#### Zdarzenie elementarne

Każdy możliwy wynik eksperymentu losowego nazywamy **zdarzeniem elementarnym**  $\omega$ , 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  $\Omega$  oraz  $\sigma$ -ciała zdarzeń losowych  $\mathcal{F}$ , **prawdopodobieństwem** nazywamy funkcję  $P: \mathcal{F} \to \mathcal{R}$  spełniającą:

- 1. Dla dowolnego zdarzenia losowego  $A \in \mathcal{F}$ ,  $P(A) \ge 0$ .
- 2.  $P(\Omega) = 1$ .
- 3. Dla dowolnego nieskończonego ciągu 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  $B\colon P(A|B) = \frac{P(A\cup B)}{P(B)}$ . Jeżeli  $P(A_1\cap\ldots\cap A_n)>0$ , to  $P(A_1\cap\ldots\cap A_n)=P(A_1)\prod_{i=2}^n P(A_i|A_1\cap\ldots\cap A_{i-1})$ .

# Prawdopodobieństwo zupełne

Ciąg 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 dla dowolnego zdarzenia B mamy  $P(B) = \sum_i P(B|A_i)P(A_i)$ 

# 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 są wzajemnie niezależne gdy  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$ Jeżeli zdarzenia A i B są niezależne, to niezależne są również zdarzenia A i  $\overline{B}$ ,  $\overline{A}$  i B,  $\overline{A}$  i  $\overline{B}$ .

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

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

# Łączenie prawdopodobieństw

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

#### Dystrybuanta

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

Własności:

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

### Zmienne losowe dyskretne

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

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

Dystrybuanta dyskretna zmiennej X o nośniku  $\chi$ :  $F(x) = \sum_{\{x_i \in \chi: x_i \leqslant x\}} p(x_i)$ . 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) =  $\int_B f(x) dx$   $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$  f(x) = F'(x)  $P(a \le X \le b) = F(b) - F(a)$  P(X = a) = 0 dla dowolnego  $a \in R$ Własności funkcji gęstości:  $\forall_{x \in R} f(x) \ge 0, \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$ 

# 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.  $\forall_{a \neq 0} b \in Rf_{aX+b}(y) = \frac{1}{|a|} f_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$ gęstość kwadratu zm.los.

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

Jeśli g jest ściśle monotoniczna i różniczkowalna, to Y = g(X):  $f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \cdot \frac{1}{|g'(g^{-1}(y))|}$ 

#### Wartość oczekiwana

Dyskretne:  $E[X] = \sum_{x_i \in X} x_i \cdot P(X = x_i)$ Ciągłe:  $E[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$ 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 istnieją 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:

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

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 porażką z prawdopodobieństwem 1-p.

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

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

 $\sum_{k=0}^{14} b(k;500,0.02) \approx F(14;500\cdot 0.02),$ gdzie Fjest 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 porażką. 3. Próby są niezależne.

 $\boldsymbol{X}$ 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 zmienna 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 hipergeometryczny  $X \sim HG(n, M, N) P(X =$  $(x) = h(x; n, M, N) = \frac{\binom{M}{x} \binom{N-M}{n-x}}{\binom{N}{x}}, E[X] = \frac{(M)(N-M)}{(N)}$  $\frac{nM}{N}$ ,  $V(X) = \left(\frac{N-n}{N-1}\right) \frac{nM}{N} \left(1 - \frac{M}{N}\right)$ 

#### 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  $X \sim NB(r,p), nb(x;r,p) = {x+r-1 \choose r-1}p^r(1-r)$  $p)^x$ ,  $E[X] = \frac{r(1-p)}{p}$ ,  $V(X)\frac{r(1-p)}{p^2}$ Geometryczny

X równa liczbie porażek w ciagu niezależ- 1.  $\Gamma(\alpha+1) = \alpha \cdot \Gamma(\alpha)$ nych 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  $\Delta t$  prawdop. zaobserwowania dokładnie jednego zdarzenia wynosi  $\lambda \cdot \Delta t + o(\Delta t)$ . 2.Prawdop. zaobserwowania w  $\Delta t$  więcej niż jednego zdarzenia wynosi  $\circ(\Delta t)$ . 3. Liczba zaobserwowanych zd.los. w  $\Delta t$  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  $P_k(t) = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^k}{k!}, E[X] = \lambda =$ 

### 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  $\Phi$  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)

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

- 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  $x \ge 0$  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:  $F(x,y) = P(X \le x, Y \le y)$ 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.  $F(x_1, y_1) + F(x_2, y_2) - F(x_1, y_2) F(x_2, y_1) \geqslant 0$ 

#### Dyskretne

funkcja prawdop. p(x,y) = P(X = x, Y =**Regresja liniowa** Własności: 1. p(x,y) $\sum_{x} \sum_{y} p(x, y) = 1$ Rozkłady brzegowe X:  $p_X(x) = P(X = \text{gdy } a = \rho_{XY} \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} \text{ oraz } b = m_Y - am_X \text{ tzn.}$  $x) = \sum_{y \in Y} p(x, y)$ , y analogicznie Zmienne X i Y są niezależne, gdy równa  $\frac{y-m_Y}{\sigma_Y} = \rho_{XY} \frac{x-m_X}{\sigma_X}$  $p(x,y) = p_X(x) \cdot p_Y(y)$ Ciagle

f gęstość, jeśli:  $P\{(X,Y) \in A\} = P(S_n \leqslant x) \approx \Phi(\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}})$ , gdzie  $E[x_i] = \frac{1}{\sigma\sqrt{n}}$  $\iint_{\Lambda} f(x,y) dxdy$  $F(x,y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} f(u,v) du dv$  $f(x,y) \geqslant 0, \iint_{\mathbb{R}^2} f(x,y) dx dy = 1$ Gęstości brzegowe X:  $f_X(x)$  $\int_{-\infty}^{\infty} f(x,y) dy$ , y analogicznie 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  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i \sim B(n, p)$ , wtedy  $P(S_n \le s) = \sum_{k=0}^n {n \choose k} p^k (1 - p)^{n-k}$ Jeśli  $X_i \sim b(n_i, p)$ , to  $\sum_{i=1}^n X_i \sim$  $b(\sum_{i=1}^n n_i, p)$ Jeśli  $X_i \sim P(\lambda_i)$ , to  $\sum_{i=1}^n X_i \sim P(\sum_{i=1}^n \lambda_i)$ Niech Z = g(X, Y). Dystrybuanta  $F_Z(z) =$  $P(Z \le z) = \iint_{\{(x,y): q(x,y) \le z\}} f(x,y) dx dy$ Gęstość 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  $\sum_{i=1}^n X_i \sim N(\sum_{i=1}^n \mu_i, \sum_{i=1}^n \sigma_i^2)$  Jeśli  $X_i \sim \gamma(\alpha_i, \beta)$ , to  $\sum_{i=1}^n X_i \sim$  $\gamma(\sum_i \alpha_i, \beta)$ E[h(X,Y)]=  $\sum_{x} \sum_{y} h(x,y) p(x,y)$ dyskretnych, E[h(X,Y)] $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} h(x,y) f(x,y) dx dy \text{ dla ciągłych.}$ E[aX + bY] = aE[X] + bE[Y], V(aX +

 $bY = a^2V(X) + b^2V(Y) + 2ab\operatorname{Cov}(X,Y)$ 

Współczynnik korelacji:  $\rho_{X,Y} = \frac{\text{Cov}(X,Y)}{\sigma_x \cdot \sigma_y}$ 

Cov(X, Y) = E[XY] - E[X]E[Y]

Jeśli (X,Y) dwuwymiarowa zmienna lo-0 2. sowa, dla której istnieją  $\sigma_X^2$ ,  $\sigma_Y^2$  oraz Cov, to  $E\{[Y - (aX + b)]^2\}$  osiąga minimum funkcja regresji zmiennej Y przy X = x jest

#### Przybliżenie rozkładów Przybliżenie normalne

 $\mu, V(X_i) = \sigma^2, n \geq 50$ 

#### Rozkładu dwumianowego rozkładem normalnym

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

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

#### Statystyka

Rozstep  $R = \max\{x_1, \dots, x_n\}$  - $\min\{x_1,\ldots,x_n\}$ Średnia:

dla danych niepogrupowanych (naprawde musisz to sprawdzać?)

dla danych pogrupowanych na k klas:  $\overline{x} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{k} n_j \overline{x_j}$ 

Wariancja: niepogrupowane:  $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x}_n)^2$ 

pogrupowane na k klas:  $s^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^{k} n_{j} (\overline{x_{j}} - \overline{x_{n}})^{2}$