

• Ρομές

1) Άσπες ρομές ή ρομές περι το μηδέν

ΟΡΙΣΜΟΣ

Έστω μια τ.μ. X . Η n -στή ρομή k -τάξης εμβολίζεται με μ_k και ορίζεται $\mu_k = E(X^k) = \begin{cases} \frac{1}{\pi} \sum x^k p_X(x) & , X \text{ διακριτή} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} x^k f_X(x) dx & , X \text{ συνεχής} \end{cases}$

Παρατήρηση

Αν $k=1$ τότε $\mu_1 \stackrel{\text{op}}{=} E(X) = \mu$

2) Κεντρικές ρομές ή ρομές περι τη μέση τιμή

ΟΡΙΣΜΟΣ

Έστω τ.μ. X με μέση τιμή $\mu = E(X)$. Η κεντρική τιμή k -τάξης εμβολίζεται με ν_k και ορίζεται $\nu_k = \begin{cases} \frac{1}{\pi} \sum (x-\mu)^k p_X(x) & , X \text{ διακριτή} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} (x-\mu)^k f_X(x) dx & , X \text{ συνεχής} \end{cases}$

Παρατήρηση

Αν $k=2$ τότε $\nu_2 = E(X-\mu)^2 = \text{Var}(X)$

ΠΡΟΤΑΣΗ

$$V_k = \sum_{r=0}^k \binom{k}{r} (-1)^r \mu^r \mu_{k-r}, \quad k=1, 2, \dots$$

Απόδειξη

$$\begin{aligned} V_k &\stackrel{\text{ορ}}{=} E(x-\mu)^k = E[(-\mu+x)^k] \xrightarrow[\text{Νεύτωνο}]{\text{δυναμικό}} E\left\{ \sum_{r=0}^k \binom{k}{r} (-\mu)^r (x)^{k-r} \right\} \\ &= \sum_{r=0}^k \binom{k}{r} (-1)^r \mu^r E(x)^{k-r} = \sum_{r=0}^k \binom{k}{r} (-1)^r \mu^r \mu_{k-r} \end{aligned}$$

ΠΡΟΤΑΣΗ

Έστω X βιμετρική τ.μ με $E(X) = \mu$. Αν η f είναι συμμετρική γύρω από το μ ($f_X(x+\mu) = f_X(\mu-x)$) τότε οι κεντρικές ροές περιόδου $2u+1$ είναι ίσες με 0 δηλ $V_k = 0 \quad k=2u+1 \quad u=0, 1, 2, \dots$

Απόδειξη

Βασίζεται σε αλλαγές μεταβλητών σε ομορτυωμένα.

Συντελεστής Ασφότητας - Συντελεστής κύρτωσης

ΟΡΙΣΜΟΣ (Ασφότητας)

Ο συντελεστής Ασφότητας εμβολίζεται με β και ορίζεται $\beta = \frac{V_3}{\sigma^3}$

$$\beta = +\sqrt{|\text{Var}(X)|} = +\sqrt{V_2}$$

Παρατηρήσεις

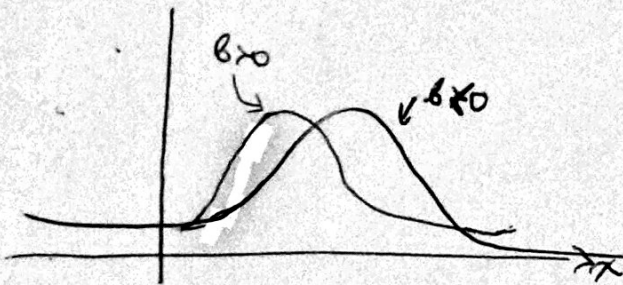
α) Αν η κατανομή είναι συμμετρική τότε $\sigma = 0$
Το αντίστροφο δεν ισχύει πάντα.

β) • Αν $\sigma \neq 0$ τότε η κατανομή δεν είναι συμμετρική

Απόδειξη

Αν $A \Rightarrow B$ τότε $\sim B \Rightarrow \sim A$

• Αν $\sigma > 0$ τότε η κατανομή είναι λοξή δεξιά



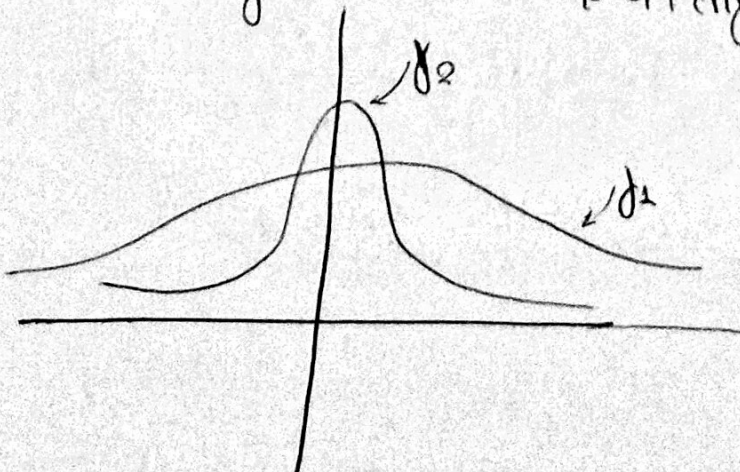
• Αν $\sigma < 0$ τότε η κατανομή είναι λοξή αριστερά

ΟΡΙΣΜΟΣ (Κυρτώσεις)

Ο συντελεστής κυρτώσεως ορίζεται με γ και ορίζεται $\gamma = \frac{\mu_4}{\sigma^4}$

$$\sigma = +\sqrt{\text{Var}(x)} = +\sqrt{\sigma^2}$$

Όσο πιο μεγάλο είναι το γ τόσο πιο κυρτή (λιγότερο επίπεδη) είναι η κατανομή



$$\gamma_1 < \gamma_2$$

Ροογεννήτρια

ΟΡΙΣΜΟΣ

Έστω τ.μ X . Η ροογεννήτρια της X συμβολίζεται με $w_X(t)$

και ορίζεται $w_X(t) = E(e^{tx}) = \begin{cases} \sum_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} p_X(x), & X \text{ διακριτή} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} f_X(x) dx, & X \text{ συνεχής.} \end{cases}$

Ιδιότητες της ροογεννήτριας

1) Για $t=0$ $w_X(0) = E(e^{0x}) = E(1) = 1$

2) $w_{ax+b}(t) \stackrel{\text{op}}{=} E(e^{t(ax+b)}) = E(e^{tb} e^{tax}) = e^{tb} E(e^{tax}) \stackrel{\text{op}}{=} e^{tb} w_X a$

Άρα $w_{ax+b}(t) = e^{tb} w_X(at)$

3) $w_X(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} f_X(x) dx, \quad t \in \mathbb{R}$

Αν περιοριστώ στα t σε μια περιοχή του 0 ($|t| < c, c > 0$)

$$\frac{d}{dt} w_X(t) = \frac{d}{dt} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} f_X(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\frac{d}{dt} e^{tx} \right) f_X(x) dx$$

Όμοιος $\frac{d^2}{dt^2} w_X(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 e^{tx} f_X(x) dx$

$$\frac{d^k}{dt^k} w_X(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^k e^{tx} f_X(x) dx$$

Άρα $\left. \frac{d^k}{dt^k} w_X(t) \right|_{t=0} = \int_{-\infty}^{+\infty} x^k f_X(x) dx = \mu_k, \quad k=1, 2, \dots$

Αρτίστροφα $w_x(t) \stackrel{op}{=} E(e^{tx}) = E\left(\sum_{k=0}^{\infty} \frac{(tx)^k}{k!}\right) \Rightarrow$

$\Rightarrow w_x(t) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{t^k}{k!} E(x^k) \Rightarrow w_x(t) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{t^k}{k!} \mu_k$

4) Θεώρημα μονοδικότητας των ρορογενειών

Έστω τ.μ X και Y με αγκ F_x και F_y . Αν οι ρορογενειές $w_x(t)$ και $w_y(t)$ υπάρξουν και $w_x(t) = w_y(t)$, $|t| < c$, $c > 0$ τότε $F_x(x) = F_y(x)$, $x \in \mathbb{R}$

Παράδειγμα.

$w_x(t) = \frac{1}{6} e^{-t} + \frac{1}{2} e^{-2t} + \frac{1}{3} e^t$ όπου x διακριτή

Να υπολογιστούν: $E(x) = ?$, $Var(x) = ?$

Ποια είναι η $p_x(x)$?

Λύση

$E(x) = \mu_1 = \frac{d}{dt} w_x(t) \Big|_{t=0} = \left[-\frac{1}{6} e^t - e^{-2t} + \frac{1}{3} e^t \right]_{t=0} = -\frac{5}{6}$

$Var(x) = E(x^2) - (E(x))^2 = \mu_2 - \left(-\frac{5}{6}\right)^2 = \frac{d^2}{dt^2} w_x(t) \Big|_{t=0} - \frac{25}{36} = \frac{15}{6} - \frac{25}{36} = \frac{65}{36}$

Αφού η x διακριτή έστω x_1, x_2, x_3, \dots οι τιμές της και

$p_x(x_1), p_x(x_2), p_x(x_3), \dots$ η β.π της.

$w_x(t) \stackrel{op}{=} E(e^{tx}) = \sum_{i=1}^{\infty} e^{tx_i} p_x(x_i) =$

$$= e^{+\alpha_1} p_x(\alpha_1) + e^{+\alpha_2} p_x(\alpha_2) + e^{+\alpha_3} p_x(\alpha_3) + \dots$$

Συγκεκριμένα $w_x(t) = \frac{1}{6} e^{-t} + \frac{1}{2} e^{-2t} + \frac{1}{3} e^t$

$$w_x(t) = e^{+\alpha_1} p_x(\alpha_1) + e^{+\alpha_2} p_x(\alpha_2) + e^{+\alpha_3} p_x(\alpha_3) + \dots$$

Από θεωρητικά προκύπτουν αφού οι ποσότητες που αφορούν

θα πρέπει $\alpha_1 = -1$ και $p_x(\alpha_1) = \frac{1}{6}$

$\alpha_2 = -2$ και $p_x(\alpha_2) = \frac{1}{2}$

$\alpha_3 = 1$ και $p_x(\alpha_3) = \frac{1}{3}$

$\alpha_4 = 0$ και $p_x(\alpha_4) = 0$ κ.ο.κ.

Αν η X είναι διακριτή με τιμές $-1, -2, 1$ και $p_x(x)$

$$p_x(x) = \begin{cases} \frac{1}{6} & , x = -1 \\ \frac{1}{2} & , x = -2 \\ \frac{1}{3} & , x = 1 \\ 0 & , \text{άλλω} \end{cases}$$

είναι β.π.π αφού $\frac{1}{6} + \frac{1}{2} + \frac{1}{3} = 1$

Μέσες Τιμές - Διασπορές - Ροπήσημωτες Ειδικών Κατανομών

Κατανομή	$E(x)$	$Var(x)$	$\omega_x(t)$
$B(n, p)$	np	$npq, q=1-p$	$(pe^t + 1 - p)^n, t \in \mathbb{R}$
$Hg(\mu, \nu, \eta)$	$\frac{\mu\nu}{\mu+\nu}$	$\frac{\mu\nu\eta}{(\mu+\nu)^2} \cdot \frac{\mu+\nu-\eta}{\mu+\nu-1}$	Δεν υπάρχει
$Geo(p)$	$\frac{1}{p}$	$\frac{q}{p^2}, q=1-p$	$\frac{pe^t}{1-qe^t}, t < -\log q$
$NB(k, p)$	$\frac{k}{p}$	$\frac{kq}{p^2}, q=1-p$	$p^k e^{kt}$
$U(a, b)$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$	$\frac{e^{bt} - e^{at}}{t(b-a)}, t \neq 0$
$Exp(\lambda)$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$	$\frac{1}{\lambda - t}, t < \lambda$
$G(a, b)$	ab	ab^2	$\frac{1}{(1+bt)^a}, t < \frac{1}{b}$
$Beta(a, b)$	$\frac{a}{a+b}$	$\frac{ab}{(a+b)(a+b+1)}$	Δεν υπάρχει
$N(\mu, \sigma^2)$	μ	σ^2	$e^{\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2}, t \in \mathbb{R}$

Ανισότητες Markov - Chebyshev

ΠΡΟΤΑΣΗ

α) Ανισότητα Markov:

Έστω X μια αριθμητική τ.μ. με μέση τιμή $E(x)$. Τότε $\forall a > 0$

$$P(X \geq a) \leq \frac{E(x)}{a} \quad \text{ή} \quad P(X < a) \geq 1 - \frac{E(x)}{a}$$

β) Ανισότητα Chebyshev:

Έστω τ.μ X με μέση τιμή $\mu = E(x)$ και $\sigma^2 = Var(x)$
 Τότε $\forall a > 0$

$$P(|x - \mu| \geq a) \leq \frac{Var(x)}{a^2} \quad \text{ή} \quad P(|x - \mu| < a) \geq 1 - \frac{Var(x)}{a^2}$$

Απόδειξη

α. Ορίσω την τ.μ $Y = \begin{cases} a & \text{αν } X \geq a \\ 0 & \text{αν } X < a \end{cases}$

Παρατηρώ ότι $Y \leq X \Rightarrow E(Y) \leq E(X)$

$$\begin{aligned} \Rightarrow a P(Y=a) + 0 P(Y=0) &\leq E(X) \Rightarrow a P(X \geq a) \leq E(X) \Rightarrow \\ \Rightarrow P(X \geq a) &\leq \frac{E(X)}{a} \end{aligned}$$

$$b. P(|X - \mu| \geq a) = P((X - \mu)^2 \geq a^2) \stackrel{\text{Markov}}{\leq} \frac{E(X - \mu)^2}{a^2} = \frac{\text{Var}(X)}{a^2}$$

Πορίσματα

Για την τ.μ X ισχύουν:

$$1) P(|X| \geq a) \leq \frac{E(|X|)}{a}, \quad a > 0$$

$$2) \text{ Αν } X \geq 0 \text{ τότε } P(X^k \geq a) \leq \frac{E(X^k)}{a} = \frac{\mu_k}{a}$$

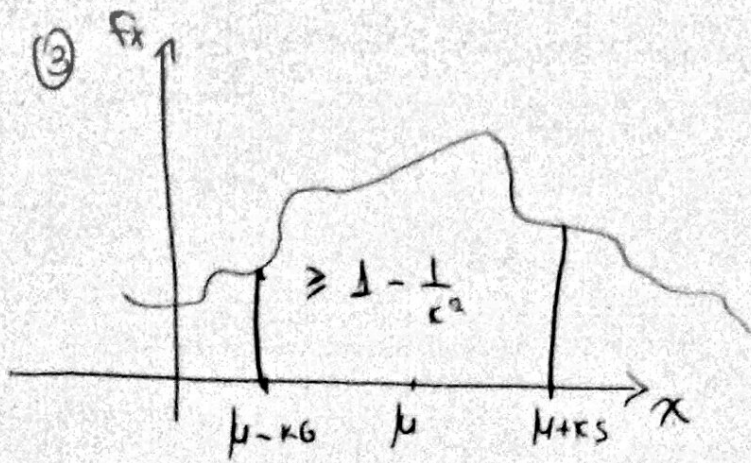
$$3) P(|X - \mu| \geq kg) \leq \frac{1}{k^2} \quad \text{ή} \quad P(|X - \mu| < kg) \geq 1 - \frac{1}{k^2}$$

$$4) P(X \geq a) \leq \inf_{t \geq 0} \{ e^{-at} \omega_X(t) \}$$

Απόδειξη 4)

$$P(X \geq a) \stackrel{t \geq 0}{=} P(tX \geq ta) = P(e^{tX} \geq e^{ta}) \stackrel{\text{Markov}}{\leq} \frac{E(e^{tX})}{e^{ta}} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow P(X \geq a) \leq e^{-ta} \omega_X(t) \quad \forall t \geq 0$$



Παράδειγμα

Έστω $X \sim B(16, \frac{1}{2})$ $P(4 < X < 12) = ?$

Να βρεθεί ένα κατώ φράγμα για την πιθανότητα αυτή.

Λύση

Αφού $X \sim B(16, \frac{1}{2})$ $P_X(x) = \binom{16}{x} \left(\frac{1}{2}\right)^x \left(\frac{1}{2}\right)^{16-x}$ $x=0, \dots, 16$

$E(X) = np = 8$, $Var(X) = npq = 4$, $\sigma = \sqrt{4} = 2$

$P(4 < X < 12) = \sum_{4 < x < 12} P_X(x) = \sum_{x=5}^{11} \binom{16}{x} \left(\frac{1}{2}\right)^{16} = 0,9234$

$P(4 < X < 12) = P(4 - 8 < X - 8 < 12 - 8) = P(-4 < X - 8 < 4) =$

$= P(|X - 8| < 4) = P(|X - \mu| < \overset{k}{\downarrow} 2 \cdot \overset{\sigma}{\downarrow} 2) \geq 1 - \frac{1}{k^2} = 1 - \frac{1}{2^2} = 1 - \frac{1}{4} = \frac{3}{4} = 0,75$

Παράδειγμα (2ημε)

Ο μέσος χρόνος σε δέντρα είναι ομοιο ενας οδους αγίου Formula I
 Διανύει μια νίστα αγίων είναι 3 με τυπική απόκλιση $\frac{1}{2}$.
 Είναι πιθανό να νίστει ότι σε μια προανάδρα του να
 διαφέρει των νίστα δε νέρει ποιο μέζα ~~ε~~ και 5
 δέντων?