

7. cvičení z STP

28. března - 1. dubna 2022

Příklad 7.1 Při numerickém výpočtu se reálná čísla zaokrouhlují na jedno desetinné místo. Jaká je pravděpodobnost, že vzdálenost skutečného čísla od zaokrouhleného bude větší než 0.04?

Řešení:

Podobně jako v příkladu o házení mince na nekonečnou mřížku (**Příklad 2.2**) budeme předpokládat, že vstupní hodnoty (tj. čísla, která budeme zaokrouhlovat) pocházejí z nějakého referenčního intervalu $\Omega \subseteq \mathbb{R}$ délky 0.1 (zaokrouhlujeme na jedno desetinné místo), na kterém máme geometrickou pravděpodobnost, např. $\Omega = \langle -0.05, 0.05 \rangle$.

Označme si teď náhodnou veličinu $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ jako

$$X = \text{“skutečná hodnota”} - \text{“zaokrouhlená hodnota”}$$

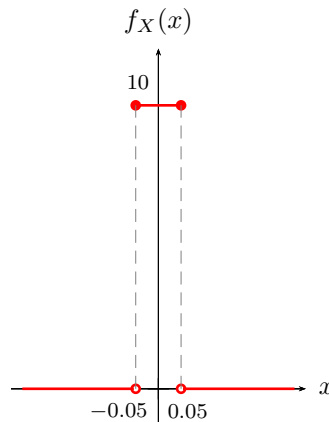
tj. pro $\omega \in \Omega = \langle -0.05, 0.05 \rangle$ to funguje jako

$$X(\omega) = \begin{cases} \omega - 0 = \omega & \text{pro } -0.05 \leq \omega < 0.05, \\ 0.05 - 0.05 = 0 & \text{pro } \omega = 0.05. \end{cases}$$

A nás teď zajímá pravděpodobnost $P(|X| > 0.04)$. K tomu potřebujeme znát rozdělení veličiny X . Intuitivně tušíme, že X bude mít rovnoměrné rozdělení na své množině hodnot, tj. v intervalu $\langle -0.05, 0.05 \rangle$. Předpokládejme tedy, že $X \sim \text{Ro}(-0.05, 0.05)$ (níže si to pak zdůvodníme). Veličina X má pak spojité rozdělení s hustotou pravděpodobnosti

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{0.05 - (-0.05)} = 10 & , -0.05 \leq x \leq 0.05 \\ 0 & , \text{jinak} \end{cases}$$

s grafem

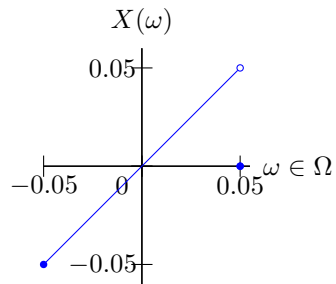


(Hodnoty f_X v krajních bodech intervalu nejsou podstatné.)

Hledaná pravděpodobnost je tudíž

$$\begin{aligned} P(|X| > 0.04) &= 1 - P(|X| \leq 0.04) = 1 - P(-0.04 \leq X \leq 0.04) = \\ &= 1 - \int_{-0.04}^{0.04} 10 \, dx = 1 - 10 \cdot 0.08 = 0.2. \end{aligned}$$

Výše zmíněné rovnoměrné rozdělení si ještě můžeme odvodit. Veličinu X si můžeme znázornit tímto grafem:



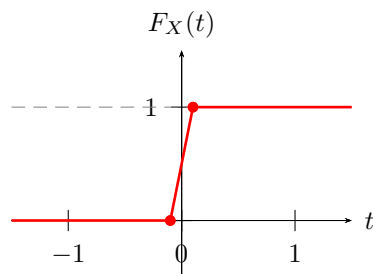
Odsud snadno vidíme, že pro $t \in \langle -0.05, 0.05 \rangle$ je

$$\text{vol}(\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq t\}) = \text{vol}(\langle -0.05, t \rangle) = t + 0.05$$

takže distribuční funkce je

$$F_X(t) = P(X \leq t) = \begin{cases} 0 & , t < -0.05 \\ \frac{\text{vol}\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq t\}}{\text{vol}(\Omega)} = \frac{t+0.05}{0.1} = 10t + 0.5 & , t \in \langle -0.05, 0.05 \rangle \\ 1 & , t \geq 0.05 \end{cases}$$

s grafem



Distribuční funkce F_X je tedy spojitá a má výše uvedenou hustotu.

Příklad 7.2 Prodejna očekává dodávku nového zboží v určitý den buď dopoledne v době od 8 do 10 hodin nebo odpoledne od 14 do 15 hodin. Uskutečnění dodávky je stejně možné kdykoliv během těchto časových úseků. Veličina X bude představovat čas dodání zboží.

- Určete rozdělení veličiny X a její distribuční funkci F_X .
- Jaká je pravděpodobnost, že zboží bude dodáno v době od 8:30 do 8:45? Jaká bude pravděpodobnost, že zboží bude dodáno až po 9:00?
- Průměrně v kolik hodin bude zboží dodáno?

Řešení:

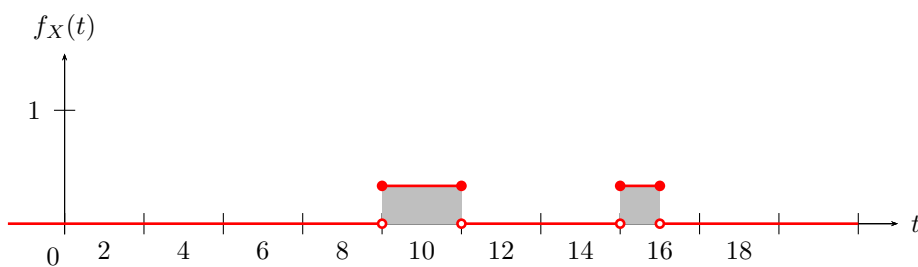
(a) Veličina X (měřená v hodinách) má rovnoměrné rozdělení na sjednocení intervalů $\langle 8, 10 \rangle$ a $\langle 14, 15 \rangle$. Její hustota f_X je tedy dána jako

$$f_X(t) = \begin{cases} c & , t \in \langle 8, 10 \rangle \cup \langle 14, 15 \rangle \\ 0 & , \text{jinak} \end{cases}$$

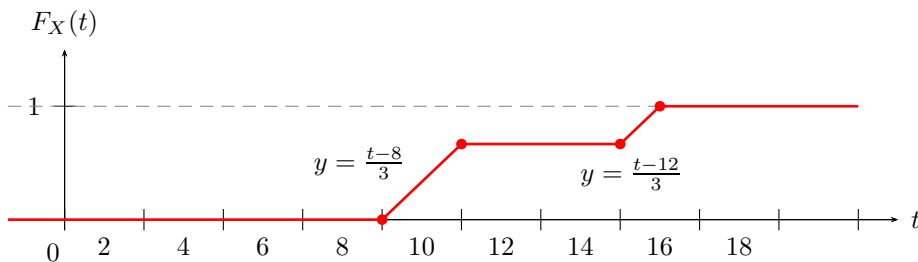
pro vhodné c , které určíme z podmínky, že (šedá) plocha pod hustotou je rovna 1:

$$1 = P(X \in \mathbb{R}) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(t) dt = \int_8^{10} c dt + \int_{14}^{15} c dt = 3c$$

tedy $c = \frac{1}{3}$.



Funkci F_X nyní už snadno napočítáme pomocí integrování hustoty f_X (anebo ještě jednodušeji z obrázku hustoty: F_X poroste s lineárním přírůstkem o směrnici $\frac{1}{3}$ tam, kde je nenulová hustota, a jinde bude funkce F_X konstantní):



$$F_X(t) = \int_{-\infty}^t f_X(u) du = \begin{cases} \int_{-\infty}^t 0 du = 0 & , t \leq 8 \\ \int_8^t \frac{1}{3} du = \frac{t-8}{3} & , t \in \langle 8, 10 \rangle \\ \frac{2}{3} + \int_{10}^t 0 du = \frac{2}{3} & , t \in \langle 10, 14 \rangle \\ \frac{2}{3} + \int_{14}^t \frac{1}{3} du = \frac{t-12}{3} & , t \in \langle 14, 15 \rangle \\ 1 & , t \geq 15 \end{cases}$$

(b) Zajímají nás pravděpodobnosti $P(8.5 \leq X \leq 8.75)$ a $P(X \geq 9)$. Ty můžeme zjistit buď jednoduše z geometrické pravděpodobnosti (která je jen jiným vyjádřením rovnoměrného rozdělení):

$$P(8.5 \leq X \leq 8.75) = \frac{\text{vol}(\langle 8.5, 8.75 \rangle)}{\text{vol}(\langle 8, 10 \rangle \cup \langle 14, 15 \rangle)} = \frac{0.25}{2+1} = \frac{1}{12} \doteq 0.083$$

$$P(X \geq 9) = \frac{\text{vol}(\langle 9, 10 \rangle \cup \langle 14, 15 \rangle)}{\text{vol}(\langle 8, 10 \rangle \cup \langle 14, 15 \rangle)} = \frac{1+1}{2+1} = \frac{2}{3} \doteq 0.667$$

nebo pomocí hustoty f_X a (ještě lépe) pomocí distribuční funkce F_X , kterou už máme určenou:

$$\begin{aligned} P(8.5 \leq X \leq 8.75) &= P(X \leq 8.75) - P(X < 8.5) \stackrel{\text{spoj.}=\text{rozd.}}{=} P(X \leq 8.75) - P(X \leq 8.5) = \\ &= F_X(8.75) - F_X(8.5) = \frac{8.75-8}{3} - \frac{8.5-8}{3} = \frac{1}{12} \end{aligned}$$

$$P(X \geq 9) = 1 - P(X < 9) \stackrel{\text{spoj.}=\text{rozd.}}{=} 1 - P(X \leq 9) = 1 - \frac{9-8}{3} = \frac{2}{3} .$$

(c) Zde chceme zjistit $E(X)$. Máme

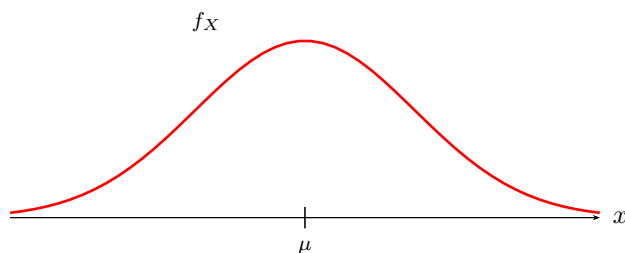
$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{\infty} t \cdot f_X(t) dt = \int_8^{10} t \cdot \frac{1}{3} dt + \int_{14}^{15} t \cdot \frac{1}{3} dt = \\ &= \left[\frac{t^2}{6} \right]_8^{10} + \left[\frac{t^2}{6} \right]_{14}^{15} = \frac{100 - 64 + 225 - 196}{6} = \frac{65}{6} = 10 \text{ hod } 50 \text{ min} . \end{aligned}$$

Průměrná doba, kdy bude zboží dodáno tedy je v 10:50. To se může zdát na první pohled divné, když v tento čas přece zboží vůbec nemůže být (fyzicky) dodáno, ale tento výsledek jen vyjadřuje, že střední čas dodání bude blíž k dopolednímu rozmezí než k odpolednímu (a jak moc blízko to bude). Podobně, u alternativního rozdělení $\text{Alt}(p)$ je střední hodnota také rovna $p \in (0, 1)$, přestože hodnoty alternativního rozdělení jsou jen 0 a 1.

Poznámky k normálnímu rozdělení:

Veličina X má *normální* (neboli Gaussovo) rozdělení $N(\mu, \sigma^2)$ (kde $\mu \in \mathbb{R}$ a $\sigma > 0$), jestliže má hustotu

$$f_X(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad \text{pro } x \in \mathbb{R} .$$



Je to tedy spojité rozdělení, $E(X) = \mu$, $\text{var}(X) = \sigma^2$ a oborem hodnot veličiny X je celá reálná osa. Všimněme si ještě, že hustota f_X je symetrická vzhledem ke středu μ a proto platí $F_X(\mu) = \frac{1}{2}$.

Toto rozdělení je limitním rozdělením, které aproximuje součty nezávislých stejně (nebo podobně) rozdělených veličin (více později v Centrální limitní větě). Typicky se tedy objevuje u veličin, jejichž hodnoty jsou ovlivněny mnoha drobnými odchylkami (např. u chyb měření, výšky člověka apod.)

U zmíněné výšky člověka (která může být samozřejmě jen kladná) nebo u veličin s hodnotami omezenými na nějaký interval, je přesto použití normálního rozdělení (které může nabývat libovolných hodnot) přiměřené.

Je to tím, že u dané veličiny Y předpokládáme aproximaci pomocí normálního rozdělení obvykle jen ve vhodném okolí kolem střední hodnoty $\mu := E(Y)$. Je to podobná situace, jako když aproximujeme funkci pomocí jejího Taylorova polynomu v okolí daného bodu.

Přesněji to vystihuje toto tvrzení:

Věta: Nechť Y je veličina s hustotou f_Y , střední hodnotou μ a rozptylem $\sigma^2 \neq 0$. Nechť $X \sim N(\mu, \sigma^2)$. Jestliže se hustoty f_X a f_Y rovnají na nějakém intervalu $(a, b) \subseteq \mathbb{R}$ takovém, že $\mu \in (a, b)$ a pokud $F_Y(\mu) = \frac{1}{2}$, pak

$$F_Y(t) = F_X(t) \quad \text{pro všechna } t \in (a, b).$$

Značení: Pro náhodnou veličinu X s konečnou střední hodnotou a konečným rozptylem, položeme

$$\text{norm}(X) := \frac{X - E(X)}{\sqrt{\text{var}(X)}}.$$

Speciálně tedy vidíme, že $E(\text{norm}(X)) = 0$ a $\text{var}(\text{norm}(X)) = 1$.

Platí: Pro takovouto veličinu X a konstanty $a > 0$ a $b \in \mathbb{R}$ je

$$\text{norm}(aX + b) = \text{norm}(X).$$

Důležité vlastnosti normálního rozdělení:

- $X \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow \text{norm}(X) = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ (je to tzv. normované normální rozdělení s hodnotami v tabulkách) dist. funkce pro $N(0, 1)$ se značí Φ .

V tomto případě pak máme $F_X(t) = P(X \leq t) = P\left(\underbrace{\frac{X - \mu}{\sigma}}_{=\text{norm}(X)} \leq \frac{t - \mu}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{t - \mu}{\sigma}\right)$ pro všechna $t \in \mathbb{R}$.

- hustota $f_{N(0,1)}$ je sudá funkce $\Rightarrow \Phi(t) + \Phi(-t) = 1$ pro všechna $t \in \mathbb{R}$.
- Nechť $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$, pro $i = 1, 2$, jsou nezávislé. Pak $X_1 + X_2 \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$ (tj. speciálně součet nezávislých normálních rozdělení je zase normální.)

Pro vybraná čísla $t \geq 0$ se dají hodnoty Φ najít ve statistických tabulkách. Pro záporná čísla si pak pomůžeme vztahem $\Phi(-t) = 1 - \Phi(t)$.

Pro lepší představu o tom, jakou roli pro veličinu s normálním rozdělením $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ hraje směrodatná odchylka σ se používá tzv.

pravidlo tří-sigma (https://cs.wikipedia.org/wiki/Pravidlo_t%C5%99%C3%AD_sigma)

které je ovšem čistě jen technickou pomůckou:

Jestliže si budeme počítat pravděpodobnosti

$$P(|X - \mu| \leq k \cdot \sigma) = P\left(\left|\underbrace{\frac{X - \mu}{\sigma}}_{\sim N(0,1)}\right| \leq k\right) = \Phi(k) - \Phi(-k) = 2 \cdot \Phi(k) - 1 \quad \text{pro } k = 1, 2, 3, \dots$$

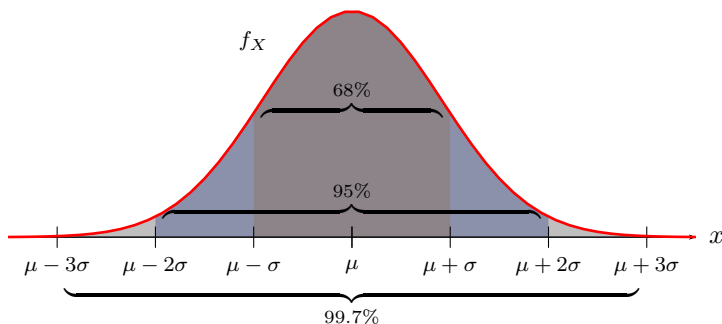
dostaneme postupně

$$P(|X - \mu| \leq \sigma) = 2 \cdot \Phi(1) - 1 \doteq 2 \cdot 0.8413 - 1 = 0.6826 \doteq 68\%$$

$$P(|X - \mu| \leq 2 \cdot \sigma) = 2 \cdot \Phi(2) - 1 \doteq 2 \cdot 0.9772 - 1 = 0.9544 \doteq 95\%$$

$$P(|X - \mu| \leq 3 \cdot \sigma) = 2 \cdot \Phi(3) - 1 \doteq 2 \cdot 0.99865 - 1 = 0.9973 \doteq 99.7\%$$

Pro vyšší hodnoty, tj. $k \geq 4$ už jsou pravděpodobnosti v podstatě rovny 1, takže se v praxi příliš nepoužívají (záleží samozřejmě na zvolené přesnosti).



Příklad 7.3 Výška dětí v 1. třídě je náhodná veličina $X \sim N(130 \text{ cm}, 36 \text{ cm}^2)$. Jaká je pravděpodobnost, že náhodně vybrané dítě bude

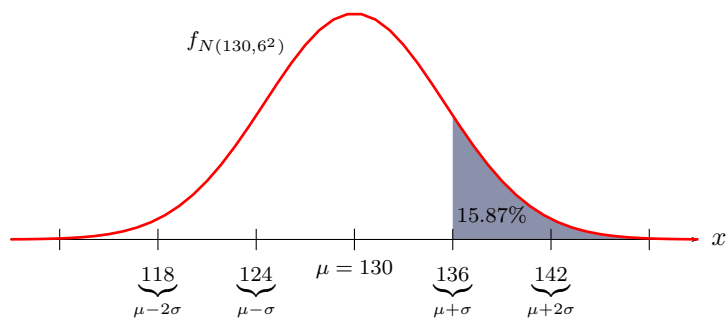
- (a) větší než 136 cm,
- (b) menší než 118 cm,
- (c) mít výšku mezi 127 a 133 cm?

Řešení:

Nyní tedy máme $X \sim N(130, 36)$. Pro jednodušší zápis si ještě označme $Z := \text{norm}(X)$.

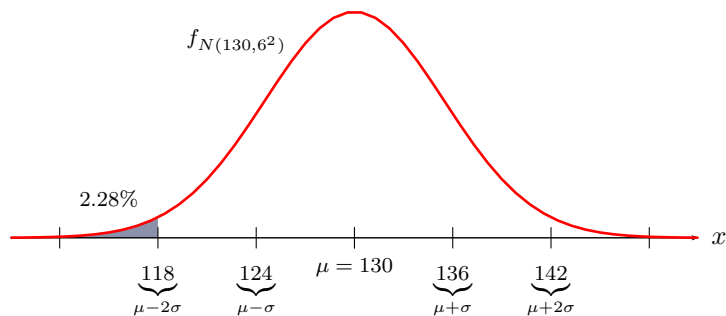
(a)

$$\begin{aligned}
 P(X > 136) &= P\left(\underbrace{\frac{X - 130}{\sqrt{36}}}_Z > \underbrace{\frac{136 - 130}{\sqrt{36}}}_1\right) = P(Z > 1) = 1 - P(Z \leq 1) = \\
 &= 1 - \Phi(1) \doteq 1 - 0.8413 = 0.1587.
 \end{aligned}$$



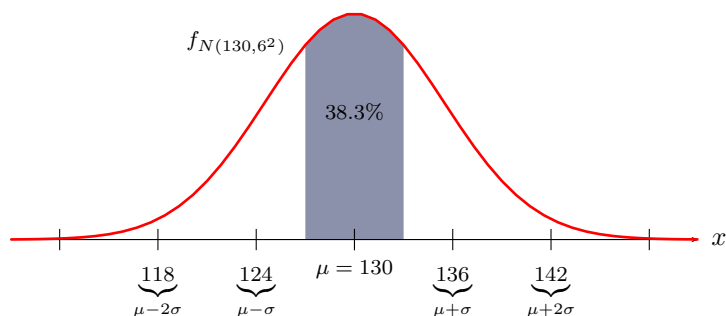
(b)

$$\begin{aligned}
 P(X < 118) &= P\left(\frac{X - 130}{\sqrt{36}} < \frac{118 - 130}{\sqrt{36}}\right) = P(Z < -2) = \Phi(-2) = \\
 &= 1 - \Phi(2) \doteq 1 - 0.9772 = 0.0228.
 \end{aligned}$$



(c)

$$\begin{aligned}
 P(127 < X < 133) &= P\left(\frac{127 - 130}{\sqrt{36}} < \frac{X - 130}{\sqrt{36}} < \frac{133 - 130}{\sqrt{36}}\right) = \\
 &= P(-0.5 < Z < 0.5) = P(Z < 0.5) - P(Z \leq -0.5) = \\
 &= \Phi(0.5) - \Phi(-0.5) = \Phi(0.5) - (1 - \Phi(0.5)) = \\
 &= 2 \cdot \Phi(0.5) - 1 \doteq 2 \cdot 0.6915 - 1 = 0.383 .
 \end{aligned}$$



Poznamenejme ještě, že hodnoty výšek, které nás zajímaly (tj. 136 cm, 118 cm atd.) se pohybují celkem blízko střední hodnoty $E(X) = 130$ cm, takže předpoklad o normalnosti rozdělení X byl přiměřený.

Výpočty si můžeme i urychlit přímým vzorcem $F_X(t) = \Phi\left(\frac{t-\mu}{\sigma}\right)$, kde $\mu = 130$ cm a $\sigma = 6$ cm:

(a) $P(X > 136) = 1 - F_X(136) = 1 - \Phi\left(\frac{136-130}{6}\right) = \dots \doteq 0.1587$

(b) $P(X < 118) = F_X(118) = \Phi\left(\frac{118-130}{6}\right) = \dots \doteq 0.0228$

(c) $P(127 < X < 133) = F_X(133) - F_X(127) = \Phi\left(\frac{133-130}{6}\right) - \Phi\left(\frac{127-130}{6}\right) = \dots \doteq 0.383$

Příklad 7.4 Oštěpařky Anna a Barbora mají střední hodnoty hodů po řadě 67 m a 75 m a směrodatné odchylky 6 m a 3 m. Předpokládejme nezávislá normální rozdělení. Odhadněte pravděpodobnost, že při jednom hodu hodí Anna dál.

Řešení:

Náhodná veličina

 $A = \text{“délka hodů Anny”}$ má rozdělení $N(67, 6^2)$ a veličina $B = \text{“délka hodů Barbory”}$ má rozdělení $N(75, 3^2)$.

Zajímá nás $P(A > B) = P(A - B > 0)$. Protože veličiny A a B jsou nezávislé, tak veličina $Z := A - B$ má také normální rozdělení, a sice

$$Z \sim N(67 - 75, 6^2 + 3^2) = N(-8, 45).$$

Takže

$$\begin{aligned} P(A > B) &= P(Z > 0) = P\left(\underbrace{\frac{Z - (-8)}{\sqrt{45}}}_{\text{norm}(Z)} > \frac{0 - (-8)}{\sqrt{45}}\right) = 1 - P\left(\text{norm}(Z) \leq \frac{8}{\sqrt{45}}\right) = \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{8}{\sqrt{45}}\right) \doteq 1 - \Phi(1.1926) \doteq 1 - 0.883 = 0.117. \end{aligned}$$

POZOR! Zatímco střední hodnota je lineární zobrazení, tak rozptyl se chová jinak! Konkrétně je to takto:

Nechť X a Y jsou veličiny se střední hodnotou a konečným rozptylem. Pak

- $E(X \pm Y) = E(X) \pm E(Y)$
- $\text{var}(X \pm Y) = \text{var}(X) + \text{var}(Y) \pm 2 \cdot \text{cov}(X, Y) (\geq 0)$

Zde $\text{cov}(X, Y)$ je tzv. kovariance (viz poznámky níže). Speciálně, pokud X a Y jsou nezávislé, je $\text{cov}(X, Y) = 0$. Máme tedy:

- X a Y nezávislé $\Rightarrow \text{var}(X \pm Y) = \text{var}(X) + \text{var}(Y)$

Tedy v tomto případě se rozptyly VŽDY sčítají!