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 funkcję $P: \mathcal{F} \to \mathcal{R}$ 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 $A_1, A_2, \ldots, \forall_{n \in \mathcal{N}} A_n \in \mathcal{F}$, parami rozłącznych, mamy $P(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n) =$ $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n).$

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

Twierdzenie

Jeśli zdarzenia tworzą układ zupełny, to $F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t) dt$ dla dowolnego zdarzenia B mamy P(B) = f(x) = F'(x) $\sum_{i} P(B|A_i)P(A_i)$

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 sa niezależne, to niezależne są również zdarzenia A i \overline{B} , \overline{A} i B, \overline{A} i

 $P\left(\bigcap_{j=1}^k A_{i_j}\right) = \prod_{j=1}^k P(A_{i_j}).$

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

Łaczenie prawdopodobieństw

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

Dvstrvbuanta

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

 $\lim_{x\to-\infty} F(x) = 0$, $\lim_{x\to\infty} F(x) = 1$ niemalejąca, prawostronnie ciągła. $P(a < X \le b) = F(b) - F(a)$

Zmienne losowe dyskretne

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

 $p(x) \geqslant 0, \sum_{x \in X} p(x) = 1$ Dystrybuanta dyskretna zmiennej X o nośniku χ : $F(x) = \sum_{\{x_i \in \chi: x_i \leq x\}} p(x_i)$. Przykład:

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

Zmienne losowe ciągłe

 $P(X \in B) = \int_B f(x) dx$ $P(a \le X \le b) = F(b) - F(a)$ P(X=a)=0 dla dowolnego $a\in R$ Własności funkcji gęstości: $\forall_{x \in R} f(x) \ge 0, \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) \, \mathrm{d}x = 1$

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.

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

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): $E[g(X)] = \sum_{i} g(x_i)P(X = x_i)$ jeśli X jest zm.los. dyskretną, E[g(X)] = $\int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_X(x) dx$, jeśli X jest zm.los. ciągłą. 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 istnieja 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: $X^* = \frac{X - \mu}{2}$

Współczynnik skośności:

$$\gamma_1 = E\left[\left(\frac{X-\mu}{\sigma}\right)^3\right] = \frac{\mu_3}{\sigma^3} = \frac{E[(X-\mu)^3]}{(E[(X-\mu)^2])^{3/2}}$$

Kurtoza: $\gamma_2 = \frac{\mu_4}{4} - 3$ Kwantvle, kwartvle

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 rzedu 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 porażką z prawdopodobieństwem 1-p.

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

Prawdopodobieństwo uzyskania ciagu składającego 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: $b(k; n, p) \approx e^{-np} \cdot \frac{(np)^k}{n!}$, na przykład:

 $\sum_{k=0}^{14} \dot{b}(k; 500, 0.02) \approx F(14; 500 \cdot 0.02), \text{ gdzie}$ F jest dystrybuantą rozkładu Ryby, dostępną 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

Zmienna losowa X równa 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 podzbioru ma to samo prawdopodobieństwo.

Liczba sukcesów X ma rozkład hiperge- $U \sim N(0,1)$, gęstość: $\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}x^2}$, Jeśli X_1, \ldots, X_n - niezależnie zmienne musisz to sprawdzać?) ometryczny $X \sim HG(n, M, N)$ $P(X = \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{-t^2/2} dt$. $x) = h(x; n, M, N) = \frac{\binom{M}{x}\binom{N-M}{n-x}}{\binom{N}{x}}, E[X] =$ **Wykładniczy** $\frac{nM}{N}$, $V(X) = \left(\frac{N-n}{N-1}\right) \frac{nM}{N} \left(1 - \frac{M}{N}\right)$

Ujemny dwumianowy (Pascala)

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

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

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

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 $\lambda \cdot \Delta t + o(\Delta t)$. 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 $x \in [a, b), F(x) = \frac{x-a}{b-a},$ dla x < a F(x) = 0, dla $x \ge b F(x) = 1$ $E[X] = \frac{a+b}{2}, V(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$

Normalny

 $X \sim N(\mu, \sigma^2), f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right]$ $F(x) = P(X \le x) = \Phi(\frac{x-\mu}{\sigma})$, gdzie Φ patrz Zmienne X i Y są niezależne, gdy 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

Własność braku pamięci: P(X > s + t | X >t) = P(X > s) $X \sim \exp(\lambda), f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, x \geqslant 0 \text{ i } 0 \text{ gdv}$ x < 0. $F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$, $x \ge 0$.

Gamma

Gamma Eulera:

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

Własności:

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

Zmienne losowe dwuwymiarowe

dystrybuanta: $F(x,y) = P(X \le x, Y \le y)$ 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. $F(x_1, y_1) + F(x_2, y_2) - F(x_1, y_2) - F(x_2, y_1) \ge$

Dyskretne

funkcja prawdop. p(x, y) = P(X = x, Y = y)Własności: 1. $p(x,y) \ge 0$ 2. $\sum_{x} \sum_{y} p(x,y) =$

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 gestość, jeśli: $P\{(X,Y) \in A\}$ $\iint_{\Lambda} f(x,y) dxdy$ $F(x,y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} f(u,v) du dv$ $f(x,y) \geqslant 0$, $\iint_{\mathbb{R}^2} f(x,y) dx dy = 1$ Gęstości brzegowe X: $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy$, y analogicznie

 $F(x,y) = F_X(x) \cdot F_Y(y)$, co jest równoważne $f(x,y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$

Funkcje zmiennych losowych

Dyskretne:

to $S_n = \sum_{i=1}^n X_i \sim B(n,p)$, wtedy $\overline{x} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k n_j \overline{x_j}$ $P(S_n \leqslant s) = \sum_{k=0}^s \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$ Wariancja: niepogrupowane: Jeśli $X_i \sim b(n_i,p)$, to $\sum_{i=1}^n X_i \sim s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \overline{x}_n)^2$ $\begin{array}{ll} b(\sum_{i=1}^n n_i, p). & \text{pogrupowane na k klas:} \\ \text{Jesli } X_i \sim P(\lambda_i), \text{ to } \sum_{i=1}^n X_i \sim P(\sum_{i=1}^n \lambda_i) & s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^k n_j (\overline{x_j} - \overline{x_n})^2 \end{array}$ Niech Z = g(X,Y). Dystrybuanta $F_Z(z) =$ $P(Z \le z) = \iint_{\{(x,y):g(x,y)\le z\}} f(x,y) dx dy$ Gestość sumy $Z = X + Y : f_Z(z) =$ $\int_{-\infty}^{\infty} f(x,z-x) dx$, gdy X i Y niezależne, to $f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(z-x) dx$ Jeśli $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$ (niezależne), to $\sum_{i=1}^{n} X_i \sim N(\sum_{i=1}^{n} \mu_i, \sum_{i=1}^{i} \sigma_i^2)$ Jeśli $X_i \sim \gamma(\alpha_i, \beta)$, to $\sum_{i=1}^{n} X_i \sim \gamma(\sum_i \alpha_i, \beta)$ $=\sum_{x}\sum_{y}h(x,y)p(x,y)$ E[h(X,Y)]dyskretnych, $E[h(\mathring{X}, Y)]$ $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} h(x,y)f(x,y)dxdy$ dla ciągłych. E[aX + bY] = aE[X] + bE[Y], V(aX + bY) = $a^2V(X) + b^2V(Y) + 2abCov(X,Y)$ Cov(X,Y) = E[XY] - E[X]E[Y]Współczynnik korelacji: $\rho_{X,Y} = \frac{\text{Cov}(X,Y)}{1}$

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

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

Rozkładu dwumianowego rozkładem normalnym

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

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

Statystyka

 $\max\{x_1,\ldots,x_n\}$ -Rozstęp R $\min\{x_1,\ldots,x_n\}$ Srednia:

dla danych niepogrupowanych (naprawdę

o jednakowych rozkładach Bernoulliego, dla danych pogrupowanych na k klas: