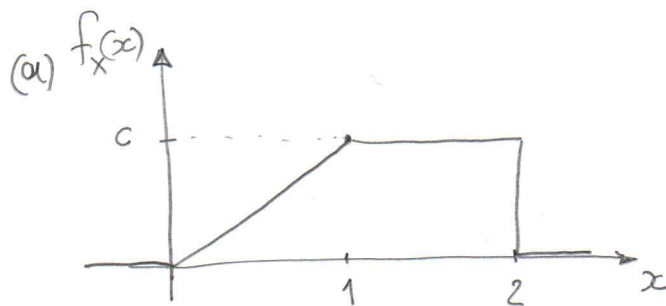


21-1-2025

ΘΕΜΑ 1ο

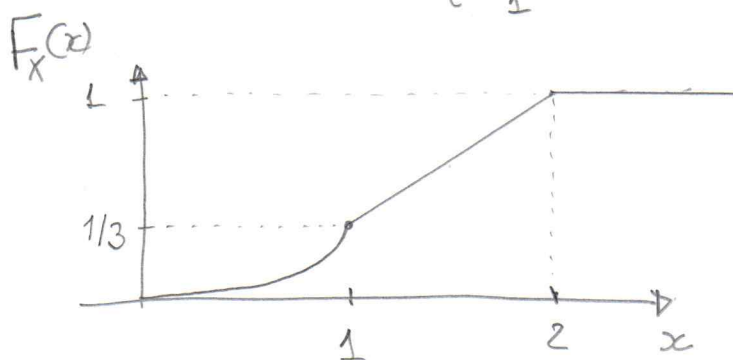
Πρέπει $\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1 \Rightarrow \int_0^1 cx dx + \int_1^2 c dx = 1$
 $\Rightarrow \frac{1}{2} cx^2 \Big|_0^1 + cx \Big|_1^2 = 1 \Rightarrow \frac{1}{2} c + c(2-1) = 1 \Rightarrow c = \frac{2}{3}$

(β) $E[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_0^1 \frac{2}{3} x^2 dx + \int_1^2 \frac{2}{3} x dx$
 $= \frac{2}{9} x^3 \Big|_0^1 + \frac{1}{3} x^2 \Big|_1^2 = \frac{2}{9} + \frac{1}{3} (4-1) = \frac{11}{9} = 1.22$

(γ) Για $x < 0$, $F_X(x) = 0$.
 Για $0 \leq x < 1$, $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(u) du = \int_0^x \frac{2}{3} u du = \frac{u^2}{3} \Big|_0^x = \frac{x^2}{3}$.
 Για $1 \leq x < 2$, $F_X(x) = \int_0^1 \frac{2}{3} u du + \int_1^x \frac{2}{3} du = \frac{u^2}{3} \Big|_0^1 + \frac{2}{3} u \Big|_1^x$
 $= \frac{1}{3} + \frac{2}{3} (x-1) = \frac{2}{3} x - \frac{1}{3} = \frac{1}{3} (2x-1)$.

Για $x \geq 2$, $F_X(x) = 1$.

$$\therefore F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ x^2/3 & 0 \leq x < 1 \\ \frac{1}{3}(2x-1) & 1 \leq x < 2 \\ 1 & x \geq 2 \end{cases}$$



(2)

$$\begin{aligned}
 (8) \quad P(X > 1.5 \cup X < 0.5) &= P(X > 1.5) + P(X < 0.5) \\
 &= 1 - P(X \leq 1.5) + P(X < 0.5) = 1 - F_X(1.5) + F_X(0.5) \\
 &= 1 - \frac{1}{3} (2 \times 1.5 - 1) + \frac{0.5^2}{3} = 1 - \frac{1}{3} 2 + \frac{1}{12} = \frac{5}{12} = \underline{0.4167}.
 \end{aligned}$$

ΘΕΜΑ 2:Η τ.μ. $X \sim U[3, 5]$. Συνεπώς,

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{5-3} = \frac{1}{2} & 3 \leq x \leq 5 \\ 0 & \text{αλλιώς} \end{cases} \quad F_X(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 3 \\ \frac{x-3}{5-3} & 3 \leq x \leq 5 \\ 1 & x \geq 5 \end{cases}$$

Η τ.μ. $Y \sim \exp(\lambda = \frac{1}{2})$. Συνεπώς,

$$f_Y(y) = \frac{1}{2} e^{-y/2}; y \geq 0, \quad F_Y(y) = \begin{cases} 0 & y \leq 0 \\ 1 - e^{-y/2} & y \geq 0 \end{cases}$$

(α) Έστω Z η τ.μ. που περιγράφει την τιμή που καταγράφουμε. Από την εκφώνηση έχουμε ότι η δεδομένη Γ.Π.Π. της Z δεδομένου ότι έρχεται κορώνα (K) είναι $U[3, 5]$. Η δεδομένη κατανομή της Z δεδομένου ότι έρχονται δρόμματα (Γ) είναι $\exp(\lambda = \frac{1}{2})$. Έστω $A = \{4 < Z < 6\}$. Από το Θέλημα Ολικής Πιθανότητας:

$$\begin{aligned}
 P(A) &= \frac{1}{2} P(A/K) + \frac{1}{2} P(A/\Gamma) \\
 &= \frac{1}{2} P(4 < X < 6) + \frac{1}{2} P(4 < Y < 6) \\
 &= \frac{1}{2} (F_X(6) - F_X(4)) + \frac{1}{2} (F_Y(6) - F_Y(4)) \\
 &= \frac{1}{2} \left(1 - \frac{4-3}{5-3} \right) + \frac{1}{2} (1 - e^{-6/2} - (1 - e^{-4/2})) \\
 &= \frac{1}{4} + \frac{1}{2} (e^{-2} - e^{-3}) = \underline{0.2928}.
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (β) \text{ Bayes: } P(K/A) &= \frac{P(K) \cdot P(A/K)}{P(A)} = \frac{\frac{1}{2} (F_X(6) - F_X(4))}{0.2928} = \\
 &= \frac{\frac{1}{2} (1 - \frac{4-3}{5-3})}{0.2928} = \underline{0.8539}.
 \end{aligned}$$

ΘΕΜΑ 3ε

(3)

Την i -οτή ($i=1, 2, \dots, 200$) φορά να μετακινών
το βίντεο αποσυνχρονίζεται κατά X_i δέκατα του δευτερολέπτου,
όπου οι τ.μ. X_i είναι iid Γκαουσιανές:

$$X_i \sim N(0, 1/8)$$

Μας ενδιαφέρει η πιθανότητα το άθροισμα των X_i να
ξεπερνά σε απόλυτη τιμή το ένα δευτερόλεπτο:

$$P(|Y = \sum_{i=1}^{200} X_i| > 10).$$

Η τ.μ. $Y = \sum_{i=1}^{200} X_i$ ακολουθεί Γκαουσιανή κατανομή ως
άθροισμα ανεξάρτητων Γκαουσιανών τ.μ. Η μέση τιμή και
διασπορά της Y είναι:

$$E[Y] = \sum_{i=1}^{200} E[X_i] = 200 \cdot 0 = 0$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y) &= \text{Var}\left(\sum_{i=1}^{200} X_i\right) = \sum_{i=1}^{200} \text{Var}(X_i) \quad [\text{Επειδή οι } X_i \\ &= 200 \cdot \frac{1}{8} = 200/8 \quad \text{είναι ανεξάρτητες}] \end{aligned}$$

$$\therefore Y \sim N(0, 200/8)$$

$$\text{Ζητούμε: } P(|Y| > 10) = 1 - P(|Y| \leq 10) =$$

$$= 1 - P(-10 \leq Y \leq 10)$$

$$= 1 - P\left(\frac{-10-0}{\sqrt{200/8}} \leq \frac{Y-0}{\sqrt{200/8}} \leq \frac{10-0}{\sqrt{200/8}}\right)$$

$$= 1 - \left[\Phi\left(\frac{10}{\sqrt{200/8}}\right) - \Phi\left(-\frac{10}{\sqrt{200/8}}\right) \right]$$

$$= 1 - [\Phi(2) - \Phi(-2)] = 1 - [\Phi(2) - (1 - \Phi(2))]$$

$$= 2(1 - \Phi(2)) = \underline{\underline{0.0456}}.$$

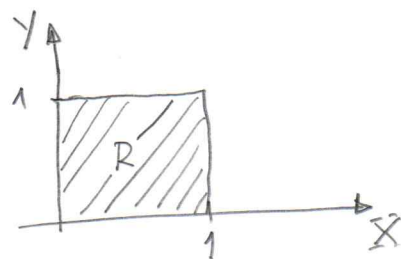
ΘΕΜΑ 4:

(α) Εφόσον οι τ.φ. X και Y είναι ανεξάρτητες με κοινή ομοιόμορφη κατανομή στο διάστημα $[0, 1]$ η από κοινού β.π.π. τους προκύπτει ως:

$$f_{X,Y}(x,y) = f_X(x) \cdot f_Y(y) = 1 \cdot 1 = 1 \quad \text{για } (x,y) \in R = [0,1] \times [0,1]$$

$$\text{και } f_{X,Y}(x,y) = 0 \quad \text{αλλιώς.}$$

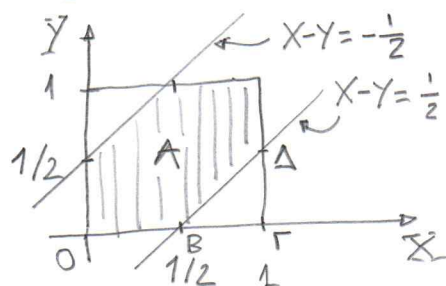
$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} 1 & R: 0 \leq x,y \leq 1 \\ 0 & \text{αλλιώς} \end{cases}$$



(β) Ζητάμε την πιθανότητα $P(|X-Y| < \frac{1}{2}) = P(-\frac{1}{2} < X-Y < \frac{1}{2}) =$

$$= P((X,Y) \in A) = E_A \cdot 1$$

καθώς η από κοινού β.π.π. είναι σταθερή (ίση με 1) πάνω από το χωρίο A . Το εμβαδό E_A ισούται με το εμβαδό του R μνν δύο φορές το εμβαδό του τριγώνου $B\Gamma\Delta$:



$$E_A = 1 - 2 E_{B\Gamma\Delta} = 1 - 2 \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{3}{4}$$

$$\text{Συνεπώς, } P(|X-Y| < \frac{1}{2}) = \frac{3}{4} \cdot 1 = \underline{\underline{0.75.}}$$

(γ)

$$Z = 20X + 10Y$$

$$X, Y \sim U[0,1] \Rightarrow E[X] = E[Y] = \frac{0+1}{2} = \frac{1}{2}$$

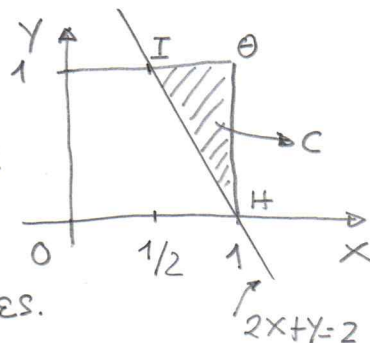
$$\text{var}(X) = \text{var}(Y) = \frac{(1-0)^2}{12} = \frac{1}{12}$$

$$\text{Συνεπώς, } E[Z] = 20E[X] + 10E[Y] = 20 \cdot \frac{1}{2} + 10 \cdot \frac{1}{2} = \underline{\underline{15}}$$

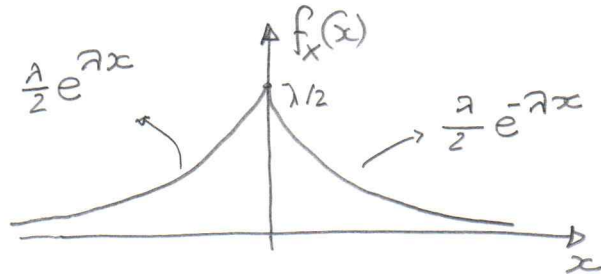
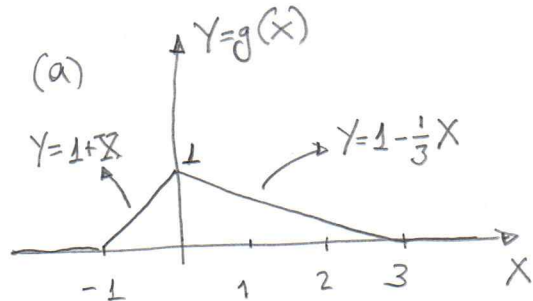
$$\text{var}(Z) = 20^2 \text{var}(X) + 10^2 \text{var}(Y) = 400 \cdot \frac{1}{12} + 100 \cdot \frac{1}{12} = \frac{500}{12} = \frac{125}{3} = \underline{\underline{41.67}}$$

$$(δ) P(Z > 20) = P(20X + 10Y > 20) = P(2X + Y > 2)$$

$$= P((X,Y) \in C) = E_{CH\Gamma} \cdot 1 = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot 1 \cdot 1 = \frac{1}{4} = \underline{\underline{0.25}}$$



(ε) $\text{cov}(X,Y) = 0$ καθώς οι X, Y είναι ανεξάρτητες.

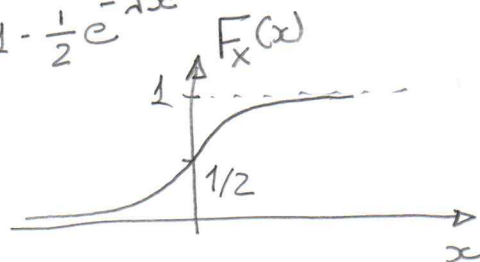


(β) Για $x < 0$, $F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(u) du = \int_{-\infty}^x \frac{\lambda}{2} e^{\lambda u} du = \frac{1}{2} e^{\lambda u} \Big|_{-\infty}^x = \frac{1}{2} e^{\lambda x}$

Για $x \geq 0$, $F_X(x) = \int_{-\infty}^0 \frac{\lambda}{2} e^{\lambda u} du + \int_0^x \frac{\lambda}{2} e^{-\lambda u} du = \frac{1}{2} e^{\lambda u} \Big|_{-\infty}^0 - \frac{1}{2} e^{-\lambda u} \Big|_0^x$

$$= \frac{1}{2} - \frac{1}{2} (e^{-\lambda x} - 1) = 1 - \frac{1}{2} e^{-\lambda x}$$

$$\therefore F_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{\lambda x}, & x < 0 \\ 1 - \frac{1}{2} e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \end{cases}$$



8) $P(Y=0) = P(X \leq -1 \cup X \geq 3) = P(X \leq -1) + P(X \geq 3) = P(X \leq -1) + 1 - P(X < 3)$

$$= F_X(-1) + 1 - F_X(3) = \frac{1}{2} e^{-\lambda} + 1 - \left(1 - \frac{1}{2} e^{-3\lambda}\right) = \frac{1}{2} e^{-\lambda} + \frac{1}{2} e^{-3\lambda}$$

(δ) · Για $y < 0$, $F_Y(y) = 0$

· Για $y \geq 1$, $F_Y(y) = 1$

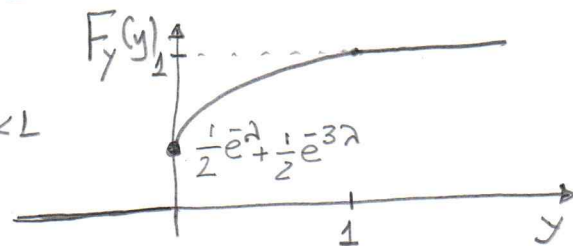
· Για $0 \leq y < 1$, $F_Y(y) = P(Y \leq y)$

$$= P(X \leq y-1 \cup X \geq 3(1-y))$$

$$= P(X \leq y-1) + P(X \geq 3(1-y)) = F_X(y-1) + 1 - F_X(3(1-y))$$

$$= \frac{1}{2} e^{\lambda(y-1)} + 1 - \left(1 - \frac{1}{2} e^{-3\lambda(1-y)}\right) = \frac{1}{2} e^{-\lambda(1-y)} + \frac{1}{2} e^{-3\lambda(1-y)}$$

$$\therefore F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ \frac{1}{2} e^{-\lambda(1-y)} + \frac{1}{2} e^{-3\lambda(1-y)}, & 0 \leq y < 1 \\ 1, & y \geq 1 \end{cases}$$



(ε) Η τ.μ. Y είναι τ.μ. Παίρνει αντ. τις τιμές στο διάστημα $(0, 1]$ με

σ.π.π. $f_Y(y) = \frac{dF_Y(y)}{dy} = \frac{\lambda}{2} e^{-\lambda(1-y)} + \frac{3\lambda}{2} e^{-3\lambda(1-y)}, 0 < y \leq 1$

Παίρνει την τιμή $Y=0$ με πιθανότητα $P(Y=0) = \frac{1}{2} e^{-\lambda} + \frac{1}{2} e^{-3\lambda}$.