

$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$   
 $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$  nezávislost  
 $P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{P(A) \cdot P(B)}{P(A)} = P(B)$   
 $P(X=x_k) = \sum_{i=1}^n P(A_i) \cdot P(B_i)$   
 Graf distribuční funkce:  $P(X \leq x)$   
 Graf pravděpodobnostní funkce:  $P(x)$   
 $\text{var}(X) = E(X - EX)^2 = EX^2 - (EX)^2$

normalizační podmínka  
 $\sum_{k=1}^n P(X=x_k) = 1$   
 $\int_{-\infty}^{\infty} f_X(u) du = 1$   
 $EX = E(aX + b) = aEX + b$   
 $\text{var } Y = \text{var}(aX + b) = a^2 \text{var}(X)$   
 $E(aX + bY) = aEX + bEY$

$P(X \in x_1 \cap Y \in y_1) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(u,v) du dv$

- Bernoulliho rozdělení**,  $0 \leq p \leq 1$ ,  $X \sim \text{Be}(p)$ :  
(Jeden hod nevyváženou mincí.)  
 $P(X=1) = p$ ,  $P(X=0) = 1-p$ ,  $EX = p$ ,  $\text{var } X = p(1-p)$
- Binomické rozdělení**,  $0 \leq p \leq 1$ ,  $X \sim \text{Bi}(n, p)$ :  
(Počet hlav v  $n$  hodech nevyváženou mincí.)  
 $P(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$ ,  $EX = np$ ,  $\text{var } X = np(1-p)$
- Geometrické rozdělení**,  $0 < p < 1$ ,  $X \sim \text{Geom}(p)$ :  
(Počet hodů nevyváženou mincí, než padne první hlava.)  
 $P(X=k) = (1-p)^{k-1} p$ ,  $k = 1, 2, \dots$ ,  $EX = \frac{1}{p}$ ,  $\text{var } X = \frac{1-p}{p^2}$
- Poissonovo rozdělení**,  $\lambda > 0$ ,  $X \sim \text{Poisson}(\lambda)$ :  
(V jistém smyslu aproximace binomického.)  
 $P(X=k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$ ,  $k = 0, 1, 2, \dots$ ,  $EX = \text{var } X = \lambda$

- Rovnoměrné rozdělení**  $X \sim \text{Unif}(a, b)$ :  
 $f_X(x) = \frac{1}{b-a}$ ,  $x \in [a, b]$ ,  $EX = \frac{a+b}{2}$ ,  $\text{var}(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$
- Exponenciální rozdělení** s parametrem  $\lambda > 0$ ,  $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ :  
 $f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x}$ ,  $x \in [0, +\infty)$ ,  $EX = \frac{1}{\lambda}$ ,  $\text{var}(X) = \frac{1}{\lambda^2}$
- Normální (Gaussovo) rozdělení** s parametry  $\mu \in \mathbb{R}$  a  $\sigma^2 > 0$ ,  
 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ :  
 $f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$ ,  $x \in \mathbb{R}$ ,  $EX = \mu$ ,  $\text{var}(X) = \sigma^2$

$Z_n = \frac{S_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}$   
 $Z_n = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}}$   
 $S_n$  = součet =  $\sum X_i$   
 $\bar{X}_n$  = průměr =  $(1/n) \cdot S_n$   
 $ES_n = n\mu$   
 $\text{var } S_n = n\sigma^2$   
 $\Phi(-a) = 1 - \Phi(a)$   
 $\Phi(a) = x$   
 když  $x$  nebude v tabulkách  
 tak se musí prepsat na  
 $\Phi(-a) = 1 - x$

$\sigma$  = směrodatná odchylka  
 $\mu$  = střední hodnota  
 $\sigma^2$  = var  $X$  = rozptyl

Diskrétní náhodná veličina $X$	Spojitá náhodná veličina $X$	Diskrétní veličiny $X$ a $Y$	Spojité veličiny $X$ a $Y$	Diskrétní veličiny $X$ a $Y$	Spojité veličiny $X$ a $Y$
Pravděpodobnostní funkce $P(X=x)$	Hustota pravděpodobnosti $f_X(x)$	Distribuční funkce $F_{X,Y}(x,y) = P\{(X \leq x) \cap (Y \leq y)\}$	Distribuční funkce $F_{X,Y}(x,y) = P\{(X \leq x) \cap (Y \leq y)\}$	Sdružená hustota $P\{(X,Y)=(x,y)\}$	Sdružená hustota $f_{X,Y}(x,y)$
Distribuční funkce $F(x) = \sum_{x_i \leq x} P(X=x_i)$	Distribuční funkce $F(x) = \int_{-\infty}^x f_X(u) du$	Sdružená hustota $P\{(X,Y)=(x,y)\}$	Sdružená hustota $f_{X,Y}(x,y)$	Podmíněná hustota $X$ za podmínky $Y=y$ : $\text{podmíněné rozdělení}$ $P(X=x Y=y) = \frac{P\{(X,Y)=(x,y)\}}{P(Y=y)}$	Podmíněná hustota $X$ za podmínky $Y=y$ : $\text{podmíněné rozdělení}$ $f_{X Y}(x y) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)}$
Pravděpodobnost $X \in A$ $P(X \in A) = \sum_{x_i \in A} P(X=x_i)$	Pravděpodobnost $X \in A$ $P(X \in A) = \int_A f_X(u) du$	Marginální hustota $X$ = marginální rozdělení $P(X=x) = \sum_y P\{(X,Y)=(x,y)\}$	Marginální hustota $X$ = marginální rozdělení $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x,y) dy$	Normalizace podmíněné hustoty: $\sum_k P(X=x_k Y=y) = 1$	Normalizace podmíněné hustoty: $\int_{-\infty}^{\infty} f_{X Y}(x y) dx = 1$
Střední hodnota $X$ $EX = \sum_k x_k P(X=x_k)$	Střední hodnota $X$ $EX = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx$	Nezávislost $X$ a $Y$ $P\{(X,Y)=(x,y)\} = P(X=x)P(Y=y)$	Nezávislost $X$ a $Y$ $f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$	Podmíněná střední hodnota $X$ za podmínky $Y=y$ : $\text{max } x$ $E(X Y=y) = \sum_k x_k P(X=x_k Y=y)$	Podmíněná střední hodnota $X$ za podmínky $Y=y$ : $\text{max } x$ $E(X Y=y) = \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X Y}(x y) dx$
Střední hodnota $g(X)$ $Eg(X) = \sum_k g(x_k) P(X=x_k)$	Střední hodnota $g(X)$ $Eg(X) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(x) dx$	Střední hodnota $Eg(X,Y)$ $\sum_{k,l} g(x_k, y_l) P\{(X,Y)=(x_k, y_l)\}$	Střední hodnota $Eg(X,Y)$ $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x,y) f_{X,Y}(x,y) dx dy$	Střední hodnota $X$ : $E(X) = \sum_k E(X Y=y_k) P(Y=y_k)$	Střední hodnota $X$ : $E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} E(X Y=y) f_Y(y) dy$
Rozptyl $X$ $\text{var}(X) = E(X - EX)^2 = EX^2 - (EX)^2$	Rozptyl $X$ $\text{var}(X) = E(X - EX)^2 = EX^2 - (EX)^2$	Pro nezávislé $X$ a $Y$ $E(XY) = EXEY$	Pro nezávislé $X$ a $Y$ $E(XY) = EXEY$	Lineární střední hodnoty $E(aX + bY) = aEX + bEY$	Lineární střední hodnoty $E(aX + bY) = aEX + bEY$

**Vyberová kovariance**  
 $s_{X,Y} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)(Y_i - \bar{Y}_n)$   
 $= \frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n X_i Y_i - n \bar{X}_n \bar{Y}_n \right)$   
**Vyberový korelační koeficient**  
 $r_{X,Y} = r = \frac{s_{X,Y}}{s_X s_Y}$   
**kovariance**  $\text{cov}(X,Y) = E[(X-EX)(Y-EY)] = E[XY] - EXEY$   
**korelační koeficient**  $\rho(X,Y) = \frac{\text{cov}(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{\text{cov}(X,Y)}{\sqrt{\text{var } X} \sqrt{\text{var } Y}}$   
 $X$  a  $Y$  jsou nekorelované  $\Leftrightarrow \text{cov}(X,Y) = 0$   
 $X$  a  $Y$  jsou nezávislé  $\Rightarrow X$  a  $Y$  jsou nekorelované  
 $EXY =$  když tabulka tak index( $X$ )\*index( $Y$ )\*pst

$Y_i = a + \beta x_i + \varepsilon_i$   
 $\hat{Y}_i = a + b \cdot x_i$  = závislost  $y$  na  $x$   
 $b = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)(Y_i - \bar{Y}_n)}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2} = \frac{s_{X,Y}}{s_X^2} = r_{X,Y} \frac{s_Y}{s_X}$   
 $a = \bar{Y}_n - b \bar{x}_n$   
**kvadratickou regresi si prevedeme na lineární**  
 $\begin{bmatrix} X & X^2 \\ Y & Y^2 \end{bmatrix}$  chceme  $y_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_i^2 + \varepsilon_i$   
 prevedeme na:  
 $\begin{bmatrix} Z & X^2 \\ Y & Y^2 \end{bmatrix}$   $y_i = \alpha_0 + \alpha_1 Z_i + \varepsilon_i$

**závislost  $x$  na  $y$**   
 $\hat{X}_i = a + b \cdot y_i$   
 $b = \frac{s_{X,Y}}{s_Y^2}$   
 $a = \bar{X}_n - b \bar{y}_n$   
**součinnové pravidlo**  
 $[fg]' = f'g + fg'$   
**podílové pravidlo**  
 $\left[ \frac{f}{g} \right]' = \frac{f'g - fg'}{g^2}$   
 $(a^x)' = a^x \cdot \ln(a)$   
 $a^2 + b^2 = (a+b)^2 - 2ab = (a-b)^2 + 2ab$   
 $a^2 - b^2 = (a-b) \cdot (a+b)$   
 $a^3 + b^3 = (a+b) \cdot (a^2 - ab + b^2)$   
 $a^3 - b^3 = (a-b) \cdot (a^2 + ab + b^2)$

- Výběrový průměr**  
 $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  = odhad střední hodnoty
  - Výběrový rozptyl**  
 $s_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 = \left( \frac{1}{(n-1)} \right) \cdot (\sum X_i^2 - n \bar{X}_n^2)$
  - Výběrová směrodatná odchylka**  
 $s_n = \sqrt{s_n^2}$
  - k-tý výběrový moment**  
 $m_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$
- odhad parametru je nestranný když  $E\hat{\theta}_n(X_1, \dots, X_n) = \theta$ , pro všechna  $\theta \in \Theta$ .  
 odhad parametru je konzistentní  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\hat{\theta}_n(X_1, \dots, X_n) - \theta| \geq \epsilon) = 0$ .  
 pro každé  $\epsilon > 0$  a  $\theta \in \Theta$   
 intervalový odhad pro střední hodnotu  
 oboustranný  
 známe rozptyl  $\Rightarrow$  normální rozdělení  
 $(L,U) = \left( \bar{X}_n - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X}_n + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$   
 neznáme rozptyl  $\Rightarrow$  studentovo rozdělení  
 $(L,U) = \left( \bar{X}_n - t_{\alpha/2, n-1} \frac{s_n}{\sqrt{n}}, \bar{X}_n + t_{\alpha/2, n-1} \frac{s_n}{\sqrt{n}} \right)$   
 jednostranný  
 $(-\infty, +\infty)$   
 $\alpha$  místo  $\alpha/2$   
 intervalový odhad pro rozptyl  
 oboustranný  
 $(L,U) = \left( \frac{(n-1)s_n^2}{\chi_{\alpha/2, n-1}^2}, \frac{(n-1)s_n^2}{\chi_{1-\alpha/2, n-1}^2} \right)$   
 jednostranný  
 $(0, +\infty)$   
 $\alpha$  místo  $\alpha/2$

- Hladina významnosti  $\alpha$   
 Chceme aby  $P(\text{zamítnuto } H_0 | H_0 \text{ platí}) \leq \alpha$   
  - Zamítneme  $H_0$ , ačkoli platí – **chyba prvního druhu**.
  - Nezamítneme  $H_0$ , ačkoli neplatí (platí  $H_A$ ) – **chyba druhého druhu**.
 Pro test na hladině významnosti  $\alpha$  potřebujeme 1 -  $\alpha$  interval spolehlivosti  
 alternativa je 'větší než'  $\Rightarrow$  jednostranný horní interval spolehlivosti (neco,  $+\infty$ )  
 alternativa je 'menší než'  $\Rightarrow$  jednostranný dolní interval spolehlivosti ( $-\infty$ , neco)  
 alternativa je obousměrná  $\Rightarrow$  obousměrný interval
- momentová metoda**  
 1) teoretické momenty (EX)  
 2) vyjádření parametru  
 3) teoretické momenty nahradíme výběrovými momenty  
 $E(X^k) = \begin{cases} \sum_{i=1}^n x_i^k P(X=x_i) & \text{pro } X \text{ diskrétní,} \\ \int_{-\infty}^{\infty} x^k f_X(x) dx & \text{pro } X \text{ spojitou.} \end{cases}$   
 $\widehat{EX^k} = m_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$   $\hat{\mu}_k = \frac{1}{\hat{\mu}_n} = \frac{1}{\mu_a}$   
**metoda maximální verohodnosti**  
 1) definujeme verohodnostní funkci  
 $L(\theta) = \prod_{i=1}^n f_{\theta}(x_i)$  pro spojitě rozdělení  
 $L(\theta) = \prod_{i=1}^n P_{\theta}(X_i = x_i)$  pro diskrétní rozdělení  
 2) hledáme parametr pro který je  $L(\theta)$  maximální  
 2a) často se vyplatí hledat pomocí  $\ell(\theta) = \ln(L(\theta))$   
 2b) max: derivace  $\ell'(\theta) = 0$  (derivace podle parametru)  
 $\ln(\prod(d)) = \sum(\ln(d))$