

1. Prawdopodobieństwo klasyczne

- Wariacje z powtórzeniami: n^k
- Wariacje bez powtórzeń: $\frac{n!}{(n-k)!}$
- Permutacje: $n!$
- Kombinacje: $\binom{n}{k}$

2. Aksjomatyczna def. prawd.

- Definicja σ -ciała zbiorów $\mathcal{F} \subseteq 2^\Omega$:

1. $\Omega \in \mathcal{F}$
2. Jeśli $A \in \mathcal{F}$ to $A' \in \mathcal{F}$
3. Jeśli $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F}$ to $A_1 \cup A_2 \cup \dots \in \mathcal{F}$

- Własności σ -ciała: $\emptyset \in \mathcal{F}$; jeśli $A, B \in \mathcal{F}$, to $A \cap B \in \mathcal{F}$, $A \setminus B \in \mathcal{F}$

- Własności prawdopodobieństwa:

- $P(\emptyset) = 0$, $P(A') = 1 - P(A)$
- Jeśli $A \subseteq B$ to $P(B \setminus A) = P(B) - P(A)$
- $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$
- $P(A_1 \cup \dots \cup A_n) \leq P(A_1) + \dots + P(A_n)$, równość tylko dla parami rozłącznych zdarzeń ($A_i \cap A_j = \emptyset$ dla $i \neq j$)

3. Prawdopodobieństwo warunkowe

- Definicja: $P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$ dla $P(B) > 0$

- $P(A \cap B) = P(A|B)P(B) = P(B|A)P(A)$

- Reguła łańcuchowa:

$$P(A_1 \cap \dots \cap A_n) = P(A_1)P(A_2|A_1) \dots P(A_n|A_1 \cap \dots \cap A_{n-1})$$

- Układ zupełny A_1, \dots, A_n : $A_i \cap A_j = \emptyset$ dla $i \neq j$, oraz $A_1 \cup \dots \cup A_n = \Omega$

- Prawd. całkowite: jeśli A_1, \dots, A_n – układ zupełny: $P(B) = \sum_{i=1}^n P(A_i)P(B|A_i)$

- Wzór Bayesa: jeśli A_1, \dots, A_n – ukl. zupełny: $P(A_i|B) = \frac{P(B|A_i)P(A_i)}{P(B)} = \frac{P(B|A_i)P(A_i)}{\sum_{j=1}^n P(B|A_j)P(A_j)}$

4. Niezależność

- Definicja $P(A \cap B) = P(A)P(B)$.

Ogólniej: A_1, \dots, A_n niezależne gdy dla każdego $S \subseteq \{1, 2, \dots, n\}$: $P(\bigcap_{i \in S} A_i) = \prod_{i \in S} P(A_i)$

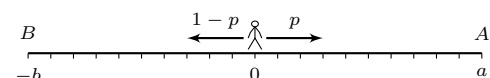
- Jeśli $A \perp B$ to $A \perp B'$, $A' \perp B$, $A' \perp B'$

- Jeśli A_1, \dots, A_n – niezależne to

$$P(A_1 \cup \dots \cup A_n) = 1 - P(A'_1) \cdot \dots \cdot P(A'_n)$$

- Warunkowa niezależność (pod warunkiem C):

$$P(A \cap B|C) = P(A|C)P(B|C)$$

- Spacer losowy: 

- Prawdopodobieństwo osiągnięcia A :

$$P(A) = \begin{cases} \frac{b}{a+b} & (p = \frac{1}{2}) \\ \frac{(\frac{p}{1-p})^a - (\frac{p}{1-p})^{a+b}}{1 - (\frac{p}{1-p})^{a+b}} & (p \neq \frac{1}{2}) \end{cases}$$

- Prawd. osiągnięcia B : $P(B) = 1 - P(A)$

5. Zmienne losowe

- Definicja: dowolna mierzalna funkcja $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$

- Rozkład zm. losowej: miara P_X na \mathbb{R} z σ -ciałem borelowskim taka, że $P_X(A) = P(X \in A) = P(X^{-1}(A))$

- Dystrybucja: $F_X(x) = P(X \leq x)$

- Własności F_X : niemalejąca; $F(\infty) = 1$, $F(-\infty) = 0$; $P(a < X \leq b) = F(b) - F(a)$

- Rozkład jednopunktowy: $P(X = c) = 1$

- Rozkład jednostajny: $X \in \{x_1, \dots, x_n\}$, $P(X = x_i) = \frac{1}{n}$

- Rozkład dwupunktowy $B(p)$: $X \in \{0, 1\}$, $P(X = 1) = p$, $P(X = 0) = 1 - p$

- Rozkład dwumianowy $B(n, p)$: $X \in \{0, 1, \dots, n\}$, $P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$

- Rozkład geometryczny $G_1(p)$: $X \in \{1, 2, \dots\}$, $P(X = k) = (1-p)^{k-1} p$

- Rozkład geometryczny $G_0(p)$: $X \in \{0, 1, \dots\}$, $P(X = k) = (1-p)^k p$

- Dla $X \sim G_1(p)$: $P(X > k) = (1-p)^k$

- Brak pamięci $X \sim G_1(p)$: $P(X > k + \ell | X > k) = P(X > \ell)$

- Rozkład ujemny dwumianowy $NB(r, p)$:

$$P(X = k) = \binom{r+k-1}{r-1} (1-p)^r p^k$$

- Rozkład Poissona $\text{Pois}(\lambda)$: $X \in \{0, 1, \dots\}$, $P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$

- $B(n, p) \rightarrow \text{Pois}(\lambda)$ dla $n \rightarrow \infty$ i $\lambda = np$

6. Momenty zmiennych losowych

- Dla $X \in \{0, 1, \dots\}$: $EX = \sum_{k=1}^{\infty} P(X \geq k)$

- Dla $Y = f(X)$: $EY = \sum_x f(x)P(X = x)$

- Liniowość: $E(aX + b) = aEX + b$

- $D^2(X) = E((X - EX)^2) = E(X^2) - (EX)^2$

- $D^2(aX + b) = a^2 D^2(X)$

- $D^2(X) \geq 0$ oraz $D^2(X) = 0 \iff X$ ma r. jednopunktowy

- Wartości oczekiwane i wariancje rozkładów:

rozkład X	EX	$D^2(X)$
$B(p)$	p	$p(1-p)$
$B(n, p)$	np	$np(1-p)$
$G_1(p)$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$
$NB(r, p)$	$\frac{rp}{1-p}$	$\frac{rp}{(1-p)^2}$
$\text{Pois}(\lambda)$	λ	λ

- Moment rzędu k : $m_k = E(X^k)$

- Mom. centralny rzędu k : $\mu_k = E((X - EX)^k)$

- Nierówność Markowa: dla nieujemnej X i $a > 0$:

$$P(X \geq a) \leq \frac{EX}{a}$$

- Nierówność Czebyszewa: $P(|X - EX| \geq \epsilon) \leq \frac{D^2(X)}{\epsilon^2}$

7. Wielowymiarowe zmienne losowe

- Rozkład brzegowy: $P(X = x) = \sum_y P(X = x, Y = y)$

- Rozkład warunkowy: $P(X = x|Y = y) = \frac{P(X=x, Y=y)}{P(Y=y)}$

- $P(X \in A) = \sum_y P(X \in A|Y = y)P(Y = y)$ (pr. całkowite)

- Warunkowa wartość oczekiwana:

$$E(X|Y = y) = \sum_x x P(X = x|Y = y)$$

- $E(E(X|Y)) = EX$

8. Wielowymiarowe zm. losowe II

- $E(X_1 + \dots + X_n) = EX_1 + \dots + EX_n$
- $C(X, Y) = E((X - EX)(Y - EY)) = E(XY) - (EX)(EY)$
- $D^2(X \pm Y) = D^2(X) \pm 2C(X, Y) + D^2(Y)$
- $|C(X, Y)| \leq D(X)D(Y)$
- $\rho(X, Y) = \frac{C(X, Y)}{D(X)D(Y)} \in [-1, 1]$
- Niezależność:
 $P(X_1 \in A_1, \dots, X_n \in A_n) = P(X_1 \in A_1) \cdot \dots \cdot P(X_n \in A_n)$
- Dla niezależnych X_1, \dots, X_n :
 $E(X_1 \cdot \dots \cdot X_n) = EX_1 \cdot \dots \cdot EX_n$
- Dla niezależnych X, Y : $C(X, Y) = 0$
- Dla niezależnych X_1, \dots, X_n :
 $D^2(X_1 \pm \dots \pm X_n) = D^2(X_1) + \dots + D^2(X_n)$
- Jeśli $X_1, \dots, X_n \sim B(p)$ niezależne to $Y = \sum_{i=1}^n X_i \sim B(n, p)$

9. Ciągłe zmienne losowe

- Dla $Y = g(X)$ g różniczkowalna i odwracalna:
 $f_Y(y) = f_X(h(y))|h'(y)|$, gdzie $h = g^{-1}$
- Jeśli $Y = g(x)$ to $EY = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f(x) dx$
- Rozkład jednostajny $\text{Unif}[a, b]$: $f(x) = \frac{1}{b-a}$ dla $x \in [a, b]$
 $E(X) = \frac{a+b}{2}$, $D^2(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$
- Rozkład wykładniczy $\text{Exp}(\lambda)$: $f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$ dla $x \geq 0$,
 $F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$, $EX = \frac{1}{\lambda}$, $D^2(X) = \frac{1}{\lambda^2}$
- Brak pamięci: jeśli $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ to
 $P(X \geq b | X \geq a) = P(X \geq b - a)$
- Rozkład normalny $N(\mu, \sigma^2)$: $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$,
 $EX = \mu$, $D^2(X) = \sigma^2$
- Jeśli $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ to $aX + b \sim N(\mu a + b, a^2\sigma^2)$
- Jeśli $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ to $Z = \frac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$
- Jeśli $Z \sim N(0, 1)$ to $X = \sigma Z + \mu \sim N(\mu, \sigma^2)$
- Dystrybuanta $Z \sim N(0, 1)$: $\Phi(z) = P(Z \leq z)$,
 $\Phi(-z) = 1 - \Phi(z)$

10. Ciągłe zmienne losowe II

- $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx dy = 1$
- Gęstość brzegowa: $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy$
- Gęstość warunkowa: $f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)}$
- $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{Y|X}(y|x)f_X(x) dx$
- Zmienne niezależne: $f(x_1, \dots, x_n) = f_{X_1}(x_1) \cdot \dots \cdot f_{X_n}(x_n)$
- X_1, \dots, X_n - niezależne o tej samej dystryb. F_X ,
 $Y = \max_i\{X_i\}$, $Z = \min_i\{X_i\}$ to $F_Y(y) = F_X(y)^n$,
 $F_Z(z) = 1 - (1 - F_X(z))^n$
- Jeśli X, Y niezależne i $Z = X + Y$ to:
 $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x)f_Y(z-x) dx$ (spłot)
- Jeśli $X \sim N(\mu_X, \sigma_X^2)$, $Y \sim N(\mu_Y, \sigma_Y^2)$, oraz X, Y - niezależne to: $Z = X + Y \sim N(\mu_X + \mu_Y, \sigma_X^2 + \sigma_Y^2)$
- $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$ - niezależne, $Z = \sum_{i=1}^n a_i X_i$, to:
 $Z \sim N(\sum_{i=1}^n a_i \mu_i, \sum_{i=1}^n a_i^2 \sigma_i^2)$
- Z ma rozkład $\chi^2(k)$ jeśli $Z = \sum_{i=1}^k X_i^2$ gdzie $X_i \sim N(0, 1)$, niezależne. $EZ = k$
- T ma rozkład t -Studenta, $t(k)$, jeśli $T = \frac{X}{\sqrt{Z}} \sqrt{k}$, gdzie $X \sim N(0, 1)$, $Z \sim \chi^2(k)$, X i Z niezależne

11. Twierdzenia graniczne I

- Jeśli X_1, \dots, X_n niezależne o tym samym rozkł. z $EX_i = \mu$ i $D^2(X_i) = \sigma^2$ to $E\bar{X}_n = \mu$ oraz $D^2(\bar{X}_n) = \frac{\sigma^2}{n}$
- $X_n \xrightarrow{z \text{ pr.}}^1 X$: $P(\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X) = 1$
- $X_n \xrightarrow{P} X$: $\forall \epsilon > 0, \lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - X| > \epsilon) = 0$
- $X_n \xrightarrow{z \text{ pr.}}^1 X \Rightarrow X_n \xrightarrow{P} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{D} X$
- (Silne) PWL Bernoulliego: jeśli $X_1, \dots, X_n \sim B(p)$ niezależne, to $\bar{X}_n \xrightarrow{z \text{ pr.}}^1 p$
- (Silne) PWL Chińczyzna: jeśli X_1, \dots, X_n niezależne o tym samym rozkładzie, $EX = \mu$, $D^2(X) < \infty$ to $\bar{X}_n \xrightarrow{z \text{ pr.}}^1 \mu$

12. Twierdzenia graniczne II

- Dla $U = \frac{X-EX}{D(X)}$ mamy $EU = 0$, $D^2(U) = 1$
 - $X_n \xrightarrow{D} X$: $\lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) = F_X(x)$ w każdym punkcie ciągłości F_X
 - Tw. Moivre'a-Laplace'a: jeśli $X_1, \dots, X_n \sim B(p)$ niezależnie, to $U = \frac{S_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} = \frac{\bar{X}_n - p}{\sqrt{p(1-p)}} \sqrt{n} \xrightarrow{D} Z \sim N(0, 1)$
 - Tw. Lindeberga-Levy'ego: jeśli X_1, \dots, X_n niezależne o tym samym rozkładzie, $EX = \mu$, $D^2(X) = \sigma^2$ to:
 $U = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma} \sqrt{n} \xrightarrow{D} Z \sim N(0, 1)$
 - Wniosek: jeśli $S_n \sim B(n, p)$ to S_n można przybliżyć zmienną $X \sim N(np, np(1-p))$ (warunek: $np \geq 5$ i $n(1-p) \geq 5$)
 - Funkcja tworząca momenty: $M_X(t) = E(e^{tX})$
- | rozkład X | $M_X(t)$ | rozkład X | $M_X(t)$ |
|------------------------|-----------------------------|-----------------------|---------------------------------------|
| $B(p)$ | $pe^t + 1 - p$ | $B(n, p)$ | $(pe^t + 1 - p)^n$ |
| $\text{Unif}[0, 1]$ | $\frac{e^t - 1}{t}$ (lub 1) | $\text{Exp}(\lambda)$ | $\frac{\lambda}{\lambda - t}$ |
| $\text{Pois}(\lambda)$ | $e^{\lambda(e^t - 1)}$ | $N(\mu, \sigma^2)$ | $e^{\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2}$ |
- $M_X(0) = 1$, $M_X^{(k)}(0) = E(X^k)$, $M_{aX+b}(t) = e^{bt} M_X(at)$,
 - $M_{X+Y}(t) = M_X(t)M_Y(t)$ dla X, Y - niezależne

13. Statystyka

- Estymator zgodny: $\hat{\theta} \xrightarrow{P} \theta$ (słabo), $\hat{\theta} \xrightarrow{z \text{ pr.}}^1 \theta$ (silnie)
- Estymator nieobciążony: $E(\hat{\theta}) = \theta$
- $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - (\bar{X}_n)^2$
- Nieobciążony estymator wariancji: $\hat{\sigma}_*^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$
- Nierówność Craméra-Rao: $D^2(\hat{\theta}) \geq \frac{1}{nI(\hat{\theta})}$ dla nieobciążonego $\hat{\theta}$ parametru θ , gdzie:
 $I(\theta) = E\left(\left(\frac{\partial \ln p(X)}{\partial \theta}\right)^2\right)$ (rozkł. dyskretny)
 $I(\theta) = E\left(\left(\frac{\partial \ln f(X)}{\partial \theta}\right)^2\right)$ (rozkł. ciągły)

14. Statystyka II

- Przedział ufności na poziomie ufności $1 - \alpha$:
 $P(\hat{\theta}_L \leq \theta \leq \hat{\theta}_P) = 1 - \alpha$
- Przedział ufności dla wart. oczekiwanej μ gdy $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, σ^2 znana: $[\bar{X}_n - \Delta, \bar{X}_n + \Delta]$, gdzie $\Delta = z_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$,
 $z_{1-\alpha/2} = \Phi^{-1}(1 - \alpha/2)$
- Przedział ufności dla μ gdy $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, σ^2 nieznana:
 $[\bar{X}_n - \Delta, \bar{X}_n + \Delta]$, gdzie $\Delta = t_{1-\alpha/2; n-1} \frac{\hat{\sigma}_*}{\sqrt{n}}$
- Przedział ufności dla p gdy $X \sim B(p)$: $[\hat{p} - \Delta, \hat{p} + \Delta]$, gdzie
 $\Delta = z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}$, $z_{1-\alpha/2} = \Phi^{-1}(1 - \alpha/2)$, $\hat{p} = \bar{X}_n$