

Η Εξθετική Κατανομή

① Η αμνήμονη ιδιότητα

Στόχος: Να παραδειχθεί χρόνος ζωής με τ.μ. X

$X \geq 0$: μη-αρνητική

εξθετική, με ιδιότητα μη-χρήσιμης.

Αμνήμονη ιδιότητα

$$\rightarrow P(X > t+s | X > s) = P(X > t)$$

Έστω $f(t) = P(X > t)$ για μια τέτοια ε.μ.

Τότε $f(0) = 1 \rightarrow$ μη-αρνητική (1)

$f(t)$ εμμενός $\rightarrow X$ εμμενός τ.μ. (2)

$$f(t) = \frac{P(X > t+s)}{P(X > s)} \Leftrightarrow f(t+s) = f(s) \cdot f(t) \quad \forall s, t > 0 \quad (3)$$

Αποδεικνύουμε ότι η μοναδική συνάρτηση που ικανοποιεί τις

$$(1), (2), (3) \text{ είναι η } f_X(x) = \begin{cases} \lambda \cdot e^{-\lambda x} & , x > 0 \text{ (εξθετική)} \\ 0 & , x \leq 0 \end{cases}$$

* \rightarrow

στο τέλος του μαθήματος 6.1.6

$$f(1) = f\left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\right) = f\left(\frac{1}{2}\right)^2 \Rightarrow f\left(\frac{1}{2}\right) = f(1)^{1/2}$$

$$f(1) = f\left(\frac{1}{3} + \frac{1}{3} + \frac{1}{3}\right) = f\left(\frac{1}{3}\right)^3 \Rightarrow f\left(\frac{1}{3}\right) = f(1)^{1/3}$$

Οπότε: $f\left(\frac{1}{m}\right) = f(1)^{1/m}, m = 1, \dots$
 $f(n) = f(1)^n, n = 0, 1, \dots$

Για n, m θετικούς ακέραιους: $f\left(\frac{n}{m}\right) = f\left(\underbrace{\frac{1}{m} + \frac{1}{m} + \dots + \frac{1}{m}}_{n \text{-φορές}}\right) = f(1)^{\frac{n}{m}}$

Άρα: $f(t) = (f(1))^t \quad \forall t \in \mathbb{Q}, t > 0$

$$= e^{\log(f(1))^t} = e^{-\lambda t}$$

$\lambda = -\log f(1)$
(βρίσκουμε - γιατί $f(1) < 1$ του $\log f(1) < 0$ οπότε έτσι έχουμε θετικό εκθέτη)

Γενικά: $\forall t \in \mathbb{R}, t \geq 0$ παίρνουμε $t_n \in \mathbb{Q}$ με $t_n \rightarrow t$

Γόρε: $f(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} f(t_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} e^{-\lambda t_n} = e^{-\lambda t}, t \geq 0$

Η μοναδική κατανομή ε.μ. που είναι μ.η. απ.ν.μ. και έχει την αβήμ. ιδιότητα δίνει

$$P(X > t) = e^{-\lambda t}, t \geq 0.$$

Άρα: Έξαρση $\left\{ \begin{array}{l} F_X(t) = P(X \leq t) = 1 - e^{-\lambda t}, t \geq 0: \text{ε.μ. ρατ.} \\ \text{Κατανομή} \end{array} \right. f_X(t) = \frac{dF_X(t)}{dt} = \lambda \cdot e^{-\lambda t}, t \geq 0: \text{ε.μ. ρ.ρ.}$

② Ιδιότητες της Έξαρσης Κατανομής (Basics)

$$E[X] = \int_0^{\infty} x \cdot f_X(x) dx = \frac{1}{\lambda}$$

$$V[X] = \frac{1}{\lambda^2}$$

Μεταξ.μ. $\xrightarrow{L-S}$ $\tilde{F}_X(s) = \int_0^{\infty} e^{-st} f_X(t) dt = \lambda \cdot \int_0^{\infty} e^{-(s+\lambda)t} dt = \frac{\lambda}{\lambda+s}$

$$E[X^n] = (-1)^n \frac{d^n}{ds^n} \tilde{F}_X(0) = \frac{n!}{\lambda^n}$$

③ Ρυθμός Βλάβης (Hazard Rate)

Για μια τυχαία μεταβ.μ. μ.η. απ.ν.μ. και ε.μ.μ. ο ρυθμός βλάβης για κάποια t

$$\lambda(t) = \lim_{dt \rightarrow 0^+} \frac{P(t < X \leq t+dt | X > t)}{dt} \left\{ \begin{array}{l} \text{π.δ. να είσαι } t \\ \text{χρονών και να} \\ \text{ίνω ακόμα } dt \\ \text{διάρκεια από} \\ \text{αυτό το σημείο} \end{array} \right.$$

$$\lambda(t) = \frac{f_X(t)}{1 - F_X(t)}$$

Η έξαρση είναι μ.η. κατανομή με $\lambda(t) = \lambda$, λ σταθερό.

Παρατήρηση:

Γενικά ο συνολικός βαθμός προσδιορίζει την συνολική κατανομή και την G.O.D.

Πράγματι

$$\lambda_x(t) = \frac{f_x(t)}{1-F_x(t)} = \frac{-\frac{d}{dt} \overbrace{(1-F_x(t))}^{R_x(t)}}{\underbrace{(1-F_x(t))}_{R_x(t)}}$$

$$\Rightarrow \lambda_x(t) = -\frac{d}{dt} \log(1-F_x(t)) \Rightarrow \int_0^t \lambda_x(u) du = -\log(1-F_x(t)) + \log(1-F_x(0))$$

$$\Rightarrow F_x(t) = 1 - e^{-\int_0^t \lambda_x(u) du} \quad \text{σω. παρ.}$$

$$f_x(t) = \lambda_x(t) \cdot e^{-\int_0^t \lambda_x(u) du} \quad \text{G.O.D.}$$

④ Ιδιότητες της εκθετικής κατανομής

1) Έστω: $X_1 \sim \text{Exp}(\lambda_1)$ και X_1, X_2 ανεξ.
 $X_2 \sim \text{Exp}(\lambda_2)$

Τότε:

$$P(\min(X_1, X_2) = X_1) = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}$$

$$P(\min(X_1, X_2) = X_2) = \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2}$$

Γενικεύεται για n τ.μ., X_1, X_2, \dots, X_n ανεξ. με
 $X_i \sim \text{Exp}(\lambda_i), i=1, 2, \dots, n$

Πράγματι,

$$P(\min(X_1, \dots, X_n) = X_i) = \frac{\lambda_i}{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n}$$

Απόδειξη: (για X_1, X_2)

$$P(\min(X_1, X_2) = X_1) = P(X_1 \leq X_2) = \int_0^\infty P(X_1 \leq X_2) f_{X_1}(x_1) dx_1$$

$$= \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2}$$

\parallel $e^{-\lambda_2 x_1}$ \parallel $\lambda_1 \cdot e^{-\lambda_1 x_1}$

2) Έστω $X_1 \sim \text{Exp}(\lambda_1)$ με X_1, X_2 ανεξ.
 $X_2 \sim \text{Exp}(\lambda_2)$

Τότε: $\min(X_1, X_2) \sim \text{Exp}(\lambda_1 + \lambda_2)$

Γενικεύεται για n τ.μ.

Απόδειξη:

$$\begin{aligned} P(\min(X_1, X_2) > x) &= P(X_1 > x, X_2 > x) = P(X_1 > x) \cdot P(X_2 > x) \\ &= e^{-\lambda_1 x} \cdot e^{-\lambda_2 x} = e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)x}, \quad x > 0 \end{aligned}$$

ΕΡΩΤΗΜΑ:

Έστω $X_1 \sim \text{Exp}(\lambda_1)$

$X_2 \sim \text{Exp}(\lambda_2)$

$P(\min(X_1, X_2) = X_1 \mid \min(X_1, X_2) \in (x, x + \delta x))$

||

$P(\min(X_1, X_2) = X_1) ; \blacksquare$

3) Έστω $X_1 \sim \text{Exp}(\lambda_1)$ με X_1, X_2 ανεξ.

$X_2 \sim \text{Exp}(\lambda_2)$

Ορίζω:

$$N = \begin{cases} 1, & \text{αν } \min(X_1, X_2) = X_1 \\ 2, & \text{αν } \min(X_1, X_2) = X_2 \end{cases}$$

Τότε: οι $\min(X_1, X_2)$ και N είναι ανεξάρτητες.

Απόδειξη

$$P(\min(X_1, X_2) > x, N=1) = P(x < X_1 < X_2) =$$

$$= \int_x^\infty P(x_1 < X_2) \cdot f_{X_1}(x_1) dx_1 =$$

$$= \int_x^\infty e^{-\lambda_2 x_1} \cdot \lambda_1 \cdot e^{-\lambda_1 x_1} dx_1 =$$

$$= \lambda_1 \int_x^\infty e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)x_1} dx_1 = \lambda_1 \cdot \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)x}}{\lambda_1 + \lambda_2} =$$

$$= P(N=1) \cdot P(\min(X_1, X_2) > x)$$

Άρα: $N, \min(X_1, X_2)$ ανεξάρτητες

4) Ισχυρή Αμνήμωνη: $P(X > t+Y | X > Y) = P(X > t)$, $X \sim \text{Exp}(\lambda)$
όπου Y τ.μ. ανεξ. της X με $Y \geq 0$.

$$\text{Αμνήμωνη: } P(X > s+t | X > s) = P(X > t)$$

Απόδειξη Ισχυρής Αμνήμωνης

$$t \geq 0, P(X > t+Y | X > Y) = \frac{P(X > t+Y)}{P(X > Y)} =$$

$$= \frac{\int_0^{\infty} e^{-\lambda(t+y)} f_Y(y) dy}{\int_0^{\infty} e^{-\lambda y} f_Y(y) dy} =$$

$$= e^{-\lambda t} = P(X > t)$$

5) Αθροισμα Γεγονότων Εξωτεριών

X_1, X_2, \dots, X_n ανεξ. $\text{Exp}(\lambda)$.

$$S = \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Gamma}(n, \lambda)$$

$$\text{με β.π. } f_S(x) = \frac{\lambda^n}{(n-1)!} x^{n-1} e^{-\lambda x}, \quad x > 0$$

$$\text{και β.κ. } F_S(x) = 1 - \sum_{k=0}^{n-1} e^{-\lambda x} \frac{(\lambda x)^k}{k!}$$

6) Τυχαίο Αθροισμα Εξωτεριών

X_1, X_2, \dots ανεξ. $\text{Exp}(\lambda)$

$$P(N=n) = (1-p)^{n-1} p, \quad n=1, 2, \dots \quad (N \sim \text{Geom})$$

$$\text{Τότε } S = \sum_{i=1}^N X_i \sim \text{Exp}(\lambda p)$$

$$(*) \text{ Τότε: } f(2) = f(1+1) = f(1) \cdot f(1) = f(1)^2$$

$$f(3) = f(2+1) = f(1) \cdot f(2) = f(1)^3$$

\vdots

$$f(n) = \dots = f(1)^n, \quad n=0, 1, \dots$$