεί η  $F(x)$ .

d) Να υπολογισθούν η μεσημεριανή και η διασπορά της  $X$ .

(Είχαμε λίστα τα  $\alpha, \beta, \gamma$  ερωτήσεις.  
 Θα λίσουμε το δ).

Λύση:

a)  $K = \frac{2}{3}$ . Ιεα  $f(x) = \begin{cases} \frac{2}{3}x, & 0 \leq x < 1 \\ \frac{2}{3}, & 1 \leq x \leq 2 \\ 0, & \text{ἄλλως} \end{cases}$

$$5) \cdot E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) dx = \int_0^1 \frac{2}{3} x^2 dx + \int_1^2 \frac{2}{3} x dx =$$

$$= \frac{2}{3} \left[ \frac{x^3}{3} \right]_0^1 + \left[ \frac{2}{3} \cdot \frac{x^2}{2} \right]_1^2 = \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} + \frac{4}{3} - \frac{1}{3} = \frac{2}{9} + 1 = \frac{11}{9}$$

$$\cdot E[X^2] = \int_0^1 \frac{2}{3} x^3 dx + \int_1^2 \frac{2}{3} x^2 dx = \frac{2}{3} \left[ \frac{x^4}{4} \right]_0^1 + \frac{2}{3} \left[ \frac{x^3}{3} \right]_1^2 =$$

$$= \left[ \frac{x^4}{6} \right]_0^1 + \left[ \frac{2x^3}{9} \right]_1^2 = \frac{1}{6} + \frac{16}{9} - \frac{2}{9} = \frac{31}{18}$$

$$\text{Apa, } \sigma^2(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \frac{31}{18} - \left( \frac{11}{9} \right)^2 =$$

$\approx 0,23$

■.

# Παραδειγματα τ.μ. X

Διακρίσιν	Συνέχιση
• Ουοιόφορη Διακρίσι τ.μ. X	• Ουοιόφορη Κατανομή
• Διανυσματική τ.μ. $\tilde{X}$	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 0, & \text{αλλού} \end{cases}$
$p(x) = P(X=x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$ όπου $p$ είναι συμβατικά επικινδυνότητα $n = \text{επικινδυνότητας}$ $E\tilde{X} = n \cdot p$ $Var(\tilde{X}) = np(1-p)$	• Εκδεική τ.μ. $f(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \end{cases}$ $\lambda = \text{παραμέτρος της Εκδεικής}.$
• T.μ. Poisson $p(x) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!}$ όπου $\lambda = 0$ συμβατικός που συμβαίνουν τα σεζονάτα.	
• Γεωμετρική τ.μ. $p(x) = (1-p)^{x-1} \cdot p$ όπου $p$ = συμβατικά επικινδυνότητας	

Άσκηση: Μια τ.μ.  $X$  έχει καταρούν (πυκνότητα) μήδωνας ως εξής:

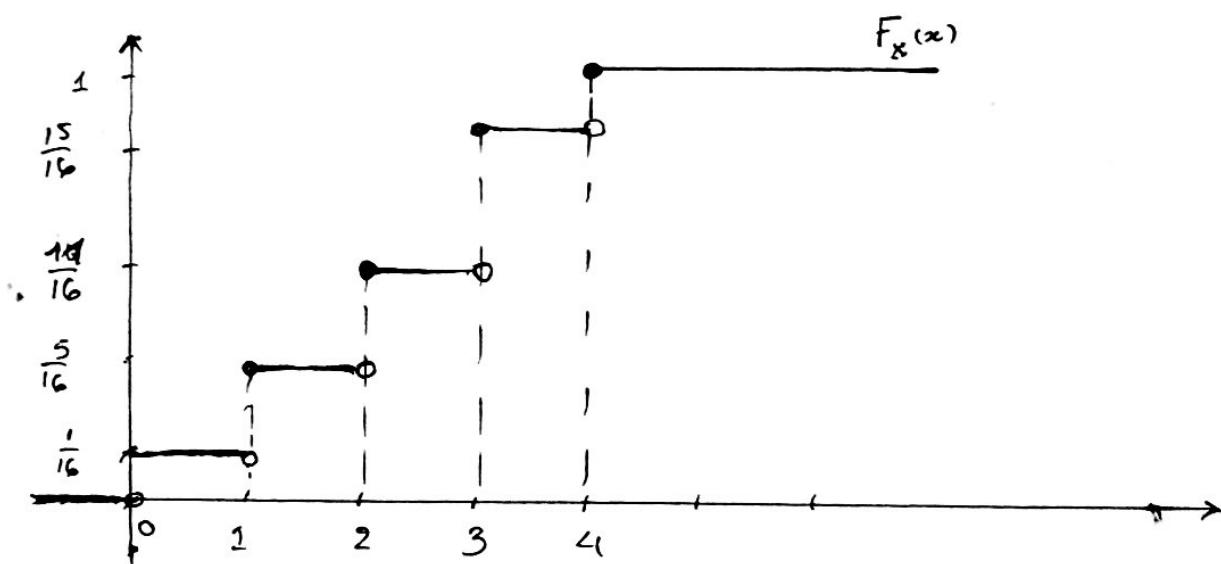
$x$	1	0	1	2	3	4
$p(x)$	$\frac{1}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{6}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{1}{16}$	

- i) Να βρεθεί η συνάρτηση καταρούν της  $X$  και  
τα διάνομα της παραστασης
- ii)  $E(X) = ; \quad V(X) = ;$

λύση:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & , \quad x < 0 \\ \frac{1}{16} & , \quad 0 \leq x < 1 \\ \frac{5}{16} & , \quad 1 \leq x < 2 \\ \frac{11}{16} & , \quad 2 \leq x < 3 \\ \frac{15}{16} & , \quad 3 \leq x < 4 \\ 1 & , \quad 4 \leq x. \end{cases}$$

$$P\{X \leq x\}$$



$$\text{ii) } E\bar{X} = \sum_{x=0}^4 x \cdot P\{\bar{X} = x\} = 0 \cdot \frac{1}{16} + 1 \cdot \frac{4}{16} + 2 \cdot \frac{6}{16} + 3 \cdot \frac{4}{16} + 4 \cdot \frac{1}{16} = 2$$

$$E\bar{X}^2 = \sum_{x=0}^4 x^2 \cdot P\{\bar{X} = x\} = 0^2 \cdot \frac{1}{16} + 1^2 \cdot \frac{4}{16} + 2^2 \cdot \frac{6}{16} + 3^2 \cdot \frac{4}{16} + 4^2 \cdot \frac{1}{16} = 5.$$

$$\therefore V(\bar{X}) = E\bar{X}^2 - (E\bar{X})^2 = 5 - 2^2 = 1.$$

Lösungen: für gewünschte der "X" einer mit Binomialverteilung ist  
 $E[X] = 6$  und  $\text{Var}(X) = 2,4$ , zu bestimmen ist  
 $P\{X=5\}$ .

Ausgangsdaten:

$$X \sim B(n, p) \quad \text{und} \quad E(X) = 6 \quad \text{und} \quad \text{Var}(X) = 2,4.$$

$$\text{Dabei } p(x) = P(X=x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x},$$

dabei  $p$ : Wahrscheinlichkeit einer Erfolg

und  $n$ : Anzahl der Versuche.

Entweder, gewünscht ist:

$$\begin{aligned} E(X) &= n \cdot p & \left\{ \begin{array}{l} np = 6 \\ np(1-p) = 2,4 \end{array} \right. & \left\{ \begin{array}{l} n = \frac{6}{p} \\ \frac{6}{p} p(1-p) = 2,4 \end{array} \right. \\ \text{Var}(X) &= np(1-p) & & \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} n &= \frac{6}{p} & \left\{ \begin{array}{l} n = \frac{6}{p} \\ 6 - 6p = 2,4 \end{array} \right. & \left\{ \begin{array}{l} n = 10 \\ p = 0,6 \end{array} \right. \\ p &= 0,6 & & \end{aligned}$$

$$\text{Also } P(X=5) = \binom{10}{5} \cdot 0,6^5 \cdot 0,4^5 \approx 0,2.$$

## Πολυμεταβλητές κατανομές

Σε πολλά προβλήματα ενδιαφέρομεται για περιβόλλερα από ένα χαρακτηριστικό ενός πλήντημού. Έτσι, συνδυώμαστε στη μελέτη της σχέσης αριθμετικά σε διαφορετικές τ.μ. και έτσι ορίζομε την από κοινού συνάρτησης κατανομή.

Ορισμός: Εάντο  $X, Y$  δύο τ.μ. οι από κοινού συνάρτηση πιθανότητας των  $X \text{ & } Y$  ορίζονται στη συνάρτηση:

$$f: \mathbb{R} \times \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, \text{ ergo where}$$

$$p(x,y) = P(X=x, Y=y), \text{ αν } X, Y \text{ σιατρετές}$$

$$f(x,y) = P(x < X < x+dx, y < Y < y+dy), \text{ αν } X, Y \text{ συνεχείς.}$$

Ιδιότητες:

$$1) f(x,y) \geq 0, \forall x, y$$

$$2) \sum_x \sum_y p(x,y) = 1, \text{ αν } X, Y \text{ σιατρετές}$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx dy = 1, \text{ αν } X, Y \text{ συνεχείς.}$$

Ενημέρωση,  $F: \mathbb{R} \times \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  :  $F(x,y) = P(X \leq x, Y \leq y)$

Εναν από κοινού συνάρτησης κατανομής

των τ.μ.  $X$  &  $Y$ .

## Περιώπτες ευρουπίδες κατανοής:

• Αν  $X, Y$  διακρίτες :  $P_X(x) = P(X=x) = \sum_y p_{x,y}$

$$P_Y(y) = P(Y=y) = \sum_x p(x,y)$$

• Αν  $X, Y$  γωνίες :  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dy$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx.$$

Διο τ.η.  $X \& Y$  οι αντιστοιχεία αντίστοιχες αν :

$$P\{X \in A, Y \in B\} = P\{X \in A\} \cdot P\{Y \in B\}$$

Σημ.  $f(x,y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$ ,  $\forall x, y$ .

Άσκηση: Εάντων  $X$  και  $Y$  δύο διακρίσεις τ.μ. ή ε  
και καλούν ευρέτην πιθανότητας  $p(x,y)$  ως εξής:

$\backslash$	$x$	1	2	3
$y$				
1	$\frac{1}{9}$	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{9}$	
2	$\frac{1}{9}$	0	$\frac{1}{18}$	
3	0	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{9}$	

Υπολογίστε τις πιθανότητες των  $X$  &  $Y$ .  
Είναι οι τ.μ. ανεξάρτητες?

λύση:

$$p_X(x) = \sum_{y=1}^3 p(x,y) = p(x,1) + p(x,2) + p(x,3) =$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{9} + \frac{1}{9} + 0 = \frac{2}{9} & , \text{ αν } x=1 \\ \frac{1}{3} + 0 + \frac{1}{6} = \frac{1}{2} & , \text{ αν } x=2 \\ \frac{1}{9} + \frac{1}{18} + \frac{1}{9} = \frac{5}{18} & , \text{ αν } x=3 \end{cases}$$

$$p_Y(y) = \sum_{x=1}^3 p(x,y) = p(1,y) + p(2,y) + p(3,y) =$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{9} + \frac{1}{3} + \frac{1}{9} = \frac{5}{9} & , \text{ αν } y=1 \\ \frac{1}{9} + 0 + \frac{1}{18} = \frac{3}{18} & , \text{ αν } y=2 \\ 0 + \frac{1}{6} + \frac{1}{9} = \frac{5}{18} & , \text{ αν } y=3 \end{cases}$$

$$\text{Παρατηρώ ότι: } P_X(1) \cdot P_Y(1) = \frac{2}{9} \cdot \frac{5}{9} = \frac{10}{81} \neq \frac{1}{9} = p(1,1)$$

Άρα, δεντά  $P_X(x) \cdot P_Y(y) \neq p(x,y)$ .

Οποτε, οι τ.μ. δινου εξαρτήσεις.

Δείκνυμε: Εάντων  $X, Y$  συνεχείς τ.μ. με ταύτο κοντά  
συγκριτικές πυκνότητες πιθανότητες:

$$f(x,y) = \begin{cases} xy & , 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & , \text{αλλού} \end{cases}$$

Είναι οι τ.μ. ανεξάρτητες;

Λύση:

$$\bullet f_X(x) = \int_0^1 x \cdot y \ dy = \left[ x \frac{y^2}{2} \right]_0^1 = \frac{x}{2}$$

$$\bullet f_Y(y) = \int_0^2 x \cdot y \ dx = \left[ y \frac{x^2}{2} \right]_0^2 = 2y$$

$$f_X(x) \cdot f_Y(y) = \frac{x}{2} \cdot 2y = x \cdot y = f(x,y) \quad , \forall x, y.$$

Άρα, οι τ.μ.  $X, Y$  είναι ανεξάρτητες.

Aufgaben: Es seien  $X, Y$  z. Z. mit  $f(x,y)$  b. v. p.:

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{2}ye^{-x}, & 0 < x < +\infty, 0 < y < 2 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

Nur bedeuten die entsprechenden Verteilungsfunktionen. Sind  $X, Y$  unabhängig?

Lösung:

$$\begin{aligned} f_x(x) &= \int_0^2 f(x,y) dy = \int_0^2 \frac{1}{2}e^{-x}y dy = \frac{1}{2}e^{-x} \left[ \frac{y^2}{2} \right]_0^2 = \\ &= \frac{1}{2}e^{-x} \cdot 2 = e^{-x}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} f_y(y) &= \int_0^{+\infty} f(x,y) dx = \int_0^{+\infty} \frac{1}{2}e^{-x}y dx = \frac{1}{2}y \left[ -e^{-x} \right]_0^{+\infty} = \\ &= \frac{1}{2}y \left( \lim_{x \rightarrow +\infty} (-e^{-x}) + e^0 \right) = \frac{1}{2}y. \end{aligned}$$

In diesem Fall  $f_x(x) \cdot f_y(y) = \frac{1}{2}e^{-x}y = f(x,y)$ ,  $\forall x, y$

Aber, da  $X, Y$  unabhängig.