

2/3/2016

Η εκθετική κατανομή

Η ιδέα της εκθετικής κατανομής (Υπολογισμός χρόνου ζωής με την αλμύρινη ιδιότητα)

X : χρόνος ζωής χωρίς λιμνίλη (χωφτοβα σε μια ηλικία, η πιθανότητα να ζήσω δεν εξαρτάται από την ηλικία)

$$X \geq 0$$

X συνεχής

Αλμύρινη ιδιότητα:

$P(A|B)$, $P(X > s+t | X > s) = P(X > t)$ · δείχνει ότι είναι ανεξάρτητη του s .

ορισμός δείχνει ότι: $\frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{g(s+t)}{g(s)}$

Έστω $g(t) = P(X > t)$ τότε: δείνω $g(t)$ να έχει τις παραπάνω ιδιότητες

$$g(0) = 1$$

$$g(t) = \text{συνεχής}$$

$$g(t+s) = g(t) \cdot g(s)$$

προσωπεί με επαγωγή

Έχουμε τότε: $g(t_1 + t_2 + \dots + t_n) = g(t_1)g(t_2) \dots g(t_n) \quad \forall t_1, t_2, \dots, t_n$

$$g\left(\underbrace{\frac{1}{n} + \frac{1}{n} + \dots + \frac{1}{n}}_{n \text{ φορές}}\right) = g(1) = g\left(\frac{1}{n}\right)^n \Rightarrow g\left(\frac{1}{n}\right) = g(1)^{1/n}$$

$$g\left(\frac{m}{n}\right) = g\left(\underbrace{\frac{1}{n} + \frac{1}{n} + \dots + \frac{1}{n}}_{m \text{ φορές}}\right) = g\left(\frac{1}{n}\right)^m = g(1)^{m/n}$$

Από τα παραπάνω προκύπτει ότι: $g(x) = g(1)^x, x \in \mathbb{Q}$

Αν $x \in \mathbb{R} \exists \{x_n\} \in \mathbb{Q}$ με $x_n \rightarrow x$ οπότε $g(x) = g(\lim_{n \rightarrow \infty} x_n) \stackrel{g \text{ συνεχής}}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} g(x_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} g(1)^{x_n} = g(1)^x$

Άρα αναγράφεται $g(t) = g(1)^t = e^{-(-\log g(1))t}$

Συμπέρασμα: Κάθε $\tau \in X$ με $X \geq 0$ συνεχής και την αλμύρινη ιδιότητα έχει συνάρτηση επιβίωσης $g(t) = P(X > t) = e^{-\lambda t}, t \geq 0$ για κάποιο $\lambda > 0$.

$$F_x(t) = P(X \leq t) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda t} & t \geq 0 \\ 0 & t < 0 \end{cases}$$

$$\text{6. π. π. } f_x(t) = F_x'(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t} & t \geq 0 \\ 0 & t < 0 \end{cases}$$

$$X \sim \text{exp}(\lambda)$$

Η έννοια του ρυθμού βλάβης

$X \geq 0$ συνεχής τ.μ. \leftrightarrow χρόνος ζωής

ρυθμός βλάβης του X

$\lambda_x(t)$: βαθμίδα αντοχής (hazard, failure rate)

$$= \lim_{\delta t \rightarrow 0^+} \frac{P(t < X \leq t + \delta t \mid X > t)}{\delta t} \quad \text{Στηλιασμός ρυθμός δαυαίτ}$$

$$= \frac{\lim_{\delta t \rightarrow 0^+} \frac{P(t < X \leq t + \delta t)}{\delta t}}{P(X > t)}$$

$$= \frac{f_x(t)}{1 - F_x(t)}$$

Για την ειδική περίπτωση $X \sim \text{exp}(\lambda)$

$$\lambda_x(t) = \frac{\lambda e^{-\lambda t}}{e^{-\lambda t}} = \lambda \quad \text{σταθερό ανεξάρτητο του } t.$$

$$X \sim \text{exp}(\lambda) \Leftrightarrow \lambda_x(t) = \lambda \text{ σταθερό}$$

Για μια τ.μ. $X \geq 0$, συνεχής ο $\lambda_x(t)$ προσδιορίζει τις $\overset{\text{6.κ}}{F_x(t)}$, $\overset{\text{6.π.π.}}{f_x(t)}$
 διότι $\lambda_x(t) = \frac{f_x(t)}{1 - F_x(t)} = \frac{F_x'(t)}{1 - F_x(t)} = -(\log(1 - F_x(t)))'$

$$\text{Ολοκληρώνοντας έχω: } -\int_0^t \lambda_x(u) du = \log(1 - F_x(t)) - \log(1 - F_x(0))$$

$$\Rightarrow F_x(t) = 1 - e^{-\int_0^t \lambda_x(u) du}, \quad t \geq 0$$

$$\Rightarrow f_x(t) = \lambda_x(t) e^{-\int_0^t \lambda_x(u) du}, \quad t \geq 0$$

Ιδιότητες εκθετικής

1) $X \sim \text{exp}(\lambda) \Rightarrow E[X] = \frac{1}{\lambda}$, $\text{Var}[X] = \frac{1}{\lambda^2}$, $\tilde{F}_X(s) = \frac{\lambda}{\lambda + s}$, $E[X^n] = \frac{n!}{\lambda^n}$

Ανοδ
 $\tilde{F}_X(s) = \int_0^{\infty} e^{-sx} f_X(x) dx = \int_0^{\infty} e^{-sx} \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^{\infty} e^{-(s+\lambda)x} dx = \lambda \frac{e^{-(s+\lambda)x}}{-(s+\lambda)} \Big|_0^{\infty}$
 $= \frac{\lambda}{s+\lambda}$

$E[X^n] = (-1)^n \tilde{F}_X^{(n)}(0) = (-1)^n (-1)(-2) \dots (-n) \cdot \lambda \cdot (s+\lambda)^{-(n+1)} \Big|_{s=0} = \frac{n!}{\lambda^n}$

$E[X] = \frac{1}{\lambda}$

$\text{Var}[X] = E[X^2] - (E[X])^2 = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda^2}$

2) Ιδιότητα minimum

X_1, X_2, \dots, X_n ανεξ. $\left\{ \begin{array}{l} \Rightarrow \min(X_1, \dots, X_n) \sim \text{exp}\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i\right) \\ X_i \sim \text{exp}(\lambda_i), i=1, 2, \dots, n \end{array} \right.$

Ανοδ

$P(\min(X_1, \dots, X_n) > t) = P(X_1 > t, X_2 > t, \dots, X_n > t) = P(X_1 > t) P(X_2 > t) \dots P(X_n > t)$
 $= e^{-\lambda_1 t} \cdot e^{-\lambda_2 t} \dots e^{-\lambda_n t} = e^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n)t}$

$\Rightarrow \min(X_1, X_2, \dots, X_n) \sim \text{exp}\left(\sum_{i=1}^n \lambda_i\right)$

3) Ιδιότητα δείκτη του minimum

X_1, X_2, \dots, X_n ανεξ. $\left\{ \begin{array}{l} \Rightarrow P(\min(X_1, X_2, \dots, X_n) = X_i) = \frac{\lambda_i}{\sum_{j=1}^n \lambda_j} \\ X_i \sim \text{exp}(\lambda_i), i=1, 2, \dots, n \end{array} \right.$

Ανοδ

$P(X_i = \min(X_1, X_2, \dots, X_n)) = P(X_j \geq X_i, j \neq i) = \int_0^{\infty} P(X_j \geq x, j \neq i | X_i = x) f_{X_i}(x) dx$ συν.

$= \int_0^{\infty} P(X_j \geq x, j \neq i) \lambda_i e^{-\lambda_i x} dx$

$= \int_0^{\infty} \frac{e^{-\lambda_1 x} \cdot e^{-\lambda_2 x} \dots e^{-\lambda_n x}}{e^{-\lambda_i x}} \lambda_i e^{-\lambda_i x} dx$
 $\rightarrow e^{-\lambda_i x}$

$$= \lambda_i \int_0^{\infty} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n)x} dx$$

$$= \frac{\lambda_i}{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n}$$

4) Ιδιότητα ανεξαρτησίας minimum και σειράν

X_1, X_2, \dots, X_n ανεξ

$X_i \sim \exp(\lambda_i), i=1, 2, \dots, n$

$\{N=i\} \stackrel{\text{av}}{=} \{\min(X_1, \dots, X_n) = X_i\}$ $\Rightarrow N, \min(X_1, \dots, X_n)$ ανεξάρτητ

Αποδ

Αρκεί να δείξω ότι: $P(N=i, \min(X_1, \dots, X_n) > x) = P(N=i)P(\min(X_1, \dots, X_n) > x)$

$\Leftrightarrow P(X_j \geq x, j \neq i) = P(N=i)P(\min(X_1, X_2, \dots, X_n) > x)$

$$k \Rightarrow \int_x^{\infty} \underbrace{P(X_j \geq u, j \neq i)}_{\substack{\text{ανεξ ηπιπ: ανεξ} \\ e^{-\lambda_1 u} \dots e^{-\lambda_n u}}} \underbrace{f_X(u)}_{\lambda_i e^{-\lambda_i u}} du = P(N=i)P(\min(X_1, X_2, \dots, X_n) > x)$$

$$\Leftrightarrow \lambda_i \int_x^{\infty} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n)u} du = P(N=i)P(\min(X_1, X_2, \dots, X_n) > x)$$

$$\Leftrightarrow \lambda_i \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n)x}}{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n} = P(N=i)P(\min(X_1, X_2, \dots, X_n) > x) \quad \text{ισχύει}$$

5) Ιδιότητα κλίμακας

$X \sim \exp(\lambda), a > 0 \Rightarrow a \cdot X \sim \exp\left(\frac{\lambda}{a}\right)$

Αποδ

$$P(aX \leq t) = P\left(X \leq \frac{t}{a}\right) = 1 - e^{-\lambda \frac{t}{a}} = 1 - e^{-\left(\frac{\lambda}{a}\right)t}$$

6) Ισχύει αλληλική ιδιότητα

$X \sim \exp(\lambda)$

$Y \geq 0$ ανεξ ηπs X

Αποδ

$$\Rightarrow P(X > Y+s | X > Y) = P(X > s)$$

7) Ιδιότητες αθροισκίας

$$\left. \begin{array}{l} X_1, X_2, \dots, X_n \sim \exp(\lambda) \\ X_i \text{ ανεξ} \end{array} \right\} \Rightarrow \sum_{i=1}^n X_i \sim \begin{array}{l} \text{Erlang } (n, \lambda) \\ \text{Gamma} \end{array}$$

ε.π.π: $f_{S_n}(x) = \frac{\lambda^n}{(n-1)!} x^{n-1} e^{-\lambda x}, x > 0$

8) Ιδιότητα τυχαίου αθροισκίας

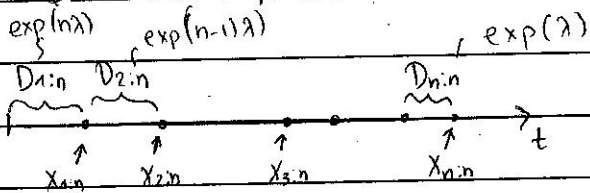
$$\left. \begin{array}{l} X_1, X_2, \dots, X_n \text{ ανεξ} \sim \exp(\lambda) \\ N \text{ ανεξ. των } X_i \\ P(N=n) = (1-p)p^{n-1}, n \geq 1 \end{array} \right\} \Rightarrow \sum_{i=1}^N X_i \sim \exp(\lambda(1-p))$$

Απόσ

$$\left. \begin{array}{l} \tilde{F}_X(s) = \frac{\lambda}{\lambda+s} \\ P_N(z) = \frac{(1-p)z}{1-pz} \end{array} \right\} \Rightarrow \tilde{F}_{S_N}(s) = P_N(\tilde{F}_X(s)) = \frac{(1-p) \frac{\lambda}{\lambda+s}}{1-p \frac{\lambda}{\lambda+s}} = \frac{\lambda(1-p)}{s + \lambda(1-p)}$$

9) Ιδιότητα διαστημάτων (spacings)

$$\left. \begin{array}{l} X_1, X_2, \dots, X_n \text{ ανεξ} \sim \exp(\lambda) \\ X_{1:n}, X_{2:n}, \dots, X_{n:n} \text{ είναι οι αυξήσαστες διατετακτ. τ.κ.} \\ D_{1:n} = X_{1:n}, D_{2:n} = X_{2:n} - X_{1:n}, \dots, D_{n:n} = X_{n:n} - X_{n-1:n} \end{array} \right\} \Rightarrow$$



$$\Rightarrow D_{i:n} \sim \exp((n-i+1)\lambda), i=1, 2, \dots, n \text{ ανεξ}$$