

17/5/13

Δοκίμεις

1. Δοκίμηση 6.6

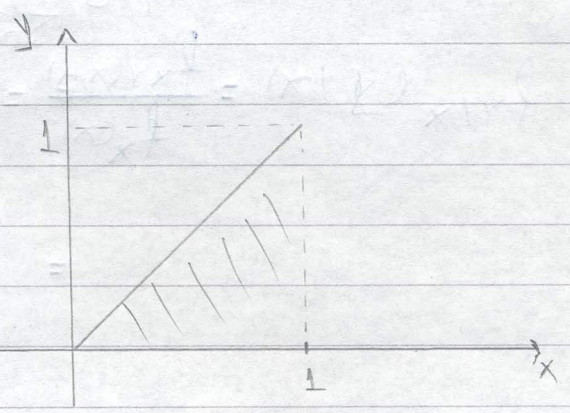
X, Y έχουν από κοινού πυκνότητα

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{x} & \text{αν } 0 < y < x < 1 \\ 0 & \text{, διαφορετικά} \end{cases}$$

- (α) Να δείξετε ότι πράγματι η f είναι πυκνότητα.
- (β) Να υπολογιστούν οι δεσμευμένες πυκνότητες  $f_{X|Y}(\cdot | y)$ ,  $f_{Y|X}(\cdot | x)$  για όλα τα  $x, y \in \mathbb{R}$  για τα οποία έχουν νόημα.

Λύση

$$\begin{aligned} (α) \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x,y) dy dx &= \int_0^1 \int_0^x \frac{1}{x} dy dx = \int_0^1 \frac{1}{x} \cdot x dx \\ &= \int_0^1 1 dx = 1 \end{aligned}$$



Επίσης  $\geq 0$ . Άρα η f είναι πυκνότητα.

$$(β) \text{ Για } y \in \mathbb{R} \quad f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x,y) dx = \begin{cases} 0 & \text{για } y \in \mathbb{R} \setminus (0,1) \\ \int_y^1 \frac{1}{x} dx = -\log y & \text{για } y \in (0,1) \end{cases}$$

$$\text{Άρα } f_Y(y) = \begin{cases} 0 & y \in \mathbb{R} \setminus (0,1) \\ -\log y & , y \in (0,1) \end{cases}$$



Άρα  $f_{x/y}(1/y)$  ορίζεται ακριβώς για τα  $y \in (0,1)$   
(δηλαδή εκείνα που  $f_Y(y) \neq 0$ ).

$$\text{και } f_{x/y}(x/y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{\frac{1}{x} \mathbb{1}_{0 < y < x < 1}}{-\log y}$$

$$= \begin{cases} 0, & x \in \mathbb{R} \setminus (y,1) \\ -\frac{1}{x \log y}, & x \in \mathbb{R}(y,1) \end{cases}$$

$$\text{Όμοια } f_X(x) = \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(x,y) dy = \begin{cases} 0, & x \in \mathbb{R} \setminus (0,1) \\ \int_0^x \frac{1}{x} dy = 1, & x \in (0,1) \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 0, & x \in \mathbb{R} \setminus (0,1) \\ 1, & x \in (0,1) \end{cases}$$

Άρα  $f_{Y/X}(1/x)$  ορίζεται ακριβώς για τα  $x \in (0,1)$   
(δηλαδή εκείνα που  $f_X(x) \neq 0$ ).

$$\text{και } f_{Y/X}(y/x) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_X(x)} = \frac{\frac{1}{x} \mathbb{1}_{0 < y < x < 1}}{1}$$

$$= \begin{cases} 0, & y \in \mathbb{R} \setminus (0,x) \\ \frac{1}{x}, & y \in (0,x) \end{cases}$$



## 2. Άσκηση 7.9.

Έστω  $X, Y$  τ.μ. με από κοινού πυκνότητα

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} -xy, & \text{αν } (x,y) \in \underbrace{(-1,0) \times (0,1)} \cup \underbrace{(1,2) \times (-1,0)} \\ 0, & \text{διαφορετικά} \end{cases}$$

ΤΕΤΡΑΓΩΝΑ

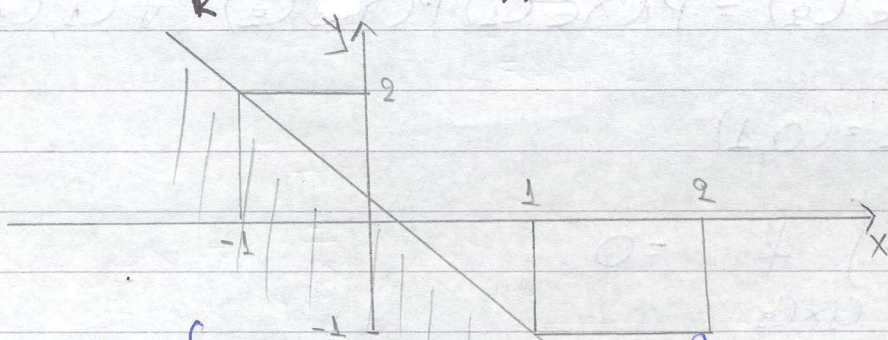
- να υπολογιστεί η πιθανότητα  $P(X+Y < 0)$
- να υπολογιστεί η  $E[XY]$
- είναι οι  $X, Y$  ανεξάρτητες

Λύση

► Η  $f$  είναι χρήσιμη για δύο υποθέσεις:

$$(i) P((X,Y) \in A) = \int_A \int_{x,y} f(x,y) dx dy \quad \forall A \subset \mathbb{R}^2$$

$$(ii) E(g(X,Y)) = \int_{\mathbb{R}^2} \int g(x,y) f(x,y) dx dy \quad \forall g: \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$$



a) Έστω  $A = \{(x,y) \in \mathbb{R}^2 : x+y < 0\}$

$$\begin{aligned} P(X+Y < 0) &= P((X,Y) \in A) \stackrel{(i)}{=} \int_A \int_{x,y} f(x,y) dx dy \\ &= \int_{A_1} \int (-xy) dx dy \\ &= \int_{-1}^0 \int_0^{-x} (-xy) dy dx \end{aligned}$$



$$= - \int_{-1}^0 x \int_0^{-x} y \, dy \, dx = - \int_{-1}^0 x \frac{x^2}{2} \, dx = - \frac{1}{2} \int_{-1}^0 x^3 \, dx$$

$$= - \frac{1}{2} \left[ \frac{x^4}{4} \right]_{-1}^0 = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4} = \frac{1}{8}$$

$$(b) E[XY] = \int_{\mathbb{R}^2} \int xy f_{X,Y}(x,y) \, dx \, dy = \int_{(-1,0) \times (0,1)} xy(-xy) \, dx \, dy$$

$$+ \int_{(1,2) \times (-1,0)} xy(-xy) \, dx \, dy = - \frac{1}{8}$$

(γ) ~~...~~

$$P(X \in C_1, Y \in C_2) = P(X \in C_1) P(Y \in C_2)$$

⇓

Δεν είναι ανεξάρτητες γιατί αν ήταν θα είχαμε

$$(*) P(X \in C_1, Y \in C_2) = P(X \in C_1) P(Y \in C_2), \forall C_1, C_2 \in \mathbb{R}.$$

$$\text{Για } C_1 = (1, 2), C_2 = (0, 1)$$

$$P(X \in C_1, Y \in C_2) = \int_{C_1 \times C_2} f = 0$$

$$\text{ενώ } P(X \in C_1) = \int_{(1,2) \times (1,2)} (-xy) \, dx \, dy > 0$$

και

$$P(Y \in C_2) = \int_{(-1,0) \times (1,2)} (-xy) \, dx \, dy > 0$$

Άρα η (\*) δεν ισχύει.



Άσκηση 7.3.

$X, Y, Z$  τυχαίες μεταβλητές με  $E[X^2], E[Y^2] < \infty, Z \sim N(0,1)$   
 $Cov(X, Y) = 1$  και η  $Z$  ανεξάρτητη από τις  $\{X, Y\}$

Να υπολογιστεί η  $Cov(XZ^2, Y+Z)$

Λύση

600 διγραμμένη

$Cov(XZ^2, Y+Z) = Cov(XZ^2, Y) + Cov(XZ^2, Z)$

$= E[XZ^2Y] - E[XZ^2]E[Y] + E[XZ^2Z] - E[XZ^2]E[Z]$

$= E[XY]E[Z^2] - E[X]E[Z^2]E[Y] + E[X]E[Z^3] - E[X]E[Z^2]E[Z]$

↑  $Z$ : ανεξάρτητη από  $X, Y$

$= E[Z^2] (E[XY] - E[X]E[Y] + E[X]E[Z^3])$

$= Cov(X, Y) + E[X]E[Z^3]$

$= 1 + E[X]E[Z^3]$

$E[Z^3] = \int_{\mathbb{R}} x^3 f_Z(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x^3 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 0$

Προσέγγιση

$Z \sim N(0,1)$   
 $E[Z] = 0$   
 $Var[Z] = 1$   
 $\Rightarrow E[Z^2] - E[Z]^2 = 1$   
 $\Rightarrow E[Z^2] = 1$

$Cov(X, X) = (1 \cdot 1) = 1$

$\Rightarrow E[X] = 0$



Άσκηση 7.6

Επιλέχουμε έναν αριθμό  $X$  ομοιόμορφα τυχαία στο σύνολο  $\{1, 2, \dots, 20\}$  και θέτουμε  $Y = 21 - X$ .

- (α) Ποια είναι η κατανομή της  $Y$ ;
- (β) Τι πρόσημο περιμένουμε να έχει η  $Cov(X, Y)$ ;  
Να αποδείξετε τυπικά ποιο είναι αυτό.

Λύση

(α) Η  $Y$  είναι διακριτή τ.μ., άρα αρκεί να βρούμε την συνάρτηση πιθανότητας  $f_Y$

Η  $Y$  παίρνει τιμές στο  $\Lambda = \{1, 2, \dots, 20\}$

Άρα  $f_Y(y) = P(Y=y) = 0$  αν  $y \notin \Lambda$

Ενώ αν  $y \in \Lambda$  τότε  $f_Y(y) = P(Y=y) = P(21 - X = Y) = P(X = 21 - Y) = 1/20$

Άρα  $f_Y(y) = \begin{cases} 0 & \text{αν } y \in \mathbb{R} \setminus \Lambda \\ \frac{1}{20} & \text{αν } y \in \Lambda \end{cases}$

(β) Περιμένουμε  $Cov(X, Y) < 0$  γιατί όταν η  $X$  παίρνει "μεγάλη" τιμή τότε η  $Y$  παίρνει "μικρή" τιμή  
"μικρή" "μεγάλη"

$$\begin{aligned}
Cov(X, Y) &= Cov(X, 21 - X) = Cov(X, 21) - Cov(X, X) \\
&= 0 - Var[X] < 0 \\
&\quad \hookrightarrow > 0
\end{aligned}$$



- Χρησιμοποιήσαμε ότι για σταθερά  $a \in \mathbb{R}$   
 $\text{Cov}(X, a) = 0$  αφού  $\text{Cov}(X, a) = E[Xa] - E[X]E[a]$   
 $= E[X]E[a] - E[X]E[a] = 0$
- Επίσης  $\text{Var}[X] > 0$  γιατί η  $X$  δεν είναι σταθερή τυχαία μεταβλητή (γενικά  $\text{Var}[W] \geq 0, \forall W$ )

#### 4. Άσκηση 7.10

$X_1, X_2$  : ανεξάρτητες,  $X_1, X_2 \sim \text{exp}(\mu)$ .  
 Να βρεθούν οι  $\text{Cov}(X_1+X_2, 2X_1+3X_2)$ ,  $\rho(X_1+X_2, 2X_1+3X_2)$ .  
 Είναι οι  $X_1+X_2, 2X_1+3X_2$  ανεξάρτητες;  
 Δίνεται ότι  $E[X_1] = \frac{1}{\mu}$ ,  $\text{Var}[X_1] = \frac{1}{\mu^2}$

Λύση

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X_1+X_2, 2X_1+3X_2) &= \text{Cov}(X_1, 2X_1) + \text{Cov}(X_1, 3X_2) + \text{Cov}(X_2, 2X_1) \\ &\quad + \text{Cov}(X_2, 3X_2) \\ &= 2\text{Cov}(X_1, X_1) + 3\text{Cov}(X_1, X_2) + 2\text{Cov}(X_2, X_1) + 3\text{Cov}(X_2, X_2) \\ &= 2\text{Var}[X_1] + 0 + 0 + 3\text{Var}[X_2] \\ &= 5 \frac{1}{\mu} \quad 5 \frac{1}{\mu^2} \end{aligned}$$

Επειδή  $\text{Cov}(X_1+X_2, 2X_1+3X_2) \neq 0$  τότε

$$\text{Τέλος, } \rho(X_1+X_2, 2X_1+3X_2) = \frac{\text{Cov}(X_1+X_2, 2X_1+3X_2)}{\sqrt{\text{Var}(X_1+X_2)} \sqrt{\text{Var}(2X_1+3X_2)}}$$

Ο αριθμητής  $\text{Cov}(X_1+X_2, 2X_1+3X_2) = 5/\mu^2$



$$\text{Var}[X_1 + X_2] = \text{Var}[X_1] + \text{Var}[X_2] + 2 \text{Cov}[X_1, X_2] = 9/\mu^2$$

$$\begin{aligned} \text{Var}[2X_1 + 3X_2] &= \text{Var}[2X_1] + \text{Var}[3X_2] + 2 \text{Cov}(2X_1, 3X_2) = \\ &= 4 \text{Var}[X_1] + 9 \text{Var}[X_2] = 13/\mu^2 \end{aligned}$$

Apa  $\rho(X_1 + X_2, 2X_1 + 3X_2) = \frac{5}{\sqrt{26}}$