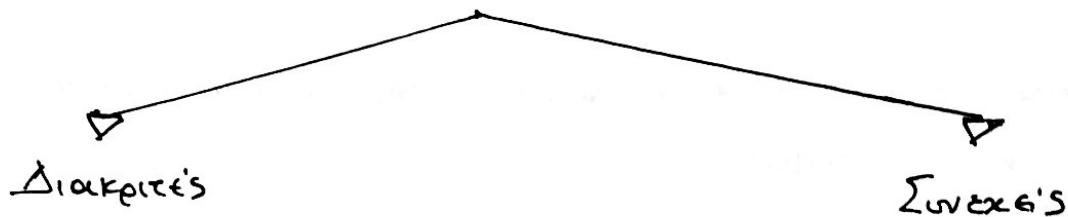


Στοχαστική Ανάλυση

Φροντιστήριο #3

Συνδέεται με τα προηγούμενα ...

Διιδιόστατες τ.μ.



• $p(x, y) \geq 0, \forall (x, y)$

• $\sum_x \sum_y p(x, y) = 1$

• $f(x, y) \geq 0, \forall (x, y)$

• $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1$

π.χ. Έστω ότι n από κοινού ε.π.π. μεσ συνεχούς διιδιόστατης τ.μ. (X, Y) δίδεται από τον τύπο:

$$f(x, y) = \begin{cases} cx^2y, & 0 \leq x \leq 1 \quad \& \quad 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$$

Να βρεθεί η σταθερά c .

Λύση:

Θα πρέπει: $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy dx = 1 \Rightarrow$

$$\Rightarrow \int_0^1 \int_0^1 c x^2 y \, dy \, dx = 1 \Rightarrow \int_0^1 \left[c x^2 \frac{y^2}{2} \right]_0^1 dx = 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \int_0^1 \left(c x^2 \frac{1}{2} - 0 \right) dx = 1 \Rightarrow \left[\frac{c}{2} \cdot \frac{x^3}{3} \right]_0^1 = 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \frac{c}{6} = 1 \Rightarrow c = 6.$$

π.α. Έστω ότι η από κοινού β.π.π. της δ.τ.μ. (X, Y) δίνεται από τον τύπο:

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} cxy, & 0 < x < 1 \text{ ή } 0 < y < 1 \\ 0, & \text{αλλιώς} \end{cases}$$

Να προσδιορίσει η $P(X \leq 0,1, 0,9 \leq Y < 1)$.

Λύση:

$$\text{Γεγονός ότι } \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) \, dx \, dy = 1 \Rightarrow \int_0^1 \int_0^1 cxy \, dx \, dy = 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \int_0^1 \left[cy \frac{x^2}{2} \right]_0^1 dy = 1 \Rightarrow \int_0^1 \frac{cy}{2} dy = 1 \Rightarrow \left[\frac{c}{2} \cdot \frac{y^2}{2} \right]_0^1 = 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \frac{c}{4} = 1 \Rightarrow c = 4.$$

$$P(X \leq 0,1, 0,9 \leq Y < 1) = \int_{0,9}^1 \int_0^{0,1} 4xy \, dx \, dy = \int_{0,9}^1 \left[4y \frac{x^2}{2} \right]_0^{0,1} dy =$$

$$= \int_{0,9}^1 2 \cdot 10^{-2} y \, dy = 2 \cdot 10^{-2} \left[\frac{y^2}{2} \right]_{0,9}^1 = 10^{-2} (1 - 0,9^2) = \dots$$

Δευτερεύουσα συνάρτηση Π.Θ. ανόδου

Έστω (X, Y) μια διωδιότατη διακριτή τ.μ. και $p_{X,Y}$ η από κοινού β.π.π. όπου:

$$p_Y(y) = P(Y=y) \neq 0.$$

Η δευτερεύουσα β.π.π. της X δοθέντος σε $Y=y$, ορίζεται να είναι:

$$p_{X|Y}(x,y) := P(X=x | Y=y) = \frac{P(X=x, Y=y)}{P(Y=y)} = \frac{p_{X,Y}(x,y)}{p_Y(y)}$$

όπου $p_Y(y)$ η β.π.π. της τ.μ. Y .

Παρατήρηση: Αν X, Y ανεξάρτητες, τότε:

$$p_{X|Y}(x,y) = \frac{P(X=x, Y=y)}{P(Y=y)} = \frac{P(X=x) \cdot P(Y=y)}{P(Y=y)} = P_X(x).$$

Αν (X, Y) είναι μια συνεχής διωδιότατη τ.μ. και $f_{X,Y}$ η από κοινού β.π.π., τότε:

$$f_{X|Y}(x,y) := \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)}$$

Παρατήρηση: Αν X, Y ανεξάρτητες, τότε:

$$f_{X|Y}(x,y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{f_X(x) f_Y(y)}{f_Y(y)} = f_X(x).$$

Άσκηση: Έστω τ.μ. X & Y με από κοινού β.π.π.:

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{2y^2 e^{-xy}}{3}, & \text{αν } 0 < x < +\infty \text{ & } 1 < y < 2 \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$$

Να βρεθεί η δευτερεύουσα συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας $f_{X|Y}(x,y)$ και η πιθανότητα $P(X > 1 / Y = y)$.

Λύση:

Γνωρίζω ότι $f_{X|Y}(x,y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)}$ (*)

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx = \int_0^{+\infty} \frac{2y^2 e^{-xy}}{3} dx = \frac{2y^2}{3} \int_0^{+\infty} e^{-xy} dx =$$

$$= \frac{2y^2}{3} \left[-\frac{1}{y} e^{-xy} \right]_0^{+\infty} = \frac{2y^2}{3} \left[\lim_{x \rightarrow +\infty} \left(-\frac{1}{y} e^{-xy} \right) - \left(-\frac{1}{y} e^0 \right) \right] =$$

$$= \frac{2y^2}{3} \left[0 + \frac{1}{y} \right] = \frac{2y}{3}$$

Άρα, $f_Y(y) = \begin{cases} \frac{2y}{3}, & 1 < y < 2 \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$

Επομένως, $f_{X|Y}(x,y) \stackrel{(*)}{=} \frac{\frac{2y^2 e^{-xy}}{3}}{\frac{2y}{3}} = y e^{-xy}$

Δηλ. $f_{X|Y}(x,y) = \begin{cases} \gamma e^{-xy}, & 0 < x < +\infty, 1 < y < 2 \\ 0, & \text{αλλού} \end{cases}$

Άρα, $P(X > 1 / Y = \gamma) = \int_1^{+\infty} f_{X|Y}(x,y) dx = \int_1^{+\infty} \gamma e^{-xy} dx =$

$$= \gamma \int_1^{+\infty} e^{-xy} dx = \gamma \left[-\frac{1}{y} e^{-xy} \right]_1^{+\infty} = \gamma \cdot \left[\lim_{x \rightarrow +\infty} \left(-\frac{1}{y} e^{-xy} \right) - \left(-\frac{1}{y} e^{-y} \right) \right] =$$

$$= \gamma \cdot \left(\frac{1}{y} e^{-y} \right) = e^{-y} \quad \blacksquare$$

Δ Εξμεωτέρω Μέτρον Τιμή

$$E[X|Y=y] = \begin{cases} \sum_{x \in S_x} x \cdot p_{X|Y}(x,y), & \text{αν } (X,Y) \text{ διακριτή δ.τ.μ.} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f_{X|Y}(x,y) dx, & \text{αν } (X,Y) \text{ συνεχή δ.τ.μ.} \end{cases}$$

Άσκηση: Η από κοινού β.π.π. δίνεται από τον τύπο:

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{e^{-\frac{x}{y}} e^{-y}}{y}, & 0 < x, y < +\infty \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$$

$$P(X < 2 \mid Y = y) = ?$$

$$E[X \mid Y = 1] = ?$$

Λύση:

$$f_{X|Y}(x, y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \frac{\frac{e^{-\frac{x}{y}} e^{-y}}{y}}{\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{-\frac{x}{y}} e^{-y}}{y} dx} = \frac{\frac{1}{y} e^{-y} e^{-\frac{x}{y}}}{\frac{1}{y} e^{-y} \int_0^{+\infty} e^{-\frac{x}{y}} dx} =$$

$$= \frac{e^{-\frac{x}{y}}}{\left[e^{-\frac{x}{y}} (-y) \right]_0^{+\infty}} = \frac{e^{-\frac{x}{y}}}{\lim_{x \rightarrow +\infty} (-y e^{-\frac{x}{y}}) - (-y e^0)} = \frac{e^{-\frac{x}{y}}}{y} = \frac{1}{y} e^{-\frac{x}{y}}$$

Οπότε:

$$\begin{aligned} \bullet P(X < 2 \mid Y = y) &= \int_0^2 f_{X|Y}(x, y) dx = \int_0^2 \frac{1}{y} e^{-\frac{x}{y}} dx = \left[-e^{-\frac{x}{y}} \right]_0^2 = \\ &= 1 - e^{-\frac{2}{y}}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \bullet E[X \mid Y = 1] &= \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f_{X|Y}(x, 1) dx = \int_0^{+\infty} x \cdot e^{-x} dx = \int_0^{+\infty} x \cdot (-e^{-x})' dx = \\ &= \left[-x \cdot e^{-x} \right]_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-x} dx = \left[-x e^{-x} \right]_0^{+\infty} + \left[-e^{-x} \right]_0^{+\infty} = 1. \end{aligned}$$

Άσκηση: # από κοινού 6.π.π. 2 τ.μ. X, Y είναι π.ε.γ.ς:

$$p(X=0, Y=0) = 0,8 = \frac{4}{5}$$

$$p(X=1, Y=0) = 0,05 = \frac{1}{20}$$

$$p(X=0, Y=1) = 0,025 = \frac{1}{8}$$

$$p(X=1, Y=1) = 0,125 = \frac{1}{8}$$

Να υπολογιστούν: i) $E[X | Y=1]$ και ii) $\text{Var}(X | Y=1)$.

Λύση:

Υπολογίσω τη δευτερεύουσα συνάρτηση πιθανότητας:

$$P_{X|Y}(x, Y) = \frac{p(x, Y)}{P_Y(Y)} \Rightarrow P_{X|Y=1}(x, 1) = \frac{p(x, 1)}{P_Y(1)} =$$

$$= \begin{cases} \frac{p(0, 1)}{P_Y(1)} = \frac{0,025}{0,15}, & x=0 \\ \frac{p(1, 1)}{P_Y(1)} = \frac{0,125}{0,15}, & x=1 \end{cases}$$

$$\text{Άρα: } P_Y(Y) = \sum_{x=0}^1 p(x, Y) = p(0, Y) + p(1, Y) = \begin{cases} p(0, 0) + p(1, 0) = 0,85, & \text{αν } Y=0 \\ p(0, 1) + p(1, 1) = 0,15, & \text{αν } Y=1 \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$$

$$\text{Οπότε: } E[X | Y=1] = \sum_{x=0}^1 x \cdot P_{X|Y=1}(x, 1) = \sum_{x=0}^1 x \cdot \frac{p(x, 1)}{P_Y(1)} = 0 + 1 \cdot \frac{p(1, 1)}{P_Y(1)} = \frac{0,125}{0,15} = 0,833$$

$$E[X^2 | Y=1] = \sum_{x=0}^1 x^2 \cdot P_{X|Y=1}(x, 1) = \sum_{x=0}^1 x^2 \cdot \frac{p(x, 1)}{P_Y(1)} = 0 + 1 \cdot \frac{p(1, 1)}{P_Y(1)} = \frac{0,125}{0,15} = 0,833$$

$$\text{Var}(X|Y=1) = E[X^2|Y=1] - (E[X|Y=1])^2 = \frac{5}{36}$$

Άσκηση: Δίνονται η από κοινού β.π.π. της δ.τ.μ. (X, Y) ως εξής:

$$f(x, y) = \begin{cases} 2-x-y, & 0 < x < 1, 0 < y < 1 \\ 0, & \text{αλλιώς} \end{cases}$$

Να υπολογίσετε $E[X|Y=y]$.

Λύση:

Η δευτερεύουσα β.π.π. ορίζεται ως εξής:

$$f_{X|Y}(x, y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}$$

Οπότε:

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_0^1 (2-x-y) dx = \left[2x - \frac{x^2}{2} - yx \right]_0^1 = \\ &= 2 - \frac{1}{2} - y - 0 = \frac{3}{2} - y. \end{aligned}$$

$$\text{Συνεπώς, } f_{X|Y}(x, y) = \frac{2-x-y}{\frac{3}{2}-y}, \quad 0 < x < 1, 0 < y < 1$$

$$E[X|Y=y] = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f_{X|Y=y}(x, y) dx = \int_0^1 x \cdot \frac{2-x-y}{\frac{3}{2}-y} dx =$$

$$= \frac{1}{\frac{3}{2}-\gamma} \int_0^1 (2x - x^2 - xy) dx = \frac{2}{3-2\gamma} \left[x^2 - \frac{x^3}{3} - \gamma \frac{x^2}{2} \right]_0^1 =$$

$$= \frac{2}{3-2\gamma} \left(1 - \frac{1}{3} - \frac{\gamma}{2} \right) = \frac{2}{3-2\gamma} \left(\frac{2}{3} - \frac{\gamma}{2} \right) \quad \blacksquare$$

Άσκηση: Έστω X, Y τ.φ. με κοινή β.π.π.:

$$f(x, y) = \begin{cases} c - x^2 - y^2, & x, y \in (0, 1) \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$$

i) $c = ?$

ii) $f_X(x), f_Y(y) = ?$ Είναι οι X, Y ανεξάρτητες;

iii) Να υπολογιστούν οι πιθανότητες:

$$P\left(X > \frac{1}{2}, \frac{1}{3} < Y < \frac{1}{2}\right) \quad \& \quad P\left(\frac{1}{3} < X < \frac{2}{3} \mid Y < \frac{1}{2}\right).$$

Λύση:

$$i) \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx dy = 1 \Rightarrow \int_0^1 \int_0^1 (c - x^2 - y^2) dx dy = 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \int_0^1 \left[cx - \frac{x^3}{3} - y^2 \cdot x \right]_0^1 dy = 1 \Rightarrow \int_0^1 \left(c - \frac{1}{3} - y^2 \right) dy = 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \left[cy - \frac{y}{3} - \frac{y^3}{3} \right]_0^1 = 1 \Rightarrow c - \frac{1}{3} - \frac{1}{3} = 1 \Rightarrow c = 1 + \frac{2}{3} \Rightarrow c = \frac{5}{3}$$

Άρα, $f(x, y) = \begin{cases} \frac{5}{3} - x^2 - y^2, & \text{αν } x, y \in (0, 1) \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$

$$\text{ii) } f_X(x) = \int_0^1 f(x,y) dy = \int_0^1 \left(\frac{5}{3} - x^2 - y^2 \right) dy = \left[\frac{5}{3}y - x^2y - \frac{y^3}{3} \right]_0^1 =$$

$$= \frac{5}{3} - x^2 - \frac{1}{3} = \frac{4}{3} - x^2, \quad x \in (0,1)$$

Δηλ. $f_X(x) = \begin{cases} \frac{4}{3} - x^2, & x \in (0,1) \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$

$$f_Y(y) = \int_0^1 f(x,y) dx = \int_0^1 \left(\frac{5}{3} - x^2 - y^2 \right) dx = \left[\frac{5}{3}x - \frac{x^3}{3} - y^2x \right]_0^1 =$$

$$= \frac{5}{3} - \frac{1}{3} - y^2 = \frac{4}{3} - y^2, \quad y \in (0,1)$$

Δηλ. $f_Y(y) = \begin{cases} \frac{4}{3} - y^2, & y \in (0,1) \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$

Επομέν, $f_X(x) \cdot f_Y(y) = \left(\frac{4}{3} - x^2 \right) \left(\frac{4}{3} - y^2 \right) \neq f(x,y)$

Έτσι ότι X, Y όχι ανεξάρτητα.

$$\text{iii) } P\left(X > \frac{1}{2}, \frac{1}{3} < Y < \frac{1}{2}\right) = \int_{\frac{1}{2}}^1 \int_{\frac{1}{3}}^{\frac{1}{2}} \left(\frac{5}{3} - x^2 - y^2 \right) dy dx = \dots = \frac{49}{648}$$

$$P\left(\frac{1}{3} < X < \frac{2}{3} \mid Y < \frac{1}{2}\right) = \frac{P\left(\frac{1}{3} < X < \frac{2}{3}, Y < \frac{1}{2}\right)}{P\left(Y < \frac{1}{2}\right)} =$$

$$= \frac{\int_{1/3}^{2/3} \int_0^{1/2} \left(\frac{5}{3} - x^2 - y^2 \right) dy dx}{\int_0^{1/2} \left(\frac{4}{3} - y^2 \right) dy} = \dots = \frac{143}{405} \quad \blacksquare$$

Άσκηση: Η από κοινού συνάρτηση πιθανότητας της διαυσθμ. τ.μ. (X,Y) δίνεται από τον τύπο:

$$f(x,y) = \begin{cases} x+y, & x,y \in (0,1) \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$$

i) Να βρεθούν οι δευτερεύουσες συναρτήσεις πυκνότητας πιθανότητας των X & Y.

ii) Να υπολογιστούν οι πιθανότητες:

$$P\left(X > \frac{2}{3} \mid Y < \frac{1}{2}\right), \quad P\left(X > \frac{1}{2} \mid Y = \gamma\right), \quad P\left(Y < \frac{1}{2} \mid X = \frac{3}{4}\right).$$

Λύση:

$$i) \quad f_X(x) = \int_0^1 (x+y) dy = \left[xy + \frac{y^2}{2} \right]_0^1 = x + \frac{1}{2} = \frac{2x+1}{2}$$

$$f_Y(y) = \int_0^1 (x+y) dx = \left[\frac{x^2}{2} + yx \right]_0^1 = \frac{1}{2} + y = \frac{2y+1}{2}$$

$$f_{X|Y}(x,y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{x+y}{\frac{2y+1}{2}} = \frac{2x+2y}{2y+1}$$

$$0 < x < 1, \quad 0 < y < 1.$$

$$f_{Y|X}(x,y) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \frac{x+y}{\frac{2x+1}{2}} = \frac{2x+2y}{2x+1}$$

$$ii) \quad P\left(X > \frac{2}{3} \mid Y < \frac{1}{2}\right) = \frac{P\left(X > \frac{2}{3}, Y < \frac{1}{2}\right)}{P\left(Y < \frac{1}{2}\right)} = \frac{\int_{2/3}^1 \int_0^{1/2} f(x,y) dy dx}{\int_0^{1/2} f_Y(y) dy} =$$

$$= \frac{\int_{2/3}^1 \int_0^{1/2} (x+y) dy dx}{\int_0^{1/2} \frac{2y+1}{2} dy} = \frac{\int_{2/3}^1 \left[xy + \frac{y^2}{2} \right]_0^{1/2} dx}{\left[\frac{1}{2}y + \frac{y^2}{2} \right]_0^{1/2}} =$$

$$= \frac{\int_{\frac{1}{4}}^1 \left[\frac{x}{2} + \frac{1}{8} \right] dx}{\frac{1}{4} + \frac{1}{8}} = \frac{\left[\frac{x^2}{4} + \frac{1}{8}x \right]_{\frac{1}{4}}^1}{\frac{3}{8}} = \frac{\frac{1}{4} + \frac{1}{8} - \frac{4}{36} - \frac{2}{24}}{\frac{3}{8}} = \frac{13}{82}$$

$$P\left(X > \frac{1}{2} \mid Y = y\right) = \int_{\frac{1}{2}}^1 f_{X|Y}(x, y) dx = \int_{\frac{1}{2}}^1 \frac{2x+2y}{2y+1} dx =$$

$$= \frac{1}{2y+1} \int_{\frac{1}{2}}^1 (2x+2y) dx = \frac{1}{2y+1} \left[x^2 + 2yx \right]_{\frac{1}{2}}^1 =$$

$$= \frac{1}{2y+1} \left[1+2y - \frac{1}{4} - 2y \cdot \frac{1}{2} \right] = \frac{1}{2y+1} \left[\frac{3}{4} + y \right] = \frac{4y+3}{4(2y+1)}$$

$$P\left(Y < \frac{1}{2} \mid X = \frac{3}{4}\right) = \int_0^{\frac{1}{2}} f_{Y|X} \left(\frac{3}{4}, y \right) dy = \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{2 \cdot \frac{3}{4} + 2y}{2 \cdot \frac{3}{4} + 1} dy =$$

$$= \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{\frac{3}{2} + 2y}{\frac{5}{2}} dy = \frac{2}{5} \int_0^{\frac{1}{2}} \left(\frac{3}{2} + 2y \right) dy = \frac{2}{5} \left[\frac{3}{2}y + y^2 \right]_0^{\frac{1}{2}} =$$

$$= \frac{2}{5} \left[\frac{3}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{4} \right] = \frac{2}{5}$$

Άσκηση: Έστω ότι η από κοινού β.π.π. δίνεται από τον πίνακα:

$$p(x,y) = \begin{cases} \frac{12}{35(x+y)}, & x=0,1,2, \quad y=1,2 \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$$

- i) Να βρεθεί η δευτερεύουσα συνάρτηση πιθανότητας της Y .
- ii) Να υπολογιστούν οι πιθανότητες $P(Y > 1 / X < 2)$ και $P(Y < 2 / X = x)$.

Λύση:

$$\begin{aligned} \text{i) } P_X(x) &= \sum_{y=1}^2 p(x,y) = \sum_{y=1}^2 \frac{12}{35(x+y)} = \frac{12}{35(x+1)} + \frac{12}{35(x+2)} = \\ &= \frac{12(x+2+x+1)}{35(x+1)(x+2)} = \frac{12(2x+3)}{35(x+1)(x+2)} = \frac{24x+36}{35(x+1)(x+2)}. \end{aligned}$$

$$\text{Άρα, } P_{Y|X}(x,y) = \frac{p(x,y)}{P_X(x)} = \frac{\frac{12}{35(x+y)}}{\frac{24x+36}{35(x+1)(x+2)}} =$$

$$= \frac{12 \cdot 35 \cdot (x+1)(x+2)}{35 \cdot (x+y) \cdot 12(2x+3)} = \frac{(x+1)(x+2)}{(x+y)(2x+3)}, \quad x=0,1,2, \quad y=1,2.$$

$$\text{ii) } P(Y > 1 / X < 2) = \frac{P(Y > 1, X < 2)}{P(X < 2)} = \frac{\sum_{y=2}^2 \sum_{x=0}^1 p(x,y)}{\sum_{x=0}^1 P_X(x)} =$$

$$= \frac{p(0,2) + p(1,2)}{P_X(0) + P_X(1)} = \frac{\frac{12}{70} + \frac{12}{105}}{\frac{36}{70} + \frac{60}{210}} = \frac{5}{14}$$

$$P(Y < 2 / X = x) = \sum_{y=1}^1 P_{Y|X}(x, y) = \sum_{y=1}^1 \frac{(x+1)(x+2)}{(2x+3)(x+y)} = \frac{x+2}{2x+3}$$