

TEORIE NUTNÁ KE ZVLÁDnutí CvičENí 10

Součty náhodných veličin

Jsou-li X_1, \dots, X_n náhodné veličiny a a_1, \dots, a_n reálná čísla, pak (za předpokladu, že obě strany existují)

$$\mathbb{E} \sum_{i=1}^n a_i X_i = \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{E} X_i$$

$$\text{var} \sum_{i=1}^n X_i = \sum_{i=1}^n a_i^2 \text{var} X_i + \sum_{i \neq j} a_i a_j \text{cov}(X_i, X_j)$$

Věta (Centrální limitní věta). Máme posloupnost X_1, X_2, \dots nezávislých, stejně rozdělených náhodných veličin, pro které je $0 < \text{var} X_1 < \infty$. Pak

$$\mathbb{P} \left(\frac{\sum_{i=1}^n X_i - n \mathbb{E} X_1}{\sqrt{n} \sqrt{\text{var} X_1}} \leq x \right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \Phi(x), \quad x \in \mathbb{R}.$$

Věta (Slabý zákon velkých čísel). Máme posloupnost X_1, X_2, \dots nezávislých, stejně rozdělených náhodných veličin s konečnou střední hodnotou $\mathbb{E} X_1 = \mu$ a konečným rozptylem. Pak

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{p} \mu$$

Věta (Věta o spojitě transformaci). Jestliže pro posloupnost náhodných veličin $\{Y_n\}_{n \geq 1}$ a $a \in \mathbb{R}$ platí $Y_n \xrightarrow{p} a$ a g je spojitá funkce, pak

$$g(Y_n) \xrightarrow{p} g(a).$$

Přehled momentů základních rozdělení

Název	Hodnoty	Rozdělení	Střední hodnota	Rozptyl
Alternativní <i>Alt(p)</i>	$\{0, 1\}$	$p_1 = p, p_0 = 1 - p$	p	$p(1 - p)$
Binomické <i>Bi(n, p)</i>	$\{0, \dots, n\}$	$p_k = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$	np	$np(1 - p)$
Poissonovo <i>Poiss(λ)</i>	$\{0, 1, 2, \dots\}$	$p_k = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$	λ	λ
Hypergeometrické <i>Hg(N, K, n)</i>	$\{\max(0, K - N + n), \dots, \min(n, K)\}$	$p_k = \frac{\binom{K}{k} \binom{N-K}{n-k}}{\binom{N}{n}}$	$n \frac{K}{N}$	$n \frac{K}{N} \frac{N-K}{N} \frac{N-n}{N-1}$
Rovnoměrné <i>R(a, b)</i>	$[a, b]$	$f_X(x) = \frac{1}{b-a}, x \in [a, b]$ $= 0$ jinak	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
Exponenciální <i>Exp(λ)</i>	$[0, \infty)$	$f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x}, x \geq 0$ $= 0$ jinak	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$
Normální <i>N(μ, σ²)</i>	\mathbb{R}	$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}},$ $x \in \mathbb{R}$	μ	σ^2