

Φροντιστήριο 8^ο,

20/05/2019

Άσκηση 5

Έστω $\mathbf{X} \sim \text{Weibull}(a, b)$, όπου $a, b > 0$. Να βρείτε την ροπή k -τάξης και να δειξετε ότι $\text{Var}(\mathbf{X}) = \frac{\Gamma(1+2a^{-1}) - \Gamma(1+a^{-1})^2}{b^2}$

Διοριζται :

· pdf της κατανομής : $f(x; a, b) = \begin{cases} a \cdot b^a \cdot x^{a-1} \cdot e^{-(bx)^a}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$

· ευάριστη Γόμφα : $\int_0^{+\infty} t^{a-1} \cdot e^{-t} dt = \Gamma(a) = (a-1)!!$

Λύση

$$\begin{aligned} E(\mathbf{X}^k) &= \int_{\text{supp}} x^k \cdot f(x; a, b) dx = \int_0^{+\infty} x^k [a \cdot b^a \cdot x^{a-1} \cdot e^{-(bx)^a}] dx \stackrel{\text{πολ/με}}{=} \frac{b^k}{b^k} \\ &= \int_0^{+\infty} \frac{b^k}{b^k} \cdot x^k [a \cdot b^a \cdot x^{a-1} \cdot e^{-(bx)^a}] dx = \int_0^{+\infty} \frac{1}{b^k} \cdot (bx)^k \cdot a \cdot b^a \cdot x^{a-1} \cdot e^{-(bx)^a} dx \\ &= \int_0^{+\infty} \frac{1}{b^k} \left\{ [(bx)^a]^{\frac{1}{a}} \right\}^k \cdot a \cdot b^a \cdot x^{a-1} \cdot e^{-(bx)^a} dx \stackrel{\text{θετω } t = (bx)^a}{=} \\ &\quad \stackrel{\text{δt} = abx^{a-1} \cdot dx}{=} \Rightarrow dx = \frac{1}{abx^{a-1}} dt \\ &= \int_0^{+\infty} \frac{1}{b^k} \left[(t)^{\frac{1}{a}} \right]^k \cdot a \cdot b^a \cdot x^{a-1} \cdot e^{-t} \cdot \frac{1}{abx^{a-1}} dt \\ &= \int_0^{+\infty} \frac{1}{b^k} \cdot t^{\frac{k}{a}} \cdot e^{-t} dt = \underbrace{\frac{1}{b^k} \int_0^{+\infty} t^{\frac{k}{a}} \cdot e^{-t} dt}_{\text{κατόπιν υπόδειξης}} = \frac{1}{b^k} \cdot \Gamma\left(\frac{k}{a} + 1\right) \end{aligned}$$

$$\text{Ποτέ } 1^{\text{η}} \text{ τάξης : } k=1 \Rightarrow E(\mathbf{X}) = \frac{1}{b} \cdot \Gamma\left(\frac{a+1}{a}\right) = \frac{1}{b} \Gamma\left(1 + \frac{1}{a}\right)$$

$$\text{Ποτέ } 2^{\text{η}} \text{ τάξης : } k=2 \Rightarrow E(\mathbf{X}^2) = \frac{1}{b^2} \cdot \Gamma\left(1 + \frac{2}{a}\right)$$

$$\text{Διακύρωση: } \text{Var}(\mathbf{X}) = E(\mathbf{X}^2) - (E(\mathbf{X}))^2 = \frac{1}{b^2} \Gamma\left(1 + \frac{2}{a}\right) - \left(\frac{1}{b} \Gamma\left(1 + \frac{1}{a}\right)\right)^2$$

Ροπογεννητρία

Η ροπογεννητρία είναι συνάρτηση που χρησιμεύει για την υπολογισμό έδιων των ροπών k -τάξης, M_k , $k=1,2,\dots$, μιας τυχαίας μεταβλητής X .

Ορίζοντας

Η ροπογεννητρία (moment generating function) $M_X(t)$ μιας τυχαίας μεταβλητής X , είναι η πραγματική συνάρτηση με τύπο $M_X(t) = E(e^{tX})$, για κάθε t που ανήκει σε διάστημα της μορφής $(-\delta, \delta)$, $\delta > 0$.

Αν η τυχαία μεταβλητή X είναι διακριτή με συνάρτηση πιθανότητας $P(X=x)$, η ροπογεννητρία της X θα δίνεται από:

$$M_X(t) = \sum_{x \in \text{supp}} e^{tx} \cdot P(X=x), \quad |t| < \delta$$

Αν η τυχαία μεταβλητή X είναι συνεχής με συνάρτηση πικνότητας $f_X(x)$, η ροπογεννητρία της X θα δίνεται από:

$$M_X(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} \cdot f_X(x) dx, \quad |t| < \delta$$

Παρατηρούμε ότι η ροπογεννητρία δεν ορίζεται για κάθε $t \in \mathbb{R}$. Περιορίζομετες σε εκείνες τις σιμες του t για τις οποίες υπάρχει σύγκλιση.

Σημείωση: Η ποσότητα $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} f_X(x) dx$ είναι ο μεταβυπολατικός Laplace της συνάρτησης $f_X(x)$.

Ροπές και Ροπογεννητρία (Βλ. Θεώρημα 1 & 2 στις Σημειώσεις)

Για την P υπάρχουν οι ροπές κάθε τάξης και χαρακτηρίζουν την P αν M είναι καθίς ορισμένη. Σε αυτή και μόνο την περίπτωση έχουμε $E(X^k) = M^{(k)}(0)$, $\forall k \in \mathbb{N}$.

Πρόταση (χωρίς απόδειξη)

Η ροπογεννητρία μιας τυχαίας μεταβλητής χαρακτηρίζει μονοβικά την κατανομή της. Αν X, Y είναι δύο τυχαίες μεταβλητές με ροπογεννητρίες $M_X(t)$ και $M_Y(t)$, αντίστοιχα, και αν για κάποιο $\delta > 0$, ισχύει ότι $M_{X+Y}(t) = M_X(t) + t e^{(-\delta, \delta)}$, τότε οι τυχαίες μεταβλητές X, Y έχουν την ίδια κατανομή.

Παράδειγμα 1

Η ροπογεωνήτρια της διακρίτης τυχαίας μεταβλητής X δίνεται από $M_X(t) = \exp(e^t - 1)$. Να υπολογιστεί η μέση τιμή και η διακύμανση της X .

Λύση

$$M'_X(t) = e^t \cdot e^{e^t-1}, \quad M''_X(t) = e^t \cdot e^{e^t-1} + e^t \cdot e^{e^t-1} \cdot e^t = e^t \cdot e^{e^t-1} (1+e^t)$$

Οι παρούσαν παράγωγοι υπολογιζόμενες για $t=0$ μας δίνουν τις ποτές 1^η και 2^η τάξης αντίστοιχα.

$$E(X) = M'_X(0) = e^0 \cdot e^{e^0-1} = 1 \cdot 1^{1-1} = 1 : \text{ποτή } 1^{\text{η}} \text{ τάξης}$$

$$E(X^2) = M''_X(0) = e^0 \cdot e^{e^0-1} (1+e^0) = 1(1+1) = 2 : \text{ποτή } 2^{\text{η}} \text{ τάξης}$$

$$\text{Διακύμανση: } \text{Var}(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = 2 - 1^2 = 1$$

Παράδειγμα 2

Έστω X τυχαία μεταβλητή με συνάρτηση πιθανότητας $P(X=x) = c^x$ $x = 1, 2, \dots$ και $c \in \mathbb{R}$.

- Να εξαχθεί η ροπογεωνήτρια $M_X(t)$ της X . Πότε είναι καλώς ορισμένη
- Να βρεθεί η μέση της σταθεράς c .
- Να υπολογιστούν η μέση τιμή και η διακύμανση της X .

Λύση

$$a. M_X(t) = E(e^{tX}) = \sum_{x=1}^{\infty} e^{tx} \cdot P(X=x) = \sum_{x=1}^{\infty} e^{tx} \cdot c^x = \sum_{x=1}^{\infty} (c \cdot e^t)^x =$$

όπου $X = x$

$$\text{και } \sum_{x=1}^{\infty} (c \cdot e^t)^x = (c \cdot e^t)^1 + (c \cdot e^t)^2 + \dots + = \lim_{n \rightarrow \infty} S_n : \text{άπειρο αθροίσμα γεωμετρικής σειράς}$$

$$S_n = c \cdot e^t \cdot \frac{(c \cdot e^t)^n - 1}{c \cdot e^t - 1}, \quad \lim_{n \rightarrow \infty} c \cdot e^t \left\{ \frac{(c \cdot e^t)^n - 1}{c \cdot e^t - 1} \right\} = \frac{c \cdot e^t}{c \cdot e^t - 1} \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} [(c \cdot e^t)^n - 1]$$

$$= \frac{c \cdot e^t}{c \cdot e^t - 1} (0 - 1) \\ = \frac{c \cdot e^t}{1 - c \cdot e^t}$$

Προκειμένου η ροπογεωνήτρια να είναι καλώς ορισμένη θα πρέπει:

$$\Rightarrow M_X(t) = \sum_{x=1}^{\infty} (c \cdot e^t)^x = \frac{c \cdot e^t}{1 - c \cdot e^t}$$

B. Αριθμητική γνωστή ότι $M_X(0) = 1$

Στη ποπογεννητρία που υπολογίζεται στο ερώτημα α. βάζουμε $t=0$.

$$M_X(0) = 1 \Leftrightarrow \frac{c \cdot e^0}{1 - ce^0} = 1 \Leftrightarrow \frac{c}{1 - c} = 1 \Leftrightarrow c = 1 - c \Rightarrow c = \frac{1}{2}$$

Συνεπώς, $M_{\bar{X}}(t) = \frac{e^t}{2 - e^t}, \quad t < \ln 2$

$$\gamma. M'_{\bar{X}}(t) = \frac{e^t(2 - e^t) - (-e^t) \cdot e^t}{(2 - e^t)^2} = \frac{2e^t \cdot e^{2t} + e^{2t}}{(2 - e^t)^2} = \frac{2e^t}{(2 - e^t)^2}$$

$$M''_{\bar{X}}(t) = \frac{2e^t(2 - e^t)^2 + 2(2 - e^t)(-e^t) \cdot 2e^t}{(2 - e^t)^4}$$

$$= \frac{2e^t(4 + e^{2t} - 4e^t) + 4(2 - e^t)e^t e^t}{(2 - e^t)^4}$$

$$= \frac{8e^t + 2e^{3t} - 8e^{2t} + 4 \cdot e^{2t}(2 - e^t)}{(2 - e^t)^4}$$

$$= \frac{8e^t + 2e^{3t} - 8e^{2t} + 8e^{2t} - 4e^{3t}}{(2 - e^t)^4}$$

$$= \frac{8e^t - 2e^{3t}}{(2 - e^t)^4}$$

$$M'_{\bar{X}}(0) = \frac{2 \cdot e^0}{(2 - e^0)^2} = \frac{2}{(2 - 1)^2} = 2 : \text{ροην } 1^{\text{η}} \text{ τάξης: } E(\bar{X})$$

$$M''_{\bar{X}}(0) = \frac{8 \cdot e^0 - 2 \cdot e^0}{(2 - e^0)^4} = \frac{8 - 2}{(2 - 1)^4} = \frac{6}{1} = 6 : \text{ροην } 2^{\text{η}} \text{ τάξης: } E(\bar{X}^2)$$

$$\text{Var}(\bar{X}) = E(\bar{X}^2) - (E(\bar{X}))^2 = 6 - 2^2 = 2 : \text{διακύρωση}$$

Παράδειγμα 3

Έστω $X \sim \text{Gamma}(a, b)$, όπου $a, b > 0$. Να υπολογιστεί η ροπογενήτρια της X και οι ροπές 1^η, 2^η, 3^η, 4^η τάξης. Νέο, η $M(t)$ είναι καθώς οριζόντιη.

Δικοντα : pdf Gamma : $f(x; a, b) = \begin{cases} \frac{b^a}{\Gamma(a)} \cdot x^{a-1} \cdot e^{-bx}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$

συνάριτη Γamma : $\Gamma(a) = \int_0^{+\infty} t^{a-1} \cdot e^{-t} dt \stackrel{\text{avv}}{=} (a-1)!$ $a \in \mathbb{N}$

Άσχη

παρατηρούμε ότι η κατανομή είναι δυνατής

$$M(t) = E(e^{tx}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} \cdot f(x; a, b) dx = \int_{-\infty}^0 e^{tx} \cdot 0 dx + \int_0^{+\infty} e^{tx} \cdot \frac{b^a}{\Gamma(a)} \cdot x^{a-1} \cdot e^{-bx} dx$$

$$= \frac{b^a}{\Gamma(a)} \int_0^{+\infty} e^{tx} \cdot x^{a-1} \cdot e^{-bx} dx = \frac{b^a}{\Gamma(a)} \int_0^{+\infty} x^{a-1} \cdot e^{-(b-t)x} dx =$$

As παρατηρούμε τον όπο $e^{-(b-t)x}$. Av $t > b$

Τότε $b-t < 0 \Rightarrow -(b-t)x > 0 \Rightarrow e^{-(b-t)x} = +\infty$.

Συνεπώς, η $M(t)$ δεν είναι καθώς οριζόντιη.

Θα πρέπει αναπαρικά $t \in (-\infty, b) \Rightarrow M(t) \in \mathbb{R}$

Προκειμένου το κέντρο του διαστημάτος να είναι το 0, θα πρέπει $t \in (-b, b)$. Άρα,

$M(t) \in \mathbb{R}$ avv $t \in (-b, b)$.

Θέτουμε $u = (b-t)x \Rightarrow du = (b-t)dx \Rightarrow dx = \frac{1}{b-t} du$

Αρχικά δρια: $x_1 = 0 \Rightarrow u_1 = (b-t)x_1 = 0 \therefore \text{Νέα}$

$x_2 = +\infty \Rightarrow u_2 = (b-t)x_2 = +\infty$ δρια

$$= \frac{b^a}{\Gamma(a)} \int_0^{+\infty} e^{-u} \cdot \frac{1}{b-t} \cdot \left(\frac{u}{b-t} \right)^{a-1} \cdot du = \frac{b^a}{\Gamma(a)} \cdot \frac{1}{(b-t)^a} \cdot \frac{1}{(b-t)^{a-1}} \int_0^{+\infty} e^{-u} \cdot u^{a-1} \cdot du$$

$$\leq \frac{b^a}{(b-t)^a} \cdot \frac{1}{\Gamma(a)} \cdot \Gamma(a) = \frac{b^a}{(b-t)^a}$$

Υπολογισμός Ροτών

Ροτή 1^η τάξης : 1^η παράγωγος $M(t)$ υπολογιζόμενης στο 0.

$$M'(t) = \frac{0 \cdot (b-t)^a - a(b-t)^{a-1} \cdot (-1) \cdot b^a}{(b-t)^{2a}} = \frac{a \cdot b^a}{(b-t)^{a+1}}$$

$$t=0 \Rightarrow M'(0) = E(X) = \frac{a}{b}$$

Ροτή 2^η τάξης : 2^η παράγωγος $M(t)$ υπολογιζόμενης στο 0.

$$M''(t) = \frac{(a+1)(b-t)^a(-1)a b^a}{(b-t)^{2a+2}} = \frac{(a+1)a b^a}{(b-t)^{a+2}}$$

$$t=0 \Rightarrow M''(0) = \frac{(a+1)a b^a}{b^{a+2}} = \frac{a(a+1)}{b^2}$$

Ροτή 3^η τάξης : 3^η παράγωγος της $M(t)$ υπολογιζόμενης στο 0.

$$\begin{aligned} M'''(t) &= \frac{0 \cdot (b-t)^{a+2} - (a+2)(b-t)^{a+1} \cdot (-1)(a+1)(ab^a)}{(b-t)^{2a+4}} = \\ &= \frac{(a+2)(b-t)^{a+1}(a+1)ab^a}{(b-t)^{2a+4}} = \frac{(a+1)(a+2)ab^a}{(b-t)^{a+3}} \end{aligned}$$

$$M'''(0) = \frac{(a+1)(a+2)a}{b^3}$$

Ροτή 4^η τάξης : 4^η παράγωγος της $M(t)$ υπολογιζόμενης στο 0.

$$\begin{aligned} M''''(t) &= \frac{0 \cdot (b-t)^{a+3} - (a+3)(b-t)^{a+2} \cdot (-1)(a+1)(a+2)ab^a}{(b-t)^{2a+6}} = \\ &= \frac{(a+1)(a+2)(a+3)ab^a(b-t)^{a+2}}{(b-t)^{2a+6}} = \frac{(a+1)(a+2)(a+3)ab^a}{(b-t)^{a+4}} \end{aligned}$$

$$M''''(0) = \frac{(a+1)(a+2)(a+3)a}{b^4}$$

Παρατίθηση : Η κατανομή Gamma είναι γενικευτή της εκθεσικής κατανομής για $a=1$.