

Θεωρία Πιθανοτήτων II, Λύσεις των Ασκήσεων 3

Οι #1, #2, #3, #4, #6 έχουν λυθεί στην τσίζη.

#5. (α) $f_{Y|X=x}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \frac{f_Y(y) f_{X|Y=y}(x|y)}{f_X(x)}$, για $y > 0$ και $x > 0$.

Αντικαθιστώντας, $f_Y(y) = e^{-y}$ και $f_{X|Y=y}(x|y) = \frac{y^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-yx}$, έχουμε

$f_{Y|X=x}(y|x) = C(x) y^\alpha e^{-(x+1)y}$, όπου $C(x) = \frac{1}{f_X(x)} \int_0^\infty f_{Y|X=x}(y|x) dy$. Για

την εύρεση του $C(x)$, δεν χρειάζεται να υπολογιστεί η $f_X(x)$, αρκεί να χρησιμοποιηθεί η συνθήκη κανονικοποίησης για την $f_{Y|X=x}(y|x)$.

Δηλαδή $\int_0^\infty f_{Y|X=x}(y|x) dy = 1$. Επομένως, $\int_0^\infty C(x) y^\alpha e^{-(x+1)y} dy = 1 \Rightarrow$

$C(x) \int_0^\infty y^\alpha e^{-(x+1)y} dy = 1 \Rightarrow C(x) \cdot \Gamma(\alpha+1) (1+x)^{-(\alpha+1)} = 1 \Rightarrow C(x) = \frac{1}{\Gamma(\alpha+1)} (1+x)^{\alpha+1}$.

Τελικά, $f_{Y|X=x}(y|x) = \frac{(1+x)^{\alpha+1}}{\Gamma(\alpha+1)} y^\alpha e^{-(1+x)y}$, $y > 0$, που είναι η πυκνότητα της κατανομής Γάμμα $G(\alpha+1, \frac{1}{1+x})$. (Ούτε το $C(x)$ χρειάζεται να υπολογιστεί, προκύπτει αμέσως από τη μορφή (ως προς y) που έχει η $f_{Y|X=x}(y|x)$).

Ούτως, η μορφή της $f_{Y|X=x}(y|x)$ παραμένει κατανομή Γάμμα $G(\alpha+1, \frac{1}{1+x})$. $\frac{1}{1+x} = \frac{x}{1+x} + \frac{1}{1+x} = \frac{x}{1+x} + \frac{1}{1+x}$. $\frac{1}{1+x} = \frac{x}{1+x} + \frac{1}{1+x}$.

(β) Αν $Z \sim G(\alpha, \beta)$, τότε $E(Z) = \alpha\beta$, $E(Z^2) = \alpha(\alpha+1)\beta^2$, $E(Z^4) = \alpha(\alpha+1)(\alpha+2)(\alpha+3)\beta^4$ (από ΘΠΙ ή μέσω της ροπογενήτριας).

Επειδή $Y|X=x \sim G(\alpha+1, \frac{1}{1+x})$, έχουμε $E(Y|X=x) = \frac{(\alpha+1)}{1+x}$ και

$Var(Y^2|X=x) = E(Y^4|X=x) - [E(Y^2|X=x)]^2 = \frac{(\alpha+1)(\alpha+2)(\alpha+3)(\alpha+4)}{(1+x)^4} - \left(\frac{(\alpha+1)(\alpha+2)}{(1+x)^2}\right)^2$.

#7. Η περιθώρια συνάρτηση κατανομής είναι, αντίστοιχα, $\lim_{y \rightarrow \infty} H_\alpha(x, y)$ και $\lim_{x \rightarrow \infty} H_\alpha(x, y)$. Είναι $\lim_{y \rightarrow \infty} H_\alpha(x, y) = \lim_{y \rightarrow \infty} \{F(x) G(y) [1 + \alpha(1-F(x))(1-G(y))]\}$

$= F(x) \lim_{y \rightarrow \infty} G(y) [1 + \alpha(1-F(x)) \cdot (1 - \lim_{y \rightarrow \infty} G(y))] = F(x)$, γιατί $\lim_{y \rightarrow \infty} G(y) = 1$.

Ανάλογα, για την άλλη περιθώρια συνάρτηση κατανομής.

Για $F(x) = G(y) = 1$, $0 \leq x \leq 1$, $0 \leq y \leq 1$ (δηλαδή οι περιθώριες είναι ομοιόμορφες στο $\mathcal{U}(0,1)$), έχουμε:

$H_0(x, y) = xy$, $0 \leq x \leq 1$, $0 \leq y \leq 1$

$H_1(x, y) = xy [1 + (1-x)(1-y)] = 2xy - x^2y - xy^2 + x^2y^2$, $0 \leq x \leq 1$, $0 \leq y \leq 1$

$H_{-1}(x, y) = xy [1 - (1-x)(1-y)] = x^2y + xy^2 - x^2y^2$, $0 \leq x \leq 1$, $0 \leq y \leq 1$.

(Να βρεθούν οι H_0, H_1, H_{-1} και στα υπόλοιπα χωρία του R^2 !!!)

Παρατηρούμε λοιπόν ότι τρεις διαφορετικές διδιάστατες κατανομές έχουν τις ίδιες (ομοιόμορφες) περιθώριες κατανομές. Μαζί, η H_0 αντιτίθεται σε ανεξαρτητίες, οι περιθώριες κατανομές, ενώ οι H_1 και H_{-1} σε εξαρτημένες. Η άσκηση είναι ένα (ιστορικό) παράδειγμα ότι οι περιθώριες κατανομές δεν καθορίζουν την από κοινού κατανομή.

#8.
$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x,y) dy dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x f(y) f_{X|Y=y}(x|y) dy dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x f(y) f(x|y) dy dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(y) dy$$

$$dx dy = \int_{-\infty}^{+\infty} f(y) \left[\int_{-\infty}^{+\infty} x f(x|y) dx \right] dy = \int_{-\infty}^{+\infty} f(y) E(X|Y=y) dy.$$

(*) : υπό τον όρο ότι είναι επιτρεπτή η εναλλαγή στη σειρά ολοκλήρωσης.

Στην περίπτωση διακριτής από κοινού κατανομής, έχουμε $E(X) = \sum E(X|Y=y) f(y)$.

Παρόμοια, $E(g(X)) = \sum E(g(X)|Y=y) f(y) dy$ ή $E(g(X)) = \sum E(g(X)|Y=y) f(y)$.

(Η παραπάνω σχέση εκφράζει ότι η μέση τιμή της X είναι η μέση τιμή της X δεδομένης της Y .)

#9. Χρησιμοποιώντας την #8,
$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} E(Y|X=x) f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x}{2} \cdot 1 dx = \frac{1}{4}$$

$$E(Y^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} E(Y^2|X=x) f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x^2}{4} \cdot 1 dx = \frac{1}{12}$$

$$Var(Y) = E(Y^2) - [E(Y)]^2 = \frac{1}{12} - \left(\frac{1}{4}\right)^2 = \frac{1}{12} - \frac{1}{16} = \frac{1}{48}$$

(Χωρίς να χρειαστεί να βρεθεί η περιθώρια κατανομή της Y ή η από κοινού των X, Y). Να βρεθεί η από κοινού των X, Y και να βρεθούν οι υπολογισμοί $E(Y)$, $Var(Y)$ χρησιμοποιώντας την από κοινού πυκνότητα

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

$$1 \leq x \leq 2, 1 \leq y \leq 2, f(x,y) = (y-1)(x-1)$$

$$1 \leq x \leq 2, 1 \leq y \leq 2, f(x,y) = (y-1)(x-1)$$

$$1 \leq x \leq 2, 1 \leq y \leq 2, f(x,y) = (y-1)(x-1)$$

$$1 \leq x \leq 2, 1 \leq y \leq 2, f(x,y) = (y-1)(x-1)$$