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-

leżne sa również zdarzenia A i \overline{B} , \overline{A} i B, \overline{A} i Jeśli q jest ściśle monotoniczna i różniczko-

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 $P(a < X \le b) = F(b) - F(a)$

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.

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

walna, 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 nMomenty 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 prawdopodobieństwem 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 $X \sim HG(n, M, N), P(X = x) = h(x; n, M, N) = \frac{\binom{M}{x}\binom{N-M}{n-x}}{\binom{N}{x}}, E[X] =$

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

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

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 przedziale 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

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

 $F(x)=P(X\leqslant x)=\Phi(\frac{x-\mu}{\sigma}),$ gdzie Φ 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

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

Wykładniczy

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

$$X \sim \exp(\lambda), f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, x \geqslant 0 \text{ i } 0 \text{ gdy}$$

 $x < 0. F(x) = 1 - e^{-\lambda x}, x \geqslant 0.$

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. $\forall_{x\in(0,1)}\Gamma(x)\Gamma(1-x)=\frac{\pi}{\sin(x\pi)}$

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

 $aX \sim \gamma(\alpha, \frac{\beta}{a}), E[X] = \frac{\alpha}{\beta}, V(X) = \frac{\alpha}{\beta^2}$