

Příklad (2.1)

Spočítejte rozptyl Beta rozdělení s parametry $a, b > 0$.

┌

Řešení

Využijeme toho, že $\text{var } X = \mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}X)^2$. Z přednášky víme, že $\mathbb{E}X = \frac{a}{a+b} \cdot \mathbb{E}(X^2)$ spočítáme pomocí hustoty $f_X(s) = \frac{1}{B(a,b)} s^{a-1} \cdot (1-s)^{b-1} \cdot 1_{[0,1]}(s)$ jako:

$$\int_{\mathbb{R}} s^2 f_X(s) ds = \frac{1}{B(a,b)} \cdot \int_0^1 s^{a+1} (1-s)^{b-1} ds = \frac{B(a+2, b)}{B(a, b)} = \frac{a+1}{a+1+b} \frac{a}{a+b} \cdot \frac{B(a, b)}{B(a, b)}.$$

$$\begin{aligned} \text{var } X &= \frac{a(a+1)}{(a+b)(a+b+1)} - \left(\frac{a}{a+b} \right)^2 = \frac{a(a+1)(a+b) - a^2(a+b+1)}{(a+b+1) \cdot (a+b)^2} = \\ &= \frac{a \cdot b}{(a+b+1) \cdot (a+b)^2}. \end{aligned}$$

└

Příklad (2.2)

Negativně binomické rozdělení je diskrétní rozdělení s parametry $r \in \mathbb{N}$ a $p \in (0, 1)$. Negativně binomicky rozdělená náhodná veličina X nabývá hodnot z \mathbb{N}_0 s pravděpodobnostmi

$$P_{\text{NBi}(r,p)}(k) = P(X = k) = \binom{r-1+k}{r-1} \cdot p^r \cdot (1-p)^k, \quad k \in \mathbb{N}_0.$$

Odpovídá rozdělení počtu neúspěchů před r -tým úspěchem v sérii nezávislých pokusů s pravděpodobností úspěchu p . Je to vlastně rozdělení doby čekání na úspěch v diskrétním případě.

Označme $F_{\Gamma(\alpha,r)}$ distribuční funkci Gamma rozdělení s parametry $r \in \mathbb{N}$, $\alpha > 0$.

Buď $r \in \mathbb{N}$, $\alpha, t > 0$, $\{p_n\}_{n=1}^{\infty}$ posloupnost čísel z $(0, 1)$ splňující $n \cdot p_n \rightarrow \alpha$ a $\{t_n\}_{n=1}^{\infty}$ posloupnost čísel ze \mathbb{Z}_+ splňující $t_n/n \rightarrow t$. Ukažte, že

$$F_{\Gamma(\alpha,r)}(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} P_{\text{NBi}(r,p_n)}(\{0, \dots, t_n\}).$$

Interpretujte tento výsledek jako výrok o rozdělení dob čekání v diskrétním a spojitém modelu.

┌ *Důkaz*

Nejprve podle nápovědy ukážeme $P_{\text{NBi}(r,p)}(\{0, \dots, m\}) = P_{\text{Bi}(r+m,p)}(\{r, \dots, r+m\})$. K tomu se podíváme na pravděpodobnostní prostor X reprezentující $r+m$ náhodných pokusů s pravděpodobností úspěchu p . Podle zadání (nebo podle tvaru $P_{\text{NBi}(r,p)}(k)$) víme, že $P_{\text{NBi}(r,p)}(k)$ je pravděpodobnost P množiny těch jevů, kde v prvních $k+r-1$ pokusech nastalo $r-1$ úspěchů a $(r+k)$ -tý pokus byl úspěšný (a další dopadly libovolně). Na druhou stranu $P_{\text{Bi}(r+m,p)}(r+k)$ je pravděpodobnost P množiny těch jevů z X , kde je právě $r+k$ úspěchů.

Jelikož pravděpodobnosti jsou konečně aditivní, tak $P_{\text{NBi}(r,p)}(\{0, \dots, m\})$ je součet pravděpodobností $P_{\text{NBi}(r,p)}(k)$, $k \in [m]_0$, tedy pravděpodobnost P množiny těch jevů z X , kde nastalo alespoň r úspěchů, neboť víme, že r -tý pokus někde nastal a poslední pokus, kde nás ještě zajímá r -tý úspěch, je $r+m$ -tý. Stejně tak $P_{\text{Bi}(r+m,p)}(\{r, \dots, r+m\})$ je pravděpodobnost P množiny všech jevů z X , kde nastalo alespoň r úspěchů, neboť je to právě $r+k$ pokusů, kde $r+k$ jde od r do $r+m$. Tudíž $P_{\text{NBi}(r,p)}(\{0, \dots, m\}) = P_{\text{Bi}(r+m,p)}(\{r, \dots, r+m\})$, neboť jsou obě strany rovny pravděpodobnosti P stejného jevu $\subseteq X$.

Tudíž chceme dokázat $F_{\Gamma(\alpha,r)}(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} P_{\text{Bi}(r+t_n,p_n)}(\{r, \dots, r+t_n\})$. První věc, které si můžeme všimnout, je

$$P_{\text{Bi}(r+t_n,p_n)}(\{r, \dots, r+t_n\}) = 1 - P_{\text{Bi}(r+t_n,p_n)}(\{0, \dots, r-1\}),$$

neboť pravděpodobnost, že vybereme více než $r+t_n$ nebo méně než 0 prvků z $r+t_n$, je nulová. Z prosemináře navíc víme, že

$$F_{\Gamma(\alpha,r)}(t) = 1 - P_{\text{Poiss}(\alpha t)}(\{0, \dots, r-1\}).$$

Také víme, že

$$P_{\text{Poiss}(\alpha t)}(k) = \lim_{\substack{m \rightarrow \infty, \\ p_m \cdot m \rightarrow \alpha t}} P_{\text{Bi}(m,p_m)}(k).$$

Z toho můžeme vybrat podposloupnost $m_n = t_n + r$ pro $t_n/n \rightarrow t$, tj. $t_n \rightarrow \infty$, a označíme $p_{m_n} = p_n$:

$$P_{\text{Poiss}(\alpha t)}(k) = \lim_{\substack{n \rightarrow \infty, \\ p_n \cdot (t_n+r) \rightarrow \alpha t, \\ t_n/n \rightarrow t}} P_{\text{Bi}(t_n+r,p_n)}(k).$$

Jelikož $p_n \rightarrow 0$, tak $p_n \cdot r \rightarrow 0$, tedy (po troše rozmýšlení, že limita p_n musí existovat) $p_n \cdot t_n \rightarrow \alpha \cdot t$ a $p_n \cdot n \rightarrow \alpha$, jelikož $t_n/n \rightarrow t$ (a limita $p_n \cdot n$ existuje). Teď už to můžeme všechno poskládat a dostaneme

$$\begin{aligned} F_{\Gamma(\alpha,r)}(t) &= 1 - P_{\text{Poiss}(\alpha t)}(\{0, \dots, r-1\}) = 1 - \lim_{\substack{n \rightarrow \infty, \\ p_n \cdot (t_n+r) \rightarrow \alpha t, \\ t_n/n \rightarrow t}} P_{\text{Bi}(t_n+r,p_n)}(\{0, \dots, r-1\}) = \\ &= \lim_{\substack{n \rightarrow \infty, \\ p_n \cdot (t_n+r) \rightarrow \alpha t, \\ t_n/n \rightarrow t}} 1 - P_{\text{Bi}(t_n+r,p_n)}(\{0, \dots, r-1\}) = \lim_{\substack{n \rightarrow \infty, \\ p_n \cdot (t_n+r) \rightarrow \alpha t, \\ t_n/n \rightarrow t}} P_{\text{Bi}(r+t_n,p_n)}(\{r, \dots, r+t_n\}). \end{aligned}$$

└

□

Příklad (2.3)

Buď $T_{r:n}$ čas r -té události z n nezávisle rovnoměrně rozdělených časů v $(0, 1)$, tj. $T_{r:n}$ má $\text{Beta}(r, n - r + 1)$ rozdělení.

Buď $\{s_n\}_{n=1}^{\infty}$ posloupnost čísel z $(0, \infty)$ splňující $n/s_n \rightarrow \alpha > 0$. Ukažte, že pro každé $r \in \mathbb{N}$ a $t > 0$ platí

$$F_{\Gamma(\alpha, r)}(t) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(s_n T_{r:n} \leq t).$$

Interpretujte tento výsledek jako výrok o rozdělení časů událostí na $(0, \infty)$.

┌

Řešení

Přepíšeme rovnost z definic:

$$\begin{aligned} F_{\Gamma(\alpha, r)}(t) &= \int_0^t \frac{\alpha^r x^{r-1} e^{-\alpha x}}{(r-1)!} dx = \\ &= \lim_{\substack{n \rightarrow \infty, \\ n/s_n \rightarrow \alpha}} \int_0^{t/s_n} \frac{1}{B(r, n-r+1)} s^{r-1} (1-s)^{n-r} ds = \lim_{\substack{n \rightarrow \infty, \\ n/s_n \rightarrow \alpha}} P(s_n T_{r:n} \leq t). \end{aligned}$$

Podle věty o substituci pro $z = s \cdot s_n$ dostaneme

$$\int_0^t \frac{\alpha^r x^{r-1} e^{-\alpha x}}{(r-1)!} dx = \lim_{\substack{n \rightarrow \infty, \\ n/s_n \rightarrow \alpha}} \int_0^t \frac{1}{B(r, n-r+1)} \left(\frac{z}{s_n}\right)^{r-1} \left(1 - \frac{z}{s_n}\right)^{n-r} \frac{dz}{s_n}.$$

Protože $n/s_n \rightarrow \alpha$ a $\frac{1}{B(r, n-r+1)} < n^{r-1}$ tak se dají funkce uvnitř pravého integrálu omezit (až na nějaké první členy) konstantou, tedy podle Lebesgueovy věty můžeme prohodit integrál a limitu. Následně pokud ukážeme rovnost vnitřků integrálů, tak se integrály také rovnají. Tedy dokazujeme

$$\frac{\alpha^r x^{r-1} e^{-\alpha x}}{(r-1)!} = \lim_{\substack{n \rightarrow \infty, \\ n/s_n \rightarrow \alpha}} \frac{1}{B(r, n-r+1)} \left(\frac{x}{s_n}\right)^{r-1} \left(1 - \frac{x}{s_n}\right)^{n-r} \frac{1}{s_n}.$$

Rozepíšeme B z definice, vydělíme obě strany rovnosti r a vynásobíme x :

$$\frac{(\alpha \cdot x)^r e^{-\alpha x}}{r!} = \lim_{\substack{n \rightarrow \infty, \\ n/s_n \rightarrow \alpha}} \frac{n!}{r! \cdot (n-r)!} \left(\frac{x}{s_n}\right)^r \left(1 - \frac{x}{s_n}\right)^{n-r}.$$

A to je přesně rovnost, kterou jsme dokazovali na prosemináři u Poissonova rozdělení, pro $k = r$ a $\lambda = \alpha \cdot x$.

└