

160

1/12/2017

5.5) Γνωρίζουμε ότι $Y \sim \text{Poisson}(\lambda)$ και ότι
 $(X|Y=y) \sim b(y, p)$ (δηλ. γνωρίζω και τις
 παραμέτρους $\lambda > 0, p \in (0, 1)$). Να βρείτε την
 β.π. της X , $f_X(x) = P(X=x)$.

$$f_{X|Y} \quad f_Y \quad f_{X,Y} = \frac{f_{X,Y}}{f_Y} \Rightarrow f_{X,Y} = f_{X|Y} \cdot f_Y$$

Έστω $x, y \in \{0, 1, \dots\}$ με $x \leq y$. Τότε

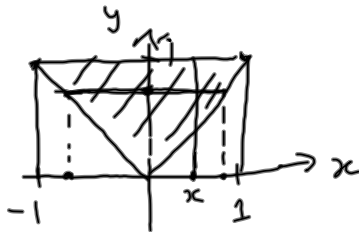
$$f(x, y) = f_{X|Y}(x|y) \cdot f_Y(y) = \binom{y}{x} p^x (1-p)^{y-x} \cdot e^{-\lambda} \frac{\lambda^y}{y!}$$

$$\begin{aligned}
f_X(x) &= \sum_{y: y \geq x} f(x, y) = \sum_{y=x}^{\infty} \binom{y}{x} p^x (1-p)^{y-x} e^{-\lambda} \frac{\lambda^y}{y!} \\
&= e^{-\lambda} p^x \frac{1}{x!} \sum_{y=x}^{\infty} \frac{y!}{(y-x)!} (1-p)^{y-x} \frac{\lambda^{y-x+x}}{y!} \\
&= e^{-\lambda} \frac{1}{x!} p^x \lambda^x \sum_{y=x}^{\infty} \frac{[\lambda(1-p)]^{y-x}}{(y-x)!} \quad y-x = j \in \{0, 1, \dots\} \\
&= e^{-\lambda} \frac{(\lambda p)^x}{x!} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{[\lambda(1-p)]^j}{j!} = e^{-\lambda} \frac{(\lambda p)^x}{x!} e^{\lambda(1-p)} \\
&= e^{-\lambda + \lambda - \lambda p} \frac{(\lambda p)^x}{x!} = \boxed{e^{-\lambda p} \frac{(\lambda p)^x}{x!} = f_X(x), \quad x = 0, 1, \dots}
\end{aligned}$$

$$X \sim \text{Poisson}(\lambda p)$$

5.7] $f(x,y)=1$, για $|x|<y<1$ (ο αλγόλι).

Τότε οι X,Y είναι ασυμμετρίτες αλληλ' ἔχ' ανεξάρτητες.



$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y) dy$$

$$= \int_{|x|}^1 1 dy = 1-|x|, \quad -1 < x < 1$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y) dx = \int_{-y}^y 1 dx = 2y,$$

$$f_X(x) f_Y(y) > 0 \quad \forall x \in (-1,1), y \in (0,1)$$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx = \int_{-1}^1 x (1-|x|) dx = 0.$$

$$E(X \cdot Y) = \int_0^1 \int_{-y}^y xy f(x,y) dx dy \quad \text{ή} \quad \int_{-1}^1 \int_{|x|=1}^1 xy f(x,y) dy dx$$

$$= \int_0^1 y \left(\int_{-y}^y x dx \right) dy = \int_0^1 y \cdot 0 dy = 0.$$

"0" $\forall y$

$$\text{Cov}(X, Y) = E(X \cdot Y) - E(X) \cdot E(Y) = 0 - 0 \cdot E(Y) = 0$$

$$[\text{Cov}(X, Y) = E[(X - \mu_1)(Y - \mu_2)] = E(XY) - \mu_1 \mu_2]$$

$$\rho = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \cdot \text{Var}(Y)}} = 0 \quad \text{δηλ.} \quad X, Y \text{ ασυχετίστητες.}$$

Τότε ισχύει και το εξής: $\text{Var}(X+Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$
 $(+ 2\text{Cov}(X, Y) = 0)$

Διερευνούμε την τιμή.

$$E(X|Y=y) \stackrel{\text{op}}{=} \begin{cases} \sum_x x \cdot f_{X|Y}(x|y) & \text{διακριτή περίπτωση} \\ \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X|Y}(x|y) dx & \text{συνεχής περίπτωση.} \end{cases}$$

Αντίστοιχα ορίζεται η $E(Y|X=x)$.

Παρατήρηση: Η $E(X|Y=y)$ είναι συνάρτηση του y (μόνο).

Μπορώ να ορίσω την $E(g(X,Y)|Y=y)$ που τότε

είναι συνάρτηση του y . π.χ. στη συνεχή περίπτωση

$$E(g(X,Y)|Y=y) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x,y) f_{X|Y}(x|y) dx$$

$h(y) = E(X|Y=y)$ ονομάζεται συνάρτηση παλινδρόμησης της X στην Y (regression).

Θεωρούμε τα ζεύγη (x, y) του ετησίως που ικανοποιούν την εξίσωση

$$x = h(y) \quad (1).$$

Η (1) ονομάζεται γραμμική παλινδρόμησης της X στην Y .

Θέτουμε $E(X|Y) = h(Y)$, όπου $h(y) = E(X|Y=y)$

Ισχύει το εξής:

Θεώρημα: $E(X) = E(E(X|Y)).$

$$\begin{aligned}
 h(y) = E(X|Y=y) &= \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X|Y}(x|y) dx \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{x f(x,y)}{f_Y(y)} dx \\
 &= \frac{1}{f_Y(y)} \int_{-\infty}^{\infty} x f(x,y) dx
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 E h(Y) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_Y(y) h(y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} f_Y(y) \frac{1}{f_Y(y)} \int_{-\infty}^{\infty} x f(x,y) dx dy \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} x \left(\int_{-\infty}^{\infty} f(x,y) dy \right) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx = E(X).
 \end{aligned}$$

Δηλ. $E(E(X|Y)) = E(X)$.

π.χ. $Y \sim \text{Poisson}(\lambda)$ $(X|Y=y) \sim b(y, p) \Rightarrow E(X|Y=y) = y \cdot p$

$$h(y) = p \cdot y, \quad h(Y) = p \cdot Y \Rightarrow E(X) = E(p \cdot Y) = p E(Y) = p \cdot \lambda.$$

Πρόβλημα 1: Να βρεθεί στο θέρμα c ώστε να ελαχιστοποιείται το Μέσο Τετραγωνικό Σφάλμα

$$MSE \stackrel{op}{=} E[(X-c)^2].$$

Ώστε $c = \mu = E(X)$.

Απόδ: $E[(X-c)^2] = E[(X-\mu + (\mu-c))^2]$

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

$$= E[(X-\mu)^2] + (\mu-c)^2 + 2(\mu-c) \cancel{E[(X-\mu)]}$$

$$= \underset{\sigma^2}{E[(X-\mu)^2]} + (\mu-c)^2 \geq \sigma^2 \quad \text{μ ε ισότητα αν και μόνο αν } \mu = c.$$

Πρόβλημα 2. Ποια είναι η "καλύτερη" σφάγιση του Y , $h(Y)$, που να ελαχιστοποιεί το

$$MSE \stackrel{\text{op}}{=} E[(X-h(Y))^2] ?$$

Η απάντηση: $h^*(y) = E(X|Y=y)$ είναι η βέλτιστη.

Αν $h^*(Y) = E(X|Y)$ τότε $\forall h$ ισχύει ότι

$$E[(X-h(Y))^2] \geq E[(X-h^*(Y))^2]$$

Το ισόσημο αν και μόνο αν $P(h(Y) = h^*(Y)) = 1$.

5.15] Η πυκνότητα $f(x,y) = \frac{2}{3}(x+2y)$, $0 < x < 1$, $0 < y < 1$.

Βρείτε το $p = p(x,y)$, καθώς και την σωστή και την λάθος πυκνότητα και την κατάλληλη πυκνότητα της Y στην X .

$$f_X(x) = \int_0^1 \frac{2}{3}(x+2y) dy = \frac{2}{3}x \int_0^1 dy + \frac{4}{3} \int_0^1 y dy = \frac{2}{3}x + \frac{2}{3}$$

$$f_X(x) = \frac{2}{3}(x+1), \quad 0 < x < 1$$

$$\begin{aligned} \mu_1 = E(X) &= \int_0^1 x f_X(x) dx = \frac{2}{3} \int_0^1 x(x+1) dx = \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} + \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{2} \\ &= \frac{2}{9} + \frac{3}{9} = \frac{5}{9} = \mu_1 \end{aligned}$$

$$E(X^2) = \int_0^1 x^2 \frac{2}{3}(x+1) dx = \frac{2}{3} \int_0^1 x^3 dx + \frac{2}{3} \int_0^1 x^2 dx = \frac{7}{12}$$

$$\text{Var}(X) = \sigma_1^2 = \frac{7}{12} - \left(\frac{5}{9}\right)^2 = \dots = \boxed{\frac{89}{324} = \sigma_1^2}$$

$$f_Y(y) = \int_0^1 f(x,y) dx = \frac{2}{3} \int_0^1 (x+2y) dx = \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{2} + \frac{4}{3} \cdot y$$

$$\Rightarrow \boxed{f_Y(y) = \frac{1}{3} (4y+1), \quad 0 < y < 1}$$

$$E(Y) = \mu_2 = \int_0^1 y \frac{1}{3} (4y+1) dy = \dots = \boxed{\frac{11}{18} = \mu_2}$$

$$E(Y^2) = \int_0^1 y^2 \frac{1}{3} (4y+1) dy = \dots = \frac{4}{9}$$

$$\sigma_2^2 = \text{Var}(Y) = \frac{4}{9} - \left(\frac{11}{18}\right)^2 = \dots = \boxed{\frac{23}{324} = \sigma_2^2}$$

$$\text{Cov}(X,Y) = E(XY) - \mu_1 \cdot \mu_2$$

$$\begin{aligned}
 E(xy) &= \int_0^1 \int_0^1 xy \frac{2}{3} (x+2y) dy dx \\
 &= \frac{2}{3} \int_0^1 \int_0^1 (x^2y + 2xy^2) dy dx \\
 &= \dots = \frac{1}{3}
 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \text{Cov}(x,y) = \frac{1}{3} - \frac{5}{9} \cdot \frac{11}{18} = \dots = \frac{-1}{162}$$

$$\rho = \frac{\text{Cov}(x,y)}{\sqrt{\sigma_1^2 \cdot \sigma_2^2}} = \frac{-\frac{1}{162}}{\sqrt{\frac{89}{324} \cdot \frac{23}{324}}} = \dots = \frac{-2}{\sqrt{2047}}$$

Συνάρτηση πιθανότητας της Y στην X :

$$h(x) = E(Y|X=x).$$

$$f_{Y|X}(y|x) \stackrel{\text{op}}{=} \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \frac{\frac{2}{3}(x+2y)}{\frac{2}{3}(x+1)} = \frac{x+2y}{x+1}, \quad 0 < y < 1$$

$$E(Y|X=x) = \int_0^1 y f_{Y|X}(y|x) dy = \frac{1}{x+1} \int_0^1 y(x+2y) dy$$

$$= \frac{1}{x+1} \left[x \cdot \frac{1}{2} + 2 \cdot \frac{1}{3} \right] = \frac{1}{x+1} \left(\frac{3x}{6} + \frac{4}{6} \right) = \frac{3x+4}{6(x+1)}, \quad 0 < x < 1.$$

Συνάρτηση πιθανότητας:

$$h(x) = \frac{3x+4}{6(x+1)}, \quad 0 < x < 1$$

Καθνήνη πιθανότητας

$$y = \frac{3x+4}{6(x+1)}, \quad 0 < x < 1$$