

Πιθανότητες και Στατιστική

Φροντιστήριο #6

Άσκηση: Έστω η τ.μ. X που παίρνει τιμές $1, 2, \dots$ με αντίστοιχες πιθανότητες:

$$p(x) = P(X=x) = \frac{c}{3^x}.$$

Να προσδιοριστεί η σταθερά c και να βρεθούν οι πιθανότητες:

i) $P(X > 1 / X \leq 3)$ και ii) $P(X > 4 / X \geq 2)$

Λύση:

• Η $p(x)$ είναι συνάρτηση πιθανότητας. Επομένως ισχύουν:

• $p(x) \geq 0, \forall x = 1, 2, \dots$

Επειδή $\frac{1}{3^x}$ είναι εκθετική, ισχύει ότι $\frac{1}{3^x} > 0$.

Άρα, θα πρέπει και $c > 0$.

• $\sum_{x=1}^{\infty} p(x) = 1 \Rightarrow \sum_{x=1}^{\infty} \frac{c}{3^x} = 1 \Rightarrow c \sum_{x=1}^{\infty} \left(\frac{1}{3}\right)^x = 1 \Rightarrow$

$\Rightarrow c \sum_{x=1}^{\infty} \frac{1}{3} \cdot \left(\frac{1}{3}\right)^{x-1} = 1 \xrightarrow[\text{Άρα, όταν } x=1 \text{ τότε } \gamma=0]{\text{Θέσω } x-1=\gamma} c \sum_{\gamma=0}^{\infty} \frac{1}{3} \left(\frac{1}{3}\right)^{\gamma} = 1 \Rightarrow$

$$\Rightarrow \frac{c}{3} \sum_{y=0}^{\infty} \left(\frac{1}{3}\right)^y = 1 \Rightarrow \frac{c}{3} \cdot \frac{1}{1-\frac{1}{3}} = 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \frac{c}{3} \cdot \frac{3}{2} = 1 \Rightarrow c = 2.$$

Apa, $p(x) = \frac{2}{3^x}$, $x=1, 2, \dots$

$$i) P(X > 1 / X \leq 3) = \frac{P(X > 1 \wedge X \leq 3)}{P(X \leq 3)} =$$

$$= \frac{P(1 < X \leq 3)}{P(X \leq 3)} = \frac{P(X=2) + P(X=3)}{P(X \leq 3)} =$$

$$= \frac{P(X=2) + P(X=3)}{P(X=1) + P(X=2) + P(X=3)} = \frac{\frac{2}{3^2} + \frac{2}{3^3}}{\frac{2}{3^1} + \frac{2}{3^2} + \frac{2}{3^3}} \approx 0,307$$

$$\begin{aligned}
 \text{ii) } P(X > 4 / X \geq 2) &= \frac{P(X > 4 \wedge X \geq 2)}{P(X \geq 2)} = \\
 &= \frac{P(X > 4)}{P(X \geq 2)} = \frac{1 - P(X \leq 4)}{1 - P(X < 2)} = \frac{1 - P(X \leq 4)}{1 - P(X \leq 1)} = \\
 &= \frac{1 - (P(X=1) + P(X=2) + P(X=3) + P(X=4))}{1 - P(X=1)} = \\
 &= \frac{1 - \left[\frac{2}{3} + \frac{2}{9} + \frac{2}{27} + \frac{2}{81} \right]}{1 - \frac{2}{3}} = \frac{1}{27} \quad \blacksquare
 \end{aligned}$$

Άσκηση: Έστω τ.μ. X με συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας:

$$f(x) = \begin{cases} kx, & 0 \leq x < 1 \\ k, & 1 \leq x \leq 2 \\ 0, & \text{αλλού} \end{cases}$$

i) $k = ?$

ii) $P(X < \frac{1}{2}) = ?$, $P(X < \frac{3}{2}) = ?$, $P(X > \frac{1}{2}) = ?$,

$P(\frac{1}{2} < X < \frac{3}{2}) = ?$

iii) Να βρεθεί η συνάρτηση κατανομής της X

iv) Να υπολογιστεί η μέση τιμή και η διασπορά της X .

$$i) \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1 \Rightarrow \int_0^1 kx dx + \int_1^2 k dx = 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \left[\frac{kx^2}{2} \right]_0^1 + [kx]_1^2 = 1 \Rightarrow \frac{k}{2} + 2k - k = 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \frac{3k}{2} = 1 \Rightarrow k = \frac{2}{3}$$

Άρα, $f(x) = \begin{cases} \frac{2}{3}x & , 0 \leq x < 1 \\ \frac{2}{3} & , 1 \leq x \leq 2 \\ 0 & , \text{αλλοθω.} \end{cases}$

$$ii) P(X < \frac{1}{2}) = \int_{-\infty}^{1/2} f(x) dx = \int_0^{1/2} \frac{2}{3}x dx = \frac{2}{3} \left[\frac{x^2}{2} \right]_0^{1/2} =$$

$$= \frac{1}{3} [x^2]_0^{1/2} = \frac{1}{3} \left[\frac{1}{4} - 0 \right] = \frac{1}{12}$$

$$P(X < \frac{3}{2}) = \int_{-\infty}^{3/2} f(x) dx = \int_0^1 f(x) dx + \int_1^{3/2} f(x) dx =$$

$$= \int_0^1 \frac{2}{3}x dx + \int_1^{3/2} \frac{2}{3} dx = \frac{2}{3} \left[\frac{x^2}{2} \right]_0^1 + \frac{2}{3} [x]_1^{3/2} =$$

$$= \frac{1}{3} [x^2]_0^1 + \frac{2}{3} [x]_1^{3/2} = \frac{1}{3} + \frac{2}{3} \left[\frac{3}{2} - 1 \right] = \frac{1}{3} + \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{2} =$$

$$= \frac{1}{3} + \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$$

$$P(X > \frac{1}{2}) = 1 - P(X < \frac{1}{2}) = 1 - \frac{1}{12} = \frac{11}{12}$$

$$P(\frac{1}{2} < X < \frac{3}{2}) = \int_{\frac{1}{2}}^{\frac{3}{2}} f(x) dx = \int_{\frac{1}{2}}^1 \frac{2}{3} x dx + \int_1^{\frac{3}{2}} \frac{2}{3} dx =$$

$$= \frac{2}{3} \left[\frac{x^2}{2} \right]_{\frac{1}{2}}^1 + \frac{2}{3} [x]_1^{\frac{3}{2}} = \frac{7}{12}$$

iii) • Για $x \in (-\infty, 0)$:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = 0$$

• Για $x \in (0, 1)$:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_0^x \frac{2}{3} t dt =$$

$$= \frac{2}{3} \left[\frac{t^2}{2} \right]_0^x = \frac{1}{3} [t^2]_0^x = \frac{x^2}{3}$$

• Για $x \in (1, 2)$:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_0^1 \frac{2}{3} t dt + \int_1^x \frac{2}{3} dt =$$

$$= \left[\frac{t^2}{3} \right]_0^1 + \frac{2}{3} [t]_1^x = \frac{2x-1}{3}$$

• Για $x \in (2, +\infty)$:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_0^1 \frac{2}{3} t dt + \int_1^2 \frac{2}{3} dt$$

$$= \left[\frac{t^2}{3} \right]_0^1 + \frac{2}{3} [t]_1^2 = \frac{1}{3} + \frac{4}{3} - \frac{2}{3} = 1.$$

$$\text{iv) } E[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_0^1 \frac{2}{3} x^2 dx + \int_1^2 \frac{2}{3} x dx =$$

$$= \frac{2}{3} \left[\frac{x^3}{3} \right]_0^1 + \frac{2}{3} \left[\frac{x^2}{2} \right]_1^2 =$$

$$= \frac{2}{3} \left(\frac{1}{3} - 0 \right) + \frac{2}{3} \left(\frac{4}{2} - \frac{1}{2} \right) =$$

$$= \frac{2}{9} + 1 = \frac{11}{9}$$

$$E[X^2] = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = \int_0^1 \frac{2}{3} x^3 dx + \int_1^2 \frac{2}{3} x^2 dx =$$

$$= \frac{2}{3} \left[\frac{x^4}{4} \right]_0^1 + \frac{2}{3} \left[\frac{x^3}{3} \right]_1^2 =$$

$$= \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{4} + \frac{2}{3} \left(\frac{8}{3} - \frac{1}{3} \right) = \frac{31}{18}.$$

$$\text{Οπότε, } V[X] = E[X^2] - (E[X])^2 = \frac{31}{18} - \frac{121}{81} = \frac{37}{162}.$$

Άσκηση: Έστω η παρακάτω συνάρτηση πιθανότητας:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{17} x, & x = 1, 2, 3 \\ \frac{1}{17}(10-x), & x = 4, 5 \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$$

i) Να βρεθούν η μέση τιμή και η διασπορά της τ.μ. X

ii) Να βρεθεί η τιμή της μεταβλητής $Z = X^3 + 1$.

Λύση:

$$\begin{aligned} \text{i) } E[X] &= \sum_{x=1}^5 x \cdot f(x) = \frac{1}{17} + 2 \cdot \frac{2}{17} + 3 \cdot \frac{3}{17} + 4 \cdot \frac{6}{17} + 5 \cdot \frac{5}{17} = \\ &= \frac{63}{17} \end{aligned}$$

$$E[X^2] = \sum_{x=1}^5 x^2 f(x) = \frac{1}{17} + \frac{8}{17} + \frac{27}{17} + \frac{96}{17} + \frac{125}{17} = \frac{257}{17}$$

$$\text{Άρα } \text{Var}[X] = E[X^2] - (E[X])^2 = \frac{257}{17} - \frac{63^2}{17^2} = \frac{400}{17^2}$$

$$\begin{aligned} \text{ii) } E[Z] &= E[X^3 + 1] = \sum_{x=1}^5 (x^3 + 1) \cdot f(x) = \sum_{x=1}^5 x^3 f(x) + \sum_{x=1}^5 f(x) = \\ &= \sum_{x=1}^3 \frac{x^4}{17} + \sum_{x=4}^5 \frac{x^3(10-x)}{17} + 1 = \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{17} + \frac{16}{17} + \frac{81}{17} + \frac{384}{17} + \frac{625}{17} + 1 = \frac{1124}{17}$$

Άσκηση: Έστω τ.μ. X με συνάρτηση πιθανότητας

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

i) Να βρεθεί η c

ii) Να βρεθεί η $F_X(x)$

iii) Να υπολογιστούν οι πιθανότητες $P(\frac{1}{2} \leq X \leq \frac{3}{4})$ και $P(X \leq \frac{2}{3} / X \geq \frac{1}{2})$.

iv) $E(X) = j$, $\text{Var}(X) = j$

v) $E(Y) = j$, όπου $Y = \frac{1}{X}$.

Λύση:

$$\begin{aligned} \text{i) } \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx &= 1 \Rightarrow \int_0^1 cx^2(1-x) dx = 1 \Rightarrow c \int_0^1 (x^2 - x^3) dx = 1 \Rightarrow \\ &\Rightarrow c \left[\frac{x^3}{3} - \frac{x^4}{4} \right]_0^1 = 1 \Rightarrow c \left[\frac{1}{3} - \frac{1}{4} \right] = 1 \Rightarrow \frac{1}{12} c = 1 \Rightarrow c = 12. \end{aligned}$$

$$\text{Άρα, } f(x) = \begin{cases} 12x^2 - 12x^3, & x \in (0,1) \\ 0, & \text{αλλού.} \end{cases}$$

ii) • $\Gamma_1 \alpha \quad x \in (-\infty, 0]$:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^0 f(t) dt = 0.$$

• $\Gamma_1 \alpha \quad x \in (0, 1)$:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^{x \in (0,1)} (12t^2 - 12t^3) dt =$$

$$= 12 \left[\frac{t^3}{3} - \frac{t^4}{4} \right]_0^x = 12 \left(\frac{x^3}{3} - \frac{x^4}{4} \right) = 12 \cdot \left(\frac{4x^3 - 3x^4}{12} \right) =$$

$$= 4x^3 - 3x^4.$$

• $\Gamma_1 \alpha \quad x \in [1, +\infty)$:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^{x \in [1, +\infty)} f(t) dt =$$

$$= \int_0^1 (12t^2 - 12t^3) dt = 12 \left[\frac{t^3}{3} - \frac{t^4}{4} \right]_0^1 = 1.$$

$$\text{Ap} \alpha, \quad F_X(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ 4x^3 - 3x^4, & x \in (0, 1) \\ 1, & x \geq 1. \end{cases}$$

$$\text{iii) } P\left(\frac{1}{2} \leq X \leq \frac{3}{2}\right) = \int_{1/2}^{3/2} f(x) dx = \int_{1/2}^{3/2} (12x^2 - 12x^3) dx =$$

$$= 12 \left[\frac{x^3}{3} - \frac{x^4}{4} \right]_{1/2}^{3/2} = \frac{11}{16}$$

$$P\left(X \leq \frac{2}{3} / X \geq \frac{1}{2}\right) = \frac{P\left(X \leq \frac{2}{3}, X \geq \frac{1}{2}\right)}{P\left(X \geq \frac{1}{2}\right)} =$$

$$= \frac{P\left(\frac{1}{2} \leq X \leq \frac{2}{3}\right)}{P\left(X \geq \frac{1}{2}\right)} = \frac{\int_{1/2}^{2/3} (12x^2 - 12x^3) dx}{\int_{1/2}^1 (12x^2 - 12x^3) dx} = \frac{11}{27}$$

$$\text{iv) } E[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_0^1 (12x^3 - 12x^4) dx = \frac{3}{5}$$

$$E[X^2] = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx = \int_0^1 (12x^4 - 12x^5) dx = \frac{2}{5}$$

$$\text{Also, } \text{Var}[X] = E[X^2] - E[X]^2 = \frac{2}{5} - \frac{3^2}{5^2} = \frac{1}{25}$$

$$\text{v) } E[Y] = E\left[\frac{1}{X}\right] = \int_0^1 \frac{1}{x} f(x) dx = \int_0^1 (12x - 12x^2) dx =$$

$$= 12 \left[\frac{x^2}{2} - \frac{x^3}{3} \right]_0^1 = 2$$

Θεωρητικές Κατανομές Πιθανότητας

A. Διακριτές Κατανομές

- όπως :
- α) Ομοιόμορφη κατανομή
 - β) Διωνυμική κατανομή
 - γ) Υπεργεωμετρική κατανομή
 - δ) Γεωμετρική κατανομή
 - ε) κατανομή Poisson.

B. Συνεχείς Κατανομές.

- όπως :
- α) Ομοιόμορφη Συνεχής κατανομή
 - β) Εκθετική κατανομή
 - γ) Γάμμα & Βήτα Κατανομές.
 - δ) κανονική κατανομή.

Διωνυμική κατανομή

(Binomial Distribution)

Πείραμα: Έστω πείραμα με δύο δυνατά αποτελέσματα

Αποτελέσματα

- Επιτυχία (E) : $P(E) = p$
- Αποτυχία (A) : $P(A) = 1-p$

π.χ. Η ρίψη ενός νομίσματος & έστω $P(K) = p$, $P(T) = 1-p$

Επαναλαμβάνω το πείραμα n ανεξάρτητες φορές.

Ορίσω $X :=$ ο αριθμός των επιτυχιών κατά τις n επαναλήψεις του πειράματος.

Η X είναι μια διακριτή τ.μ., αφού $X: \underline{\Omega} \rightarrow \mathbb{R}$

όπου $\underline{\Omega} = \underbrace{\{E, A\} \cdot \{E, A\} \cdot \dots \cdot \{E, A\}}_{n\text{-φορές}}$

$$\begin{pmatrix} X(E, E, \dots, E) = n \\ X(A, A, \dots, A) = 0 \end{pmatrix}$$

Το εύρος αμών της X είναι το $S_X = \{0, 1, \dots, n\}$

$$\text{Τότε, } f_X(x) = P(X=x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$$

$$x = 0, 1, \dots, n$$

Αν λέμε ότι n X ακολουθεί την διωνυμική
κατανομή με n δοκιμές και πιθανότητα επιτυχίας
 p και θα γράψουμε:

$$X \sim B(n, p)$$

και:

$$\sum_{x=0}^n f_X(x) = \sum_{x=0}^n \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} = [p+(1-p)]^n = 1.$$

Αν $X \sim B(n, p)$ τότε:

$$E[X] = np$$

$$\text{Var}[X] = np(1-p).$$

π.χ. Το 25% εκάτων που εξετάζονται για δίπλωμα
→ οδήγησης αποτυγχάνουν.

$X := \#$ αποτυχόντων σε 25 εξετάσεις

$$X \sim B\left(25, \frac{25}{100}\right). \quad \text{Τότε:}$$

$$\begin{aligned} \bullet P(X \geq 1) &= 1 - P(X < 1) = 1 - P(X = 0) = \\ &= 1 - \binom{25}{0} \left(\frac{25}{100}\right)^0 \left(1 - \frac{25}{100}\right)^{25} = 0,9992 \end{aligned}$$

$$\bullet P(X \leq 20) = \sum_{x=0}^{20} P(X=x) = \sum_{x=0}^{20} \binom{25}{x} \left(\frac{25}{100}\right)^x \left(1 - \frac{25}{100}\right)^{25-x} \approx 1$$

$\xrightarrow{n, x}$ Πόσα παιδιά πρέπει να αποκτήσει μία οικογένεια, ώστε η πιθανότητα να αποκτήσει ένα τουλάχιστον αγόρι και ένα τουλάχιστον κορίτσι να είναι μεγαλύτερη ή ίση του 0,9. Υποθέτουμε ότι σε κάθε γεννητό είναι εξίσου πιθανό να γεννηθεί αγόρι ή κορίτσι.

Λύση:

Έστω n ο ζητούμενος αριθμός παιδιών που πρέπει να αποκτήσει η οικογένεια.

Ορίσω $X :=$ ο αριθμός των αγοριών στο σύνολο των n παιδιών

Τότε $n - X$ θα είναι ο αριθμός των κοριτσιών.

Θέλω την πιθανότητα: $P(X \geq 1, n - X \geq 1)$ (*)

Τώρα $n - X \geq 1 \Rightarrow X \leq n - 1$.

Άρα, η (*) γίνεται: $P(X \geq 1, X \leq n - 1) = P(1 \leq X \leq n - 1)$

Η $X \sim B(n, \frac{1}{2})$. Άρα:

$$\begin{aligned} P(1 \leq X \leq n - 1) &= 1 - P(X = 0) - P(X = n) = \\ &= 1 - \binom{n}{0} \left(\frac{1}{2}\right)^n - \binom{n}{n} \left(\frac{1}{2}\right)^n = 1 - \frac{n!}{0!(n-0)!} \frac{1}{2^n} - \frac{n!}{n! \cdot 0!} \frac{1}{2^n} = \end{aligned}$$

$$= 1 - \left(\frac{1}{2^n} + \frac{1}{2^n} \right) = 1 - \frac{2}{2^n} = 1 - \frac{2}{2^{n-1}} \geq 0,9 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow 0,1 \geq \frac{1}{2^{n-1}} \Rightarrow 0,1 \geq 2^{1-n} \Rightarrow \ln 0,1 \geq \ln 2^{1-n} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \ln 0,1 \geq (1-n) \cdot \ln 2 \Rightarrow \frac{\ln 0,1}{\ln 2} \geq 1-n \Rightarrow n \geq 1 - \frac{\ln 0,1}{\ln 2} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow n \geq 4,32$$

Άρα, η οικογένεια θα πρέπει να αποκτήσει τουλάχιστον

5 παιδιά. ■.

Κατανομή Poisson

Λέμε ότι η τ.μ. $X \sim P(\lambda)$, $\lambda > 0$, αν η συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας δίνεται από τον τύπο:

$$f_X(x) = P(X=x) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!}, \quad x = 0, 1, 2, \dots$$

Πρέπει $\sum_{x=0}^{\infty} f_X(x) = 1$.

Είναι: $\sum_{x=0}^{\infty} f_X(x) = \sum_{x=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} = e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{\lambda^x}{x!} \stackrel{(*)}{=} e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = 1$.

(*) Η εκθετική συνάρτηση e^x ορίζεται και ως δυναμοσειρά ως εξής:

$$e^x = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{x^n}{n!} = 1 + x + \frac{x^2}{2!} + \frac{x^3}{3!} + \dots$$

Άρα, πράγματι η $f_X(x)$ είναι μία συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας.

Κατανομή Poisson: Χρησιμοποιείται όταν μας ενδιαφέρει ο αριθμός των γεγονότων που συμβαίνουν μέσα χρονικό διάστημα.

- π.χ. \rightarrow
- Ο αριθμός των πελατών μέσα κατάστημα μέσα διάρκεια μιας ώρας.
 - Ο αριθμός των κρουσμάτων στο νοσοκομείο κατά τη διάρκεια ενός 24ώρου.
 - Ο αριθμός των ασυρμάτων σε μία πόλη μέσα χρόνο.

π.χ. Έστω ότι η τ.μ. $X := \#$ βαβμών στην Ελλάδα ανά εβδομάδα $\sim \text{Poisson}(3)$.

Ποιά η πιθανότητα να έχουμε τουλάχιστον 2 βαβμούς στην Ελλάδα αυτήν την εβδομάδα;

Λύση:

$$\begin{aligned} \text{Ζητώ την } P(X \geq 2) &= 1 - P(X < 2) = 1 - P(X=0) - P(X=1) \\ &= 1 - e^{-3} \frac{3^0}{0!} - e^{-3} \frac{3^1}{1!} = 1 - e^{-3} - 3e^{-3} \approx 0,8. \end{aligned}$$

π.χ. Έστω ότι ο αριθμός των θανάτων ^{ανά μήνα} από του κορωναϊό στα νοσοκομεία της Ελλάδας ακολουθεί κατανομή Poisson. Αν η πιθανότητα να συμβεί το πολύ ένας θάνατος β' ένα μήνα είναι τετραπλάσια της πιθανότητας να συμβούν δύο ακριβώς θάνατοι β' ένα μήνα, να υπολογιστεί η πιθανότητα:

- i) να μη συμβεί θάνατος β' ένα μήνα
- ii) να συμβούν το πολύ 2 θάνατοι β' ένα μήνα.

Λύση:

Έστω $X :=$ αριθμός θανάτων β' ένα μήνα.

Τότε $X \sim \text{Poisson}(\lambda)$.

$$\text{Έχω ότι: } P(X \leq 1) = 4 \cdot P(X = 2) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow P(X=0) + P(X=1) = 4P(X=2) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow e^{-\lambda} \frac{\lambda^0}{0!} + e^{-\lambda} \frac{\lambda^1}{1!} = 4 \cdot e^{-\lambda} \frac{\lambda^2}{2!} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow e^{-\lambda} + \lambda e^{-\lambda} = 2\lambda^2 e^{-\lambda} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow 2\lambda^2 - \lambda - 1 = 0.$$

$$\Delta = 1 - 4 \cdot 2 \cdot (-1) = 9^2$$

$$\lambda_{1,2} = \frac{1 \pm 3}{4} \begin{cases} \rightarrow \lambda_1 = 1 \\ \rightarrow \lambda_2 = -\frac{1}{2} \text{ \textit{ \u03bd}\u03c0\u03c1\u03b5\u03c4\u03b5\u03c1\u03b1.} \end{cases}$$

\u0391\u03c1\u03b1, $X \sim \text{Poisson}(1)$, \u03b4\u03bd\u03bb. $f_X(x) = e^{-1} \frac{(1)^x}{x!}$, $x=0,1,2,\dots$

\u039e\u03b7\u03b4\u03b5:

$$i) P(X=0) = e^{-1} \frac{(1)^0}{0!} = e^{-1} \approx 0,37$$

$$ii) P(X \leq 2) = \sum_{x=0}^2 e^{-1} \frac{1^x}{x!} \approx 0,92. \quad \blacksquare$$