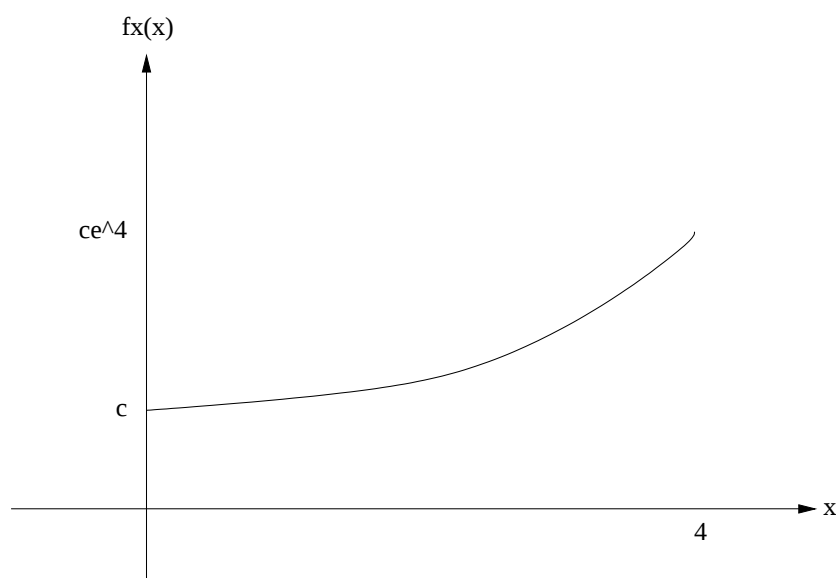


Πανεπιστήμιο Κρήτης - Τμήμα Επιστήμης Υπολογιστών
Θεωρία Πιθανοτήτων - Λύσεις Τελικής Εξέτασης
Διδάσκων: Π.Τσακαλίδης
7 Σεπτεμβρίου 2007 – Διάρκεια: 3 Ώρες

Θέμα 1

(αi) Η γραφική παράσταση της συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας φαίνεται στο σχήμα 1 και η σταθερά c έχει τιμή:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1 \Rightarrow \int_0^4 ce^x dx = 1 \Rightarrow ce^x|_0^4 = 1 \Rightarrow c(e^4 - 1) = 1 \Rightarrow c = \frac{1}{e^4 - 1}$$



Σχήμα 1: Η γραφική παράσταση της συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας του 1ο θέματος, ερώτημα (αi).

(αii)

$$\begin{aligned} P(X > 3 | 2 \leq X \leq 6) &= \frac{P(X > 3 \cap 2 \leq X \leq 6)}{P(2 \leq X \leq 6)} = \frac{P(3 < X \leq 4)}{P(2 \leq X \leq 4)} \\ &= \frac{\int_3^4 ce^x dx}{\int_2^4 ce^x dx} = \frac{e^4 - e^3}{e^4 - e^2} = \frac{e^2 - e}{e^2 - 1} = \frac{e(e-1)}{(e+1)(e-1)} = \frac{e}{e+1} \end{aligned}$$

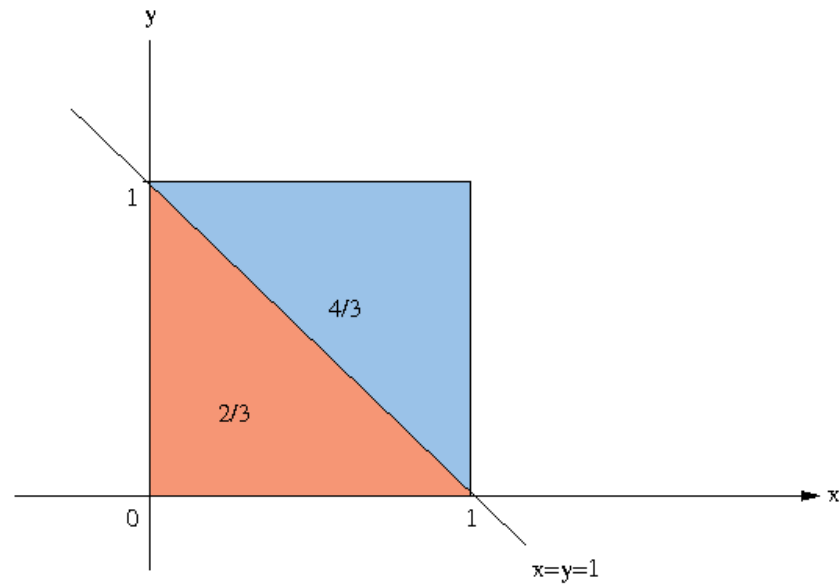
(αiii)

$$P(2 \leq X \leq 6 | X > 3) = \frac{P(2 \leq X \leq 6 \cap X > 3)}{P(X > 3)} = \frac{P(3 < X \leq 4)}{P(3 < X \leq 4)} = 1$$

(βi) Η γραφική παράσταση του πεδίου τιμών και της από κοινού συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας των τ.μ. X και Y φαίνεται στο σχήμα 2.

(βii) Η γραφική παράσταση της περιθωριακής συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας της τ.μ. X φαίνεται στο σχήμα 3. Επιπλέον έχουμε

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



Σχήμα 2: Η γραφική παράσταση του πεδίου τιμών και της από κοινού συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας των τ.μ. X και Y του θέματος 1, ερώτημα (βi).

Για $0 \leq x \leq 1$ έχουμε:

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_0^{1-x} \frac{2}{3} dy + \int_{1-x}^1 \frac{4}{3} dy \\ &= \frac{2}{3} y \Big|_0^{1-x} + \frac{4}{3} y \Big|_{1-x}^1 \\ &= \frac{2}{3}(1-x) + \frac{4}{3}(1-1+x) \end{aligned}$$

Άρα

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{2(1+x)}{3} & , 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & , \text{αλλού} \end{cases}$$

(βiii) Έχουμε ότι:

$$f_{Y/X} \left(y \middle| \frac{2}{3} \right) = \frac{f_{X,Y} \left(\frac{2}{3}, y \right)}{f_X \left(\frac{2}{3} \right)}$$

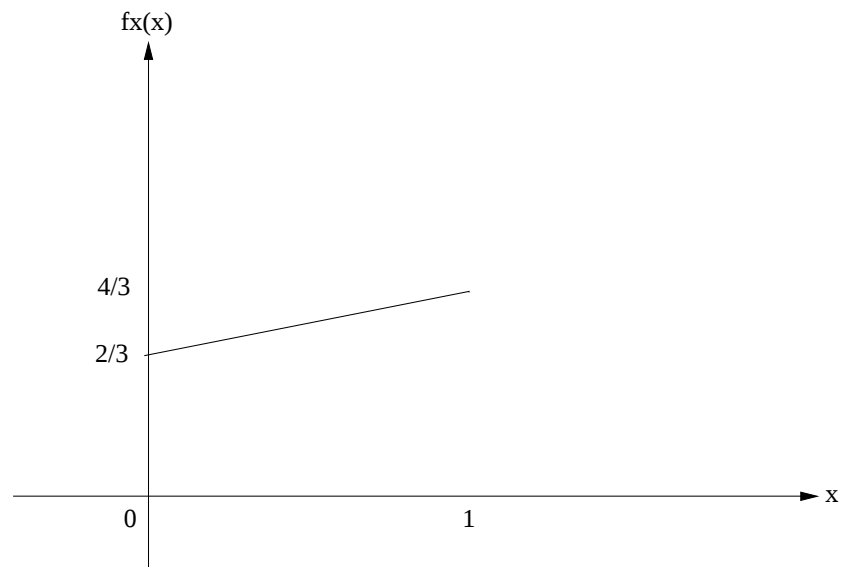
και

$$f_X(2/3) = \frac{2(1+2/3)}{3} = \frac{10}{9}$$

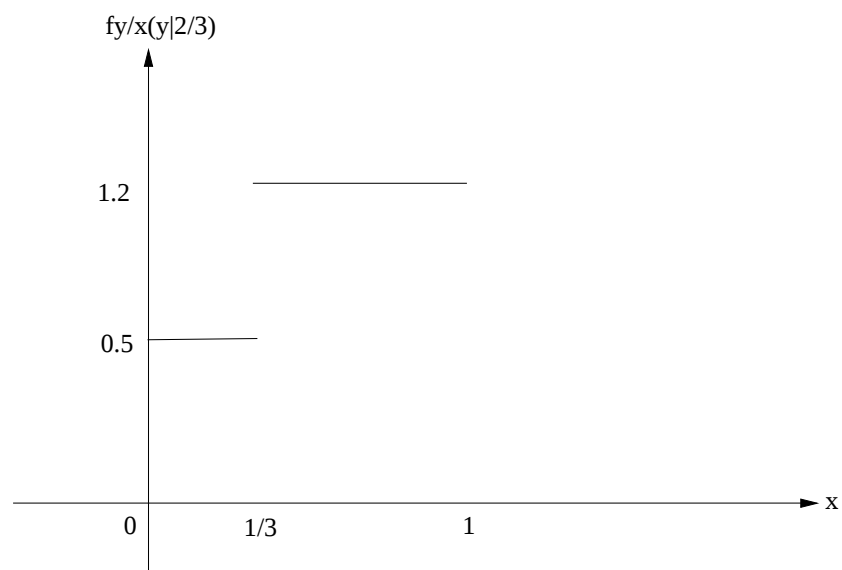
Οπότε έχουμε ότι:

$$f_{Y/X} \left(y \middle| \frac{2}{3} \right) = \begin{cases} \frac{2/3}{10/9} & , 0 \leq y \leq \frac{1}{3} \\ \frac{4/3}{10/9} & , \frac{1}{3} \leq y \leq 1 \\ 0 & , \text{αλλού} \end{cases} = \begin{cases} 0.6 & , 0 \leq y \leq \frac{1}{3} \\ 1.2 & , \frac{1}{3} \leq y \leq 1 \\ 0 & , \text{αλλού} \end{cases}$$

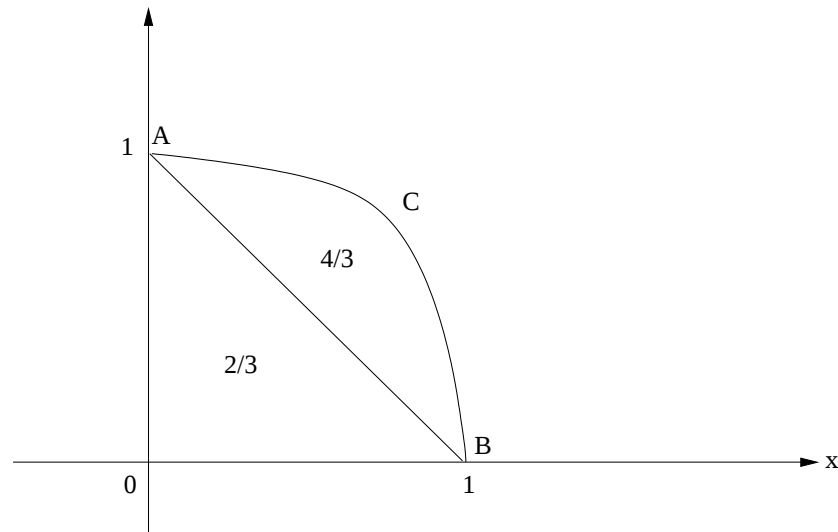
και η γραφική παράσταση της δεσμευμένης συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας της τ.μ. Y δεδομένου του γεγονότος $X = 2/3$ φαίνεται στο σχήμα 4.



Σχήμα 3: Η γραφική παράσταση της περιθωριακής συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας της τ.μ. X του θέματος 1, ερώτημα (βii).



Σχήμα 4: Η γραφική παράσταση δεσμευμένης συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας της τ.μ. Y δεδομένου του γεγονότος $X = 2/3$ για το θέμα 1, υποερώτημα (βiii).



Σχήμα 5: Σχήμα θέματος 1, υποερώτημα (βiv).

(βiv) Για να υπολογίσουμε την πιθανότητα $P(X^2 + Y^2 \leq 1)$ αρκεί να δούμε ο σχήμα 5, οπότε:

$$\begin{aligned}
 P(X^2 + Y^2 \leq 1) &= \text{εμβαδόν τριγώνου OAB} \cdot \frac{2}{3} + \text{εμβαδόν τομέα ABΓ} \cdot \frac{4}{3} \\
 &= \frac{1}{2} \cdot \frac{2}{3} + \left(\frac{\pi}{4} - \frac{1}{2} \right) \cdot \frac{4}{3} \\
 &= \frac{\pi - 1}{3}
 \end{aligned}$$

Θέμα 2

(α) Η τ.μ. $Z = X + 2Y$ είναι κανονική ως γραμμικός συνδυασμός κανονικών τ.μ. Επίσης $E[Z] = E[X] + 2E[Y] = 0$ και

$$\begin{aligned}
 \sigma_Z^2 &= \text{var}(X + 2Y) = \text{var}(X) + \text{var}(2Y) + 2\text{cov}(X, 2Y) \\
 &= \sigma_X^2 + 4\sigma_Y^2 + 4\text{cov}(X, Y) \\
 &= 5 + 4 \cdot 2 + 4(-1) = 9
 \end{aligned}$$

Άρα $Z \sim N(0, 9)$

(β)

$$\begin{aligned}
 P(X + 2Y \geq 1) &= 1 - P(Z \leq 1) = 1 - P\left(\frac{Z - 0}{3} \leq \frac{1 - 0}{3}\right) \\
 &= 1 - \Phi\left(\frac{1}{3}\right)
 \end{aligned}$$

Θέμα 3

Κατ' αρχάς, όπως φαίνεται στο σχήμα, η τ.μ. Y παίρνει τιμές στο διάστημα $[0, 2r]$ (καθώς η θέση του X μετατοπίζεται από το r στο 0). Επομένως, για την αθροιστική συνάρτηση κατανομής ισχύει ότι $F_Y(y) = 0$ για $y < 0$ και $F_Y(y) = 1$ για $y > 2r$. Για $0 \leq y \leq 2r$ ισχύει

ότι $x^2 + \left(\frac{y}{2}\right)^2 = r^2$. Επομένως:

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq y) = P(2\sqrt{r^2 - x^2} \leq y) = P(x^2 \geq r^2 - \frac{y^2}{4}) \\ &= P\left(X \geq \sqrt{r^2 - \frac{y^2}{4}}\right) = \int_{\sqrt{r^2 - \frac{y^2}{4}}}^r \frac{1}{r} dx \\ &= \frac{r - \sqrt{r^2 - \frac{y^2}{4}}}{r} \end{aligned}$$

Άρα:

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0 & , y < 0 \\ \frac{r - \sqrt{r^2 - y^2/4}}{r} & , 0 \leq y \leq 2r \\ 1 & , y \geq 2r \end{cases}$$

και

$$f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_Y(y) = \begin{cases} \frac{y}{2r\sqrt{4r^2 - y^2}} & , 0 \leq y \leq 2r \\ 0 & , \text{αλλού} \end{cases}$$

Θέμα 4

(α) Η Z παίρνει μη αρνητικές τιμές, $z \geq 0$, και συνεπώς $F_Z(z) = 0, z < 0$. Για $z \geq 0$ έχουμε:

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P(Z \leq z) = P(\min(X_1, X_2) \leq z) \\ &= 1 - P(\min(X_1, X_2) > z) \\ &= 1 - P(X_1 > z \cap X_2 > z) \\ &= 1 - P(X_1 > z)P(X_2 > z) \\ &= 1 - e^{-\lambda_1 z} \cdot e^{-\lambda_2 z} \\ &= 1 - e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)z} \end{aligned}$$

Η συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας είναι:

$$f_Z(z) = \begin{cases} (\lambda_1 + \lambda_2)e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)z} & , z \geq 0 \\ 0 & , 0 \end{cases}$$

(β) Η $R = \frac{X_1}{X_2}$ παίρνει μη αρνητικές τιμές. Άρα $F_R(r) = 0$ για $r < 0$. Για $r \geq 0$ έχουμε:

$$\begin{aligned} F_R(r) &= P(R \leq r) = P\left(\frac{X_1}{X_2} \leq r\right) = P(X_1 \leq rX_2) \\ &= \int \int_{\{u \leq rv\}} f_{x_1 x_2}(u, v) du dv \\ &= \int_0^{+\infty} \int_0^{rv} \lambda_1 e^{-\lambda_1 u} \lambda_2 e^{-\lambda_2 v} du dv \\ &= \int_0^{+\infty} (-e^{-\lambda_1 u} \Big|_0^{rv}) \lambda_2 e^{-\lambda_2 v} dv \\ &= \int_0^{+\infty} (1 - e^{-\lambda_1 rv}) \lambda_2 e^{-\lambda_2 v} dv \\ &= 1 - \frac{\lambda_2}{r\lambda_1 + \lambda_2} \end{aligned}$$

Συνεπώς:

$$f_R(r) = \frac{d}{dr}F_R(r) = \begin{cases} \frac{\lambda_1\lambda_2}{(\lambda_1r+\lambda_2)^2} & , r \geq 0 \\ 0 & , \text{αλλού} \end{cases}$$