Zdarzenie elementarne

Każdy możliwy wynik eksperymentu losowego nazywamy zdarzeniem elementar**nym** ω , a zbiór wszystkich możliwych wyników eksperymentu (wszystkich zdarzeń elementarnych) nazywamy **zbiorem zdarzeń** elementarnych i oznaczamy $\Omega, (\omega \in \Omega)$.

Aksjomaty prawdopodobieństwa

Dla danego zbioru zdarzeń elementarnych Ω oraz σ -ciała zdarzeń losowych \mathcal{F} , **prawdopodobieństwem** nazywamy funkcje $P: \mathcal{F} \to \mathcal{R}$ spełnia jaca:

- 1. Dla dowolnego zdarzenia losowego $A \in \mathcal{F}$. $P(A) \geqslant 0$.
- 2. $P(\Omega) = 1$.
- 3. Dla dowolnego nieskończonego ciagu zdarzeń losowych $A_1, A_2, \dots, \forall_{n \in \mathcal{N}} A_n \in \mathcal{F}$, parami rozłącznych, mamy $P(\bigcup_{n=1}^{\infty}) =$ $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n).$

Dla dowolnych zdarzeń A, B mamy $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B).$

Prawdopodobieństwo warunkowe

Prawdopodobieństwo A pod warunkiem że zaszło zdarzenie B: $P(A|B) = \frac{P(A \cup B)}{P(B)}$

Jeżeli $P(A_1 \cap \ldots \cap A_n) > 0$, to $P(A_1 \cap \ldots \cap A_n) > 0$ A_n) = $P(A_1) \prod_{i=2}^{n} P(A_i | A_1 \cap ... \cap A_{i-1}).$

Prawdopodobieństwo zupełne

Ciag zdarzeń nazywamy zupełnym, jeśli:

- 1. $\bigcup_i A_i = \Omega$,
- $2. \ \forall_{i\neq j} A_i \cap A_j = \emptyset,$
- 3. $\forall_i P(A_i) > 0$.

Twierdzenie

Jeśli zdarzenia tworzą układ zupełny, to P(X=a)=0 dla dowolnego $a\in R$ dla dowolnego zdarzenia B mamy P(B) =Własności funkcji gęstości: $\sum_{i} P(B|A_i)P(A_i)$

Regula Bayesa

Twierdzenie Niech A_i tworzą układ zupełny. Wtedy dla dowolnego zdarzenia losowego B, P(B) > 0 i dowolnego j zachodzi $P(A_j|B) = \frac{P(B|A_j)P(A_j)}{\sum_{i} P(B|A_i)P(A_i)}$

Niezależność zdarzeń

Definicja Zdarzenia sa wzajemnie niezależne $\operatorname{gdy} P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$

Jeżeli zdarzenia A i B są niezależne, to nieza-

Zdarzenia są wzajemnie niezależne jeśli $P\left(\bigcap_{i=1}^k A_{i_j}\right) = \prod_{j=1}^k P(A_{i_j}).$

Jeśli $A_1 \dots$ są zdarzeniami wzajemnie niezależnymi, to $(\bigcup_{i=1}^{n} A_i) = 1 - \prod_{i=1}^{n} (1 - P(A_i))$

Łączenie prawdopodobieństw

szeregowe: $P(A_s) = \prod_{i=1}^n p_i$ równolegie: $P(A_r) = 1 - \prod_{i=1}^{n} (1 - p_i)$

Dystrybuanta

 $F(x) = P(X \leqslant x) = P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) \leqslant x\})$ Własności:

 $\lim_{x\to-\infty} F(x) = 0$, $\lim_{x\to\infty} F(x) = 1$ niemalejaca, prawostronnie ciagła $P(a < X \leqslant b) = F(b) - F(a)$

Zmienne losowe dyskretne

p(a) = P(X = a) - funkcja prawdopodobieństwa, własności:

 $p(x) \ge 0$, $\sum_{x \in X} p(x) = 1$

Dystrybuanta dyskretna zmiennej X o nośniku χ : $F(x) = \sum_{\{x_i \in \chi : x_i \leq x\}} p(x_i)$. Przykład:

$$F(x) = \begin{cases} 0, x < 1\\ 0.4, 1 \le x < 2\\ 0.9, 2 \le x \end{cases}$$

Zmienne losowe ciagłe

 $P(X \in B) = \int_{B} f(x) dx$ $F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t) dt$ f(x) = F'(x) $P(a \leqslant X \leqslant b) = F(b) - F(a)$ $\forall_{x \in R} f(x) \ge 0, \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \, \mathrm{d}x = 1$

Funkcje zmiennych losowych

Dyskretne:

 $P(Y = y_i) = \sum_{\{x_j \in \chi: g(x_j) = y_i\}} P(X = x_j)$ Ciągłe: gęstość liniowej funkcji zm.los. $\forall_{a\neq 0}b \in Rf_{aX+b}(y) = \frac{1}{|a|}f_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$ gestość kwadratu zm.los.

$$f_{X^2}(y) = \begin{cases} 0, x \le 0\\ \frac{1}{2\sqrt{y}} \left[f_X(\sqrt{y}) + f_X(-\sqrt{y}) \right], x > 0 \end{cases}$$

leżne sa również zdarzenia A i \overline{B} , \overline{A} i B, \overline{A} i Jeśli q jest ściśle monotoniczna i różniczkowalna, to Y = g(X): $f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y))$. $\overline{|q'(q^{-1}(y))|}$

Wartość oczekiwana

Dyskretne: $E[X] = \sum_{x_i \in X} x_i \cdot P(X = x_i)$

Ciagle: $E[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$

Dla typu mieszanego o $F(x) = pF_d(x) + (1$ $p)F_c(x), E[X] = pE[X_d] + (1-p)E[X_c].$ Dla funkcji zmiennej losowej Y = g(X):

$$E[g(X)] = \begin{cases} \sum_i g(x_i) P(X=x_i), \text{ jeśli } X \text{ jest zm.los. dyskretną} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_X(x) \mathrm{d}x, \text{ jeśli } X \text{ jest zm.los. ciągłą} \end{cases}$$

Jeśli istnieje wartość oczekiwana E[X], to E[aX + b] = aE[X] + b

Momenty

Momentem rzędu n-tego względem $c \in R$ zmiennej losowej X nazywamy: $E[(X-c)^n]$ Momenty zwykłe: c = 0

Pierwszy moment: E[X]

Jeśli istnieje n-ty moment zwykły, to isnieja wszystkie momenty rzędu mniejszego od n Momenty centralne: c = E[X]

Wariancja: $V(X) = \sigma_x^2 = \sigma^2 = E[(X - \mu)^2] =$ $E[X^2] - (E[X])^2$, gdzie $\mu = E[X]$ $V(aX + b) = V(aX) = a^2V(X)$

Odchylenie standardowe: $\sigma = \sqrt{V(X)}$ Zmienna X jest standaryzowana jeśli E[X] =0 i V(X) = 1

Standaryzacja: $X^* = \frac{X - \mu}{\sigma}$

Współczynnik skośności: $\gamma_1 = E\left[\left(\frac{X-\mu}{\sigma}\right)\right] =$

 $E[(X-\mu)^3]$ $(E[(X-\mu)^2])^{3/2}$

Kurtoza: $\gamma_2 = \frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3$ Kwantyle, kwartyle

Kwantyl: $\forall_{p \in (0,1)} x_p = Q(p) = F^{-1}(p) =$ $\inf\{x \in R : p \leqslant F(x)\}$

Mediana: kwantyl $x_0.5$ rzędu 0.5.

Dolny kwartyl Q_1 - kwantyl rzędu 0.25, górny kwartyl Q_3 - kwantyl rzędu 0.75

Rozkład międzykwartylowy $IQR = Q_3 - Q_1$

Doświadczenie Bernoulliego Doświadczenie kończące się sukcesem z praw-

dopodobieństwem p lub porażka z prawdopodobieństwem 1-p.

Ciag n doświadczeń z prawd. sukcesu p oznaczamy b(n, p).

Prawdopodobieństwo uzyskania ciągu składajacego się z k sukcesów, przy założeniu niezależności: $p^k(1-p)^{n-k}$.

Prawdopodobieństwo uzyskania k sukcesów w n niezależnych doświadczeniach z $p \in [0, 1]$: $b(k; n, p) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$.

Poisson (fr. Ryba)

Dla $n \ge 25$ i $\lambda = n \cdot p \le 10$ możemy przybliżyć rozkładem Poißona: $b(k; n, p) \approx e^{-np} \frac{(np)^k}{k!}$, na przykład:

 $\sum_{k=0}^{14} b(k; 500, 0.02) \approx F(14; 500 \cdot 0.02)$, gdzie F jest dystrybuantą rozkładu Ryby, dostępna w tablicach.

Rozkłady zmiennych dyskretnych Bernoulli

1. Eksperyment składa się z n mniejszych doświadczeń, zwanych próbami, gdzie n jest ustalone i znane przed doświadczeniem. 2. Każda próba kończy się sukcesem lub porażka. 3. Próby sa niezależne.

X ma rozkład Bernoulliego jeśli

$$p(x) = P(X = x) = \begin{cases} 1 - p, & x = 0 \\ p, & x = 1 \end{cases}$$

E[X] = p, V(X) = p(1-p)

Dwumianowy, czyli dalej Bernoulli

Zmienną losową X równą liczbie sukcesów w n niezależnych doświadczeniach Bernoulliego nazywamy zmienną o rozkładzie dwumianowym z param. (n, p), oznaczamy $X \sim b(n, p)$. $P(X = k) = b(k; n, p) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$ E[X] = np, V(X) = np(1-p)

Hipergeometryczny

1. Losujemy ze zbioru N elementów. 2. Każdemu z N obiektów można przypisać sukces lub porażka (mamy M sukcesów). 3. Wybieramy n obiektów bez zwracania tak, że wybór każdego n elementowego podzbiotu ma to samo prawdopodobieństwo.

Liczba sukcesów X ma rozkład hipergeometryczny $X \sim HG(n, M, N), P(X = x) = h(x; n, M, N) = \frac{\binom{M}{x}\binom{N-M}{n-x}}{\binom{N}{x}}, E[X] =$

$$x) = h(x; n, M, N) = \frac{\binom{N}{x} \binom{N-M}{n-x}}{\binom{N}{n}}, E[X]$$

$$\frac{nM}{N}$$
, $V(X) = \left(\frac{N-n}{N-1}\right)\frac{nM}{N}\left(1 - \frac{M}{N}\right)$

Ujemny dwumianowy (Pascala)

1. Niezależne próby Bernoulliego. 2. Eksperyment kończy się w chwili uzyskania r-tego sukcesu, r ustalone.

X- Liczba porażek do uzyskania r-tego sukcesu ma rozkład ujemny dwumianowy $X \sim NB(r,p),\, nb(x;r,p) = \binom{x+r-1}{r-1}p^r(1-p)^x,\, E[X] = \frac{r(1-p)}{p},\, V(X)]\frac{r(1-p)}{p^2}$

Geometryczny

X równa liczbie porażek w ciągu niezależnych doświadczeń Bernoulliego, do uzyskania pierwszego sukcesu, ma rozkład geometryczny.

Dla
$$Y = X + 1$$
, $E[Y] = \frac{1}{p}$, $V(Y) = \frac{1-p}{p^2}$
Poisson, The Sequel

1. Istnieje $\lambda > 0$, że w dowolnie krótkim przedziałe czasowym Δt prawdop. zaobserwowania dokładnie jednego zdarzenia wynosi $\lambda \cdot \Delta t + \circ(\Delta t)$. 2.Prawdop. zaobserwowania w Δt więcej niż jednego zdarzenia wynosi $\circ(\Delta t)$. 3. Liczba zaobserwowanych zd.los. w Δt jest niezależna od liczby wcześniej zaobserwowanych zdarzeń.

Jeśli 1-3 spełnione, to $P_k(t)$, że liczba zdarzeń zaobserwowanych do chwili t jest równa k wynosi $P_k(t) = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^k}{k!}$, $E[X] = \lambda = V(X)$

Rozkłady zmiennych ciągłych Jednostajny

X ma rozkład jednostajny na $[a,b], X \sim U(a,b)$ jeśli $f(x) = \frac{1}{b-a}$ dla $x \in [a,b]$ i 0 dla pozostałych. Dla $x \in [a,b), F(x) = \frac{x-a}{b-a}$.

$$E[X] = \frac{a+b}{2}, V(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$$

Normalny

$$X \sim N(\mu, \sigma^2), f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right]$$

 $F(x) = P(X \leqslant x) = \Phi(\frac{x-\mu}{\sigma}), \text{ gdzie } \Phi \text{ patrz}$
poniżej, $E[X] = \mu, V(X) = \sigma^2$
Jeśli X ma normalny, to $Y = aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$

Standardowy normalny

$$U \sim N(0,1)$$
, gęstość: $\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2}$, $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{-t^2/2} dt$.

Wykładniczy

Własność braku pamięci: P(X > s + t | X > t) = P(X > s)

 $X \sim \exp(\lambda), f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, x \geqslant 0$ i 0 gdy Niech Z = g(X,Y). Dystrybuanta $F_Z(z) = x < 0$. $F(x) = 1 - e^{-\lambda x}, x \geqslant 0$. $P(Z \leqslant z) = \iint_{\{(x,y) \in Z\}} f(x,y) dx dy$

Gamma

Gamma Eulera: $\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx$, $\alpha > 0$.

Własności: 1. $\Gamma(\alpha+1)=\alpha\cdot\Gamma(\alpha)$ 2. $\forall_{n\in N}\Gamma(n)=(n-1)!$ 3. $\forall_{x\in(0,1)}\Gamma(x)\Gamma(1-x)=\frac{\pi}{\sin(x\pi)}$

 $X \sim \gamma(\alpha, \beta), f(x) = \frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha - 1} e^{-\beta x} \text{ dla } x \geqslant 0$ i 0 w p.p. $aX \sim \gamma(\alpha, \frac{\beta}{\alpha}), E[X] = \frac{\alpha}{\beta}, V(X) = \frac{\alpha}{\beta^2}$

Zmienne losowe dwuwymiarowe

dystrybuanta: $F(x,y) = P(X \leqslant x, Y \leqslant y)$ Własności: 1. $\lim_{x \to -\infty} F(x,y) = 0$, $\lim_{y \to -\infty} F(x,y) = 0$, $\lim_{x,y \to \infty} F(x,y) = 1$. 2. Niemalejąca ze względu na każdą ze zmiennych. 3. Prawostronnie ciągła ze względu na każdą ze zmiennych. 4. $F(x_1,y_1) + F(x_2,y_2) - F(x_1,y_2) - F(x_2,y_1) \geqslant 0$

Dyskretne

funkcja prawdop. p(x,y) = P(X = x, Y = y)Własności: 1. $p(x,y) \ge 0$ 2. $\sum_x \sum_y p(x,y) = 1$ Rozkłady brzegowe X: $p_X(x) = P(X = x) = \sum_{y \in Y} p(x,y)$, y analogicznie Zmienne X i Y są niezależne, gdy $p(x,y) = p_X(x) \cdot p_Y(y)$

Ciagle

f gęstość, jeśli: $P\{(X,Y) \in A\} = \iint_A f(x,y) dxy$ $f(x,y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u,v) du dv$ $f(x,y) \ge 0, \iint_{R^2} f(x,y) dx dy = 1$ Gęstości brzegowe X: $f_X(x) = \int_{-\infty}^\infty f(x,y) dy$, y analogicznie
Zmienne X i Y sa niezależne gdy

Zmienne X i Y są niezależne, gdy $F(x,y) = F_X(x) \cdot F_Y(y)$, co jest równoważne $f(x,y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$

Funkcje zmiennych losowych

Dyskretne:

Jeśli X_1, \ldots, X_n - niezależnie zmienne o jednakowych rozkładach Bernoulliego, to $S_n = \sum_{i=1}^n X_i \sim b(n,p)$ Jeśli $X_i \sim b(n_i,p)$, to $\sum_{i=1}^n \sim b(\sum_{i=1}^n n_i,p)$. Jeśli $X_i \sim P(\lambda_i)$, to $\sim_{i=1}^n X_i \sim P(\sum_{i=1}^n \lambda_i)$ Ciagle:

Niech Z=g(X,Y). Dystrybuanta $F_Z(z)=P(Z\leqslant z)=\int_{\{(x,y):g(x,y)\leqslant z\}}f(x,y)\mathrm{d}x\mathrm{d}y$ Gęstość sumy $Z=X+Y:f_Z(z)=\int_{-\infty}^{\infty}f(x,z-x)\mathrm{d}x,$ gdy X i Y niezależne, to $f_{X+Y}(z)=\int_{-\infty}^{\infty}f_X(x)f_Y(z-x)\mathrm{d}x$ Jeśli $X_i\sim N(\mu_i,\sigma_i^2)$ (niezależne), to $\sum_{i=1}^n\sim N(\sum_{i=1}^n,\sum_{i=1}^n\sigma_i^2)$ Jeśli $X_i\sim\gamma(\alpha_i,\beta),$ to $\sum_{i=1}^nX_i\sim\gamma(\sum_i\alpha_i,\beta)$ $E[h(X,Y)]=\sum_x\sum_yh(x,y)p(x,y)$ dla dyskretnych, $=\int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty}h(x,y)f(x,y)dxdy$ $E[aX+bY]=aE[X]+bE[Y],V(aX+bY)=a^2V(X)+b^2V(Y)+2ab\mathrm{Cov}(X,Y)$ Cov(X,Y)=E(X,Y)-E(X)E(Y) Współczynnik korelacji: $\rho_{X,Y}=\frac{\mathrm{Cov}(X,Y)}{\sigma_x\cdot\sigma_y}$

Regresja liniowa

Jeśli (X,Y) dwuwymiarowa zmienna losowa, dla której istnieją σ_X^2 , σ_Y^2 oraz Cov, to $E\{[Y-(aX+b)]^2\}$ osiąga minimum gdy $a=\rho_{XY}\frac{\sigma_Y}{\sigma_X}$ oraz $b=m_Y-am_X$ tzn. funkcja regresji zmiennej Y przy X=x jest równa $\frac{y-m_Y}{\sigma_Y}=\rho_{XY}\frac{x-m_X}{\sigma_X}$

Przybliżenie rozkładów

Przybliżenie normalne

$$P(S_n \leq x) \approx \Phi(\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}}), \text{ gdzie } E[x_i] = \mu, V(X_i) = \sigma^2, n \geq 50$$

Rozkładu dwumianowego rozkładem normalnym

Jeśli $S_n \sim b(n, p), n \ge 25, n \ge 5, n(1-p) \ge$ 5, to $P(S_n \le x) \approx \Phi\left(\frac{x+0.5-np}{\sqrt{np(1-p)}}\right)$

Rozkładu Poissona

$$F(k;\lambda) \approx \Phi\left(\frac{k+0.5-\lambda}{\sqrt{\lambda}}\right), \ \lambda > 10$$

Statystyka

Rozstęp $R = \max\{x_1, \dots, x_n\} - \min\{x_1, \dots, x_n\}$

Średnia:

dla danych niepogrupowanych (naprawdę musisz to sprawdzać?)

dla danych pogrupowanych: $\overline{x} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{k} n_j \overline{x_j}$ Wariancja: niepogrupowane: $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x}_n)^2$ pogrupowane: $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^{k} n_j (\overline{x_j} - \overline{x_n})^2$