Úvod do statistické analýzy

Ing. Josef Chudoba, Ph.D. Josef.chudoba@tul.cz

Telefon: 48535 3844

Ústav nových technologií a aplikované informatiky Fakulta mechatroniky, Technická univerzita v Liberci

Verze 1.1 − 8. 2. 2021

Učební text vychází především ze skript:

- M. Litschmannová Vybrané kapitoly z pravděpodobnosti, Ostrava 2011, VŠB-TU Ostrava
- 2) M. Litschmannová Úvod do statistiky, Ostrava 2011, VŠB-TU Ostrava

Obsah

- 0 Úvod k používání textu
- 1 Kombinatorika
- 2 Úvod do teorie pravděpodobnosti
- 3 Náhodná veličina a náhodný vektor
- 4 Diskrétní rozdělení pravděpodobnosti
- 5 Spojitá rozdělení pravděpodobnosti
- 6 Výběrové charakteristiky
- 7 Teorie odhadu
- 8 Testy hypotéz
- 9 Testy dobré shody
- 10 Analýza závislostí
- 11 Úvod do korelační a regresní analýzy

Kap. 0 - Barevné označení textu

- Černý text /vzorce základní text
- Červený text /vzorce důležitý text
- Modrý text /vzorce rozšiřující text
- Zelený text příkazy v matlabu /octave

Kap. 0 – Podmínky splnění zkoušky

- Písemná část řešení příkladů pomocí SW Matlab / Octave
 - Student může využívat jakékoliv tištěné materiály
- Ústní část zabývající se teorií a řešenými příklady

0 – Používání příkladů na cvičeních

- Příklady jsou uloženy v adresářích se stejným číslem jako čísla kapitol ve skriptech.
- Označení příkladů má strukturu Pxxyyzz, kde
 - xx představuje číslo kapitoly ve skriptech
 - yy číselné označení příkladu
 - zz může mít následující označení
 - Res řešení příkladu (skript)
 - Nic vstupní data, generátor vstupních dat
- Například příklady:
 - P0312.mat vstupní data příkladu 12 ze 3. kapitoly
 - P0312res.m matlabovský skript řešení příkladu 12 ze 3. kapitoly
 - P0312.m generátor vstupu pro příklad 12 ze 3. kapitoly
 - P0405res.m matlabovský skript řešení příkladu 5 ze 4. kapitoly

0 – Požadavky na SW

Matlab

- Matlab alespoň od roku 2010, v případě staršího je nutné uložit soubory formátu xlsx jako xls
- Statistický toolbox
- Alternativa
 - Octave (není zajištěna shodnost příkazů s matlabem).
 - Výhoda octave volně šiřitelný
 - Statistický toolbox se nahraje příkazem

pkg load statistics

- R (příkazy nejsou shodné s matlabem)
 - Výhoda R je také volně šiřitelný
- Nedoporučuji Excel
 - neúplnost množiny používaných funkcí,
 - možná chybná implementace některých příkazů, zvláště při větším množství vstupních dat.

1. Kombinatorika

- 1.1 Faktoriál
- 1.2 Základní kombinatorická pravidla
- 1.3 Uspořádané výběry variace, permutace
- 1.4 Neuspořádané výběry kombinace
- 1.5 Základní příkazy

1.1 Faktoriál

• Faktoriál čísla *n* je definován pro nezáporná celá čísla:

$$n! = \prod_{i=1}^{n} i = n \cdot (n-1) \cdot \dots \cdot 2 \cdot 1$$
$$0! = 1$$

- Funkce v matlabu: factorial(n)
- Výpočet pro velká n pomocí Stirlingova vzorce

$$n! \approx \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n \left(1 + \frac{1}{12n}\right)$$

• Pro výpočet velkých hodnot faktoriálů se doporučuje počítat jeho logaritmus.

$$\log(n!) \approx \frac{1}{2}\log(2\pi n) + n\log(n) - n\log(e)$$

Rozšíření na reálná čísla

$$z! = \Gamma(z+1)$$

- $\Gamma(z)$ je Gamma funkce

$$\Gamma(z) = \int_0^\infty t^{z-1} e^{-t} dt$$
 gamma(z)

Například: factorial(4)=gamma(5)=24

1.2 Základní kombinatorická pravidla

- 1.2.1 Kombinatorické pravidlo součinu
- 1.2.2 Kombinatorické pravidlo součtu

1.2.1 Kombinatorické pravidlo součinu

- Počet všech uspořádaných k-tic, jejichž první člen lze vybrat n_1 způsoby, druhý člen po výběru prvního členu n_2 způsoby, až k-tý člen po výběru všech předcházejících členů n_k způsoby, přičemž jednotlivé členy se navzájem neovlivňují (jsou nezávislé), je roven $n_1 \cdot n_2 \cdot \cdots \cdot n_k$.
- Př. Při dlouhé služební cestě projíždíte tři města, kde se určitě zastavíte na jídle. V prvním městě znáte 3 dobré restaurace, v druhém také 3 a ve třetím 4. Kolika druhy uspořádání lze vybrat restaurace?
 - Počet vybraných restaurací je nezávislý na volbě předchozí restaurace.
 - Restaurace v prvním městě označíme: 1 2 3, v druhém 1 2 3, ve třetím 1 2 3 4.
 - Můžeme zvolit následující uspořádání restaurací:

111 131	112 132	113 133	114 134	121	122	123	124
211 231	212 232	213 233	214 234	221	222	223	224
311 331	312 332	313 333	314 334	321	322	323	324

Celkem tedy 36 uspořádání = 3*3*4.

1.2.1 Kombinatorické pravidlo součinu

- Př: České bankovky obsahují 1 písmeno označující serii (celkem jich je v abecedě 26) a 8 číslic. Kolik bankovek od jednoho nominálu s různým označením může ČNB vydat.
 - Označení serie je z 26 možností
 - Každé číslo může být z 10 možností
 - Vzájemně jsou čísla nezávislá
 - závislé by byly, jestliže by se nemohla opakovat stejná číslice
 - Celkový počet k-tic je: $26 \cdot 10 \cdot 10 \cdot \dots \cdot 10 = 2.6 \cdot 10^9$
- Př (vzájemně se ovlivňují): Házíte šestistěnnou kostkou, jestliže hodíte 6, házíte ještě jednou.
 - Jestli proběhne druhý hod, závisí na výsledku prvního. Pokusy jsou závislé.

1.2.2 – Kombinatorické pravidlo součtu

• Jsou-li A_1 , A_2 , ..., A_n konečné množiny, které mají po řadě p_1 , p_2 , ..., p_n prvků, a jsou-li každé dvě disjunktní, pak počet prvků množiny $A_1 \cup A_2 \cup ... \cup A_n$ je roven $p_1 + p_2 + \cdots + p_n$.

 Př. V prvním osudí je 5 koulí červených, 4 koule modré a 3 koule černé. Kolik je v osudí červených a modrých koulí?

1.3 Uspořádané výběry – variace, permutace

- 1.3.1 Variace k třídy bez opakování
- 1.3.2 Permutace bez opakování
- 1.3.3 Variace k třídy s opakováním
- 1.3.4 Permutace s opakováním

1.3.1 Variace k třídy bez opakování

Nechť M je libovolná množina n prvků. Každá uspořádána k-tice (skupina k prvků)
navzájem různých prvků množiny M se nazývá variace k-té třídy množiny M bez
opakování. Počet variací k-té třídy množiny M bez opakování nazýváme variační
číslo a značíme jej

$$V(n,k) = \frac{n!}{(n-k)!}$$

- Záleží na pořadí vylosovaných prvků.
- Matlab/Octave: výpočet přes funkci faktoriál

- U variací vždy záleží na pořadí v jakém se prvky vybírají.
- Př. V osudí máme koule očíslované 1 až 9. Vybíráme 3 koule, přičemž je nevracíme. Kolik různých čísel můžeme vybrat? (záleží na pořadí vybírání)
 - První kouli můžeme vybrat z 9 možností, druhou již z 8 (předchozí jsme nevrátili zpět) a poslední ze 7. Celkem to je 9*8*7=504 způsobů.

$$-V(n,k) = \frac{n!}{(n-k)!} = \frac{9!}{6!} = 9 * 8 * 7 = 504$$

Jedná se o kombinatorické pravidlo součinu.

1.3.2 Permutace bez opakování

 Permutace množiny M bez opakování je každé navzájem různé uspořádání množiny M. Počet permutací n prvkové množiny lze stanovit ze vztahu:

$$P(n) = V(n, n) = n!$$

- Př. V osudí máme koule očíslované 1 až 9. Postupně vybíráme všechny koule, přičemž je nevracíme. Kolik různých čísel můžeme vybrat? (záleží na pořadí vybírání)
 - -P(9) = n! = 9! = 362880
 - První kouli vybereme z 9 možností, druhou z 8 atd.
 Kombinatorické pravidlo součinu.

1.3.3 Variace k třídy s opakováním

 Variací k-té třídy s opakováním se předpokládá každá uspořádaná k-tice prvků množiny M, v níž se jednotlivé prvky mohou opakovat.

$$V^*(n,k) = n^k$$

- Záleží na pořadí vylosovaných prvků.
- Vzorec vychází z kombinatorického pravidla součinu viz kapitola 1.2.1, kdy každý pokus vybíráme z n prvků.
- Matlab/Octave n.^k
- Př. Při zápisu písmene do paměti počítače používáme dvojstavovou logiku

 cifry 0 a 1. Kolik můžeme zapsat různých písmen, když pro zapsání
 písmene používáme 8 bitů.
 - Při zapsání slova záleží na pořadí cifer a cifry se mohou opakovat, proto variace s opakováním.
 - $n = \{0,1\}; k = 8 \text{ pokusů}$
 - $-V^*(2,8) = 2^8 = 256$
 - Prvek na 1. pozici má dvě možnosti, na 2. pozici také dvě atd. Kombinatorické pravidlo součinu.

1.3.4 Permutace s opakováním

 Permutace s opakováním jsou permutace, kde se prvky ve výběru mohou opakovat. Počet permutací s opakováním je určen:

$$P^*(n_1, n_2, \dots, n_k) = \frac{n!}{n_1! * n_2! * \dots * n_k!}$$

, přičemž mezi vybranými prvky je k skupin, které mají postupně n_1 , n_2 , ..., n_k stejných prvků a musí platit $\mathbf{n} = \sum_{i=1}^k n_i$.

- Př. Mějme slovo "ABECEDABECE". Kolika způsoby můžeme provést přehození jednotlivých písmen tohoto slova.
 - Písmeno A je v textu 2x; písmeno B 2x, písmeno C 2x, D 1x, E 4x
 - Počet písmen ve slově je 11 n=11
 - $-n_A = 2$; $n_B = 2$; $n_C = 2$; $n_D = 1$; $n_E = 4$;
 - $-P^*(n_1, n_2, ..., n_k) = \frac{11!}{2! * 2! * 2! * 1! * 4!} = 207900$

1.4 Neuspořádané výběry – kombinace

- 1.4.1 Rozdíl mezi uspořádanými a neuspořádanými výběry
- 1.4.2 Kombinace bez opakování
- 1.4.3 Kombinace s opakováním

1.4.1 – Rozdíl mezi uspořádanými a neuspořádanými výběry

- Uspořádané výběry (variace a permutace)
 - Záleží na pořadí
 - Výběr $14785 \neq 58741$
- Neuspořádané výběry (kombinace)
 - Nezáleží na pořadí
 - Výběr 14785 = 58741
 - Př. Sportka je jedno zda námi uhodnuté číslo bylo vylosováno jako první, nebo jako páté.

1.4.2 – Kombinace bez opakování

• Kombinaci k-třídy z n prvků bez opakování nazveme každou k prvkovou podmnožinu z n prvkové množiny M. Počet různých kombinací značíme $C(n,k)=\binom{n}{k}$ a určíme dle vzorce

$$C(n,k) = \binom{n}{k} = \frac{n!}{(n-k)! \cdot k!}$$

- Výraz $inom{n}{k}$ nazýváme kombinační číslo.
- Matlab/Octave: nchoosek(n,k)
- Pro výpočet kombinačních čísel s velkým číslem n, k lze použít výpočet pomocí Stirlingova vzorce, nebo výpočet provést pomocí logaritmů.

$$\log(C(n,k)) = \sum_{i=2}^{n} \log i - \sum_{i=2}^{n-k} \log i - \sum_{i=2}^{k} \log i$$

- Př. Kolika způsoby můžeme vyplnit tiket, kde vybereme 20 čísel z 80.
 - Nezáleží na pořadí, protože na odevzdaném tiketu nepoznáme, zda jsme číslo 53 vyplnili nejdříve nebo jako poslední. Jedná se proto o kombinace. Kdyby na pořadí záleželo, jednalo by se o variace.

$$- C(80,20) = \frac{80!}{(80-20)! \cdot 20!} = 3.5353 \cdot 10^{18}$$

1.4.3 – Kombinace s opakováním

Kombinaci k-třídy z n prvků s opakováním nazveme každou k-člennou skupinu sestavenou z prvků množiny M tak, že se prvky ve skupině mohou opakovat a přitom nezáleží na jejich pořadí. Počet kombinací s opakováním je dán vztahem:

$$C^*(n,k) = {n+k-1 \choose k} = \frac{(n+k-1)!}{(n-1)! \cdot k!}$$

- Matlab: pomocí funkce nchoosek(n+k-1,k), pozor na zadávání správných parametrů.
- Př. V restauraci máme možnost si vybrat ze 3 druhů piv Svijany, Konrád a Gambrinus. Návštěvník vypil 5 piv. Kolika způsoby mohl zkombinovat svoji konzumaci.
 - Jedná se o kombinace s opakováním, protože některých piv mohl (dokonce musel) vypít více a nezáleží na pořadí. Kdyby záleželo na pořadí v jakém vypije svoje pivo, jednalo by se o variace s opakováním.
 - n=3 vybíráme ze 3 druhů piv
 k=5 zákazník vypil 5 piv
 - Svijany označíme S, Konrád K a Gambrinus G

$$- C^*(3,5) = {3+5-1 \choose 5} = \frac{7!}{5!\cdot 2!} = 21$$

1.5 Základní příkazy v matlabu/octave

Faktoriál factorial(n)

Gamma funkce gamma(n)

Kombinační číslo nchoosek(n,k)

2. Úvod do teorie pravděpodobnosti

- 2.1 Základní pojmy
- 2.2 Označování jevů a operace mezi jevy
- 2.3 Pravděpodobnost a její vlastnosti
- 2.4 Nezávislost pokusů, podmíněná pravděpodobnost

2.1 Základní pojmy

- Teorie pravděpodobnosti je matematická disciplína, jejíž logická struktura je budována axiomaticky. To znamená, že její základ tvoří několik tvrzení, která vyjadřují základní vlastnosti pravděpodobnosti a všechna další tvrzení jsou z nich odvozena deduktivně.
 - Př. Kolika způsoby jsme schopni ..., kolik existuje kombinací ...
 - Výsledky úlohy jsou stejné, ať správně počítá Tonda nebo Jarda.
- Matematická statistika je věda zahrnující studium dat vykazujících náhodná kolísání, ať už jde o data získaná pečlivě připraveným pokusem provedeným pod stálou kontrolou experimentálních podmínek v laboratoři, či o data provozní, případně o data získaná počítačovými simulacemi (tzv. metodou Monte-Carlo).
 - Př. Tonda i Jarda měli každý 10 výrobků a zjišťovali jejich dobu do poruchy.
 - Oba mají odlišné výsledky.

2.1 Základní pojmy

- Náhodný pokus je každý dej, jehož výsledek není předem jednoznačně určen podmínkami, za kterých probíhá.
 - Například hod mincí či kostkou, životnost výrobku, přesná velikost určitého rozměru.
- Množina možných výsledků $\{\omega\}$ pokusu, tzv. základní prostor Ω
 - Množina možných výsledků musí být volena tak, aby žádné z nich nemohly nastat současně.
 - $-\Omega$ rub, líc; hod kostkou 1,2,3,4,5,6
 - $-\Omega$ doba do poruchy R⁺ počet poruch Z⁺ + $\{0\}$
 - Základní prostor není sjednocení množin lichých čísel a čísel dělitelných tří beze zbytku.

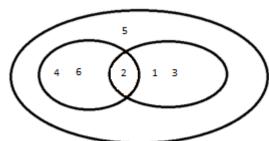
2.1 Základní pojmy

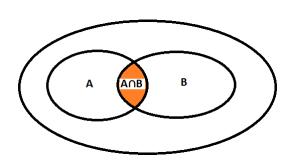
- Náhodný jev představuje každou podmnožinu A základního prostoru Ω .
 - Na kostce padne číslo 3; výška člověka je vyšší než 180 cm
- Elementární jev jednoprvkové podmnožiny základního prostoru Ω .
 - Na kostce padne číslo 3 náhodný jev již nelze dále rozdělit na dílčí náhodné jevy.
- Složený jev víceprvkové podmnožiny základního prostoru Ω .
 - Na kostce padne sudé číslo. Jedná se o složený jev, protože mohou padnout čísla {2,4,6}. Čísla {2,4,6} tvoří elementární jevy.

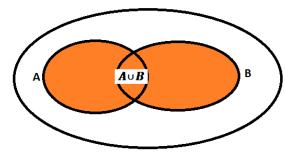
- Jistý jev jev, který nastane vždy při každé realizaci náhodného pokusu.
 - Př. Při hodu mincí padne buď panna nebo orel.
- Nemožný jev jev, který nemůže nikdy nastat.
 - Př. Výška člověka je menší než -5 m.
- Jev A je podjevem jevu B nastal-li jev A, nastane vždy také jev B.
 - $-A \subset B$
 - A člověk je vyšší než 180 cm, B člověk je vyšší než
 170 cm. Jev A je podjevem jevu B.

- Rovnost jevů A a B nastal-li jev A, nastane vždy také jev B a naopak
 - A = B
 - Jev A je sudé číslo, jev B je číslo dělitelné dvěma beze zbytku.
- Disjunktní jevy A,B dva jevy A a B náhodného pokusu nemohou nikdy nastat současně.
 - Hod kostkou disjunktní jevy jsou padnutí čísla 1 a 2.
- Doplněk jevu A značí se \bar{A} Jev \bar{A} nastane vždy, když nenastane jev A.
 - Při hodu mince je doplňkovým jevem k jevu "padne orel" "padne panna".

- Průnik jevů $A \cap B$ nastane, jestliže jevy A a B vzniknou současně.
 - Př. Na šestistěnné kostce padne sudé číslo (jev A) a číslo menší rovno 3 (jev B). Pak průnikem $A \cap B = \{2\}$.
- Sjednocení jevů A U B nastane, jestliže výsledkem bude jev A nebo jev B
 - Př. Na šestistěnné kostce padne sudé číslo (jev A) a číslo menší rovno 3 (jev B). Pak sjednocením $A \cup B = \{1,2,3,4,6\}$.







Základní pravidla pro operace s náhodnými jevy:

$$-A \cup B = B \cup A$$

$$A \cap B = B \cap A$$

$$-A \cup (B \cup C) = (A \cup B) \cup C$$

$$-A \cap (B \cap C) = (A \cap B) \cap C$$

$$-A \cup (B \cap C) = (A \cup B) \cap (A \cup C)$$

$$-A \cap (B \cup C) = (A \cap B) \cup (A \cap C)$$

$$-A \cup A = A$$

$$A \cap A = A$$

$$-A\cup\Omega=\Omega$$

$$A \cap \Omega = A$$

$$- \ \overline{A \cup B} = \overline{A} \cap \overline{B}$$

$$- \ \overline{A \cap B} = \overline{A} \cup \overline{B}$$

2.3 Pravděpodobnost a její vlastnosti

- 2.3.1 Pravděpodobnost
- 2.3.2 Klasická pravděpodobnost
- 2.3.3 Statistická pravděpodobnost
- 2.3.4 Geometrická pravděpodobnost
- 2.3.5 Kolmogorova pravděpodobnost
- 2.3.6 Vlastnosti pravděpodobnosti

2.3.1 Pravděpodobnost

- Výsledek náhodného jevu nelze s jistotou předpovědět. Při častějších opakování však některé náhodné pokusy vykazují zákonitosti a pravidelnost výskytu.
- Pravděpodobností označujeme míru očekávatelnosti výskytu náhodného jevu.
 S rostoucí pravděpodobností roste i šance, že jev nastane.
- Pravděpodobnost se obecně označuje číslem z intervalu (0,1).

2.3.2 Klasická pravděpodobnost

- Je-li základní prostor konečná neprázdná množina elementárních jevů, které mají stejnou šanci výskytu $\frac{1}{n}$, potom pravděpodobnost, že při realizaci náhodného pokusu jev A nastane je $P(A) = \frac{m}{n}$, kde m je počet výsledků příznivých jevů A, n počet všech možných výsledků.
- Př. Pravděpodobnost, že na šestistěnné kostce padne jedno z čísel 2,3,5 nebo 6.
 - -m = 4, n = 6
 - Každé z čísel má stejnou pravděpodobnost výskytu

$$-P(A) = \frac{4}{6} = \frac{2}{3}$$
.

2.3.2 Klasická pravděpodobnost

- Př. V osudí je 10 černých a 5 bílých koulí. Jaká je pravděpodobnost, že při výběru 2 koulí budou obě dvě černé.
 - Černé koule si očíslujeme 1 až 10, bílé 11 až 15.
 - Celkem je v osudí 15 koulí a vybíráme 2 z nich. Počet způsobů výběru koulí je kombinační číslo $\binom{15}{2} = \frac{15\cdot 14}{2} = 105$.
 - Počet výběru černých koulí je kombinační číslo $\binom{10}{2} = \frac{10\cdot 9}{2} = 45$
 - Pravděpodobnost je $P(A) = \frac{45}{105} = \frac{3}{7}$.

2.3.2 Klasická pravděpodobnost

 Jaká je pravděpodobnost, že z balíčku 32 mariášových karet vylosujeme 8 karet a všechny budou buď spodci, svršci, králové nebo esa. Karty po vylosování nevracíme.

•
$$P = \frac{16}{32} \cdot \frac{15}{31} \cdot \frac{14}{30} \cdot \frac{13}{29} \cdot \frac{12}{28} \cdot \frac{11}{27} \cdot \frac{10}{26} \cdot \frac{9}{25} = 0.0122$$

- 1. člen mám 16 příznivých karet ze 32 celkových
- 2. člen mám 15 příznivých karet ze 31
- Kombinatorické pravidlo součinu

2.3.3 Statistická pravděpodobnost

- Jestliže je náhodný pokus libovolněkrát opakovatelný za stejných podmínek, pak lze pravděpodobnost jevu odhadnout na základě počtu jevů příznivých výsledků pokusu.
- Provedeme-li n realizací náhodného pokusu, přičemž n(A) je počet příznivých realizací, potom pravděpodobnost jevu A lze odhadnout poměrem:

$$P(A) = \frac{n(A)}{n}$$

- Odhad je tím přesnější, čím větší je počet realizací náhodného pokusu.
- Jedná se o odhad pravděpodobnosti, přesná hodnota se obdrží limitně při nekonečném počtu pokusu.

2.3.3 Statistická pravděpodobnost

 Antonín Novák jezdí v MHD tzv. "na černo". Dělá si statistiku, za loňský rok jel 2000x a z toho byl 28x chycen. Jaká je pravděpodobnost, že je A. Novák chycen revizorem.

$$P(A) = \frac{n(A)}{n} = \frac{28}{2000} = 0.014$$

• Pokud si bude dělat statistiku i letos, určitě mu vyjde P(A) odlišná od loňské hodnoty. Se zvyšujícím se počtem náhodných pokusů – jízd na "černo" se pravděpodobnost bude blížit přesné hodnotě.

2.3.4 Geometrická pravděpodobnost

- Geometrickou pravděpodobnost lze použít v případech, kdy počet všech možných výsledků náhodného pokusu je nespočetný.
- Pravděpodobnost je založená na porovnání velikosti délek, plochy, objemů.
- Definice: V prostoru je dána určitá oblast Ω a v ní podoblast A. Pravděpodobnost výskytu každého bodu v oblasti Ω je shodná. Potom pravděpodobnost jevu A (náhodně zvolený bod leží v oblasti A) lze zjistit dle vzorce:

$$P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|}$$

, kde |A| a $|\Omega|$ jsou velikosti oblasti.

2.3.4 Geometrická pravděpodobnost

- Př. Máte krychli o délce strany a. V krychli je umístěna koule o průměru $\frac{3}{4}a$. Vypočtěte pravděpodobnost, že náhodně zvolený bod v krychli bude zároveň uvnitř koule.
 - Objem krychle je a^3 . $|\Omega| = a^3$
 - Objem koule je $\frac{4}{3}\pi r^3$. Poloměr koule je $\frac{3}{8}a$. Objem koule je tedy $\frac{9}{128}\pi a^3$. $|A|=\frac{9}{128}\pi a^3$
 - Pravděpodobnost je:

$$P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|} = \frac{\frac{9}{128}\pi a^3}{a^3} = \frac{9}{128}\pi$$

2.3.5 Kolmogorova pravděpodobnost

- Kolmogorova pravděpodobnost je zobecnění definice pravděpodobnosti.
- Je-li A jevové pole, pak pravděpodobnost na jevovém poli A je reálná funkce, pro kterou platí Kolmogorovy axiomy pravděpodobnosti:
 - 1. Pravděpodobnost každého jevu $A \in \mathbb{A}$ je nezáporné reálné číslo $P(A) \geq 0$.
 - 2. Pravděpodobnost jistého jevu je rovna jedné $P(\Omega) = 1$.
 - Pravděpodobnost sjednocení spočetného počtu vzájemně neslučitelných jevů je rovna součtu jejich pravděpodobností

$$A_i \in \mathbb{A}, \forall i$$
 $A_i \cap A_j = \emptyset, \forall i, j, i \neq j$
 $P(\bigcup_i A_i) = \sum_i P(A_i)$

2.3.6 Vlastnosti pravděpodobnosti

- Jevy $A, B \in \mathbb{A}$
 - 1) Pravděpodobnost jevu je omezena 0 a 1 včetně

$$0 \le P(A) \le 1$$

2) Pravděpodobnost nemožného jevu je 0

$$P(\emptyset) = 0$$

3) Pravděpodobnost doplňku k jevu A je

$$P(\bar{A}) = 1 - P(A)$$

- 4) Jestliže A je podmnožinou B, potom pravděpodobnost A je menší nebo rovna B
 - $A \subset B$ $P(A) \leq P(B)$
- 5) Rozdíl jevů B-A je

$$P(B - A) = P(B) - P(A \cap B)$$

– 6) Pravděpodobnost sjednocení jevů A a B

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

- $-7) P(A \cup B) = 1 P(\overline{A} \cap \overline{B})$
- $-8) P(A \cap B) = 1 P(\overline{A} \cup \overline{B})$
- Body 3 až 8 lze jednoduše dokázat například geometrickou pravděpodobností na čtverci o délce strany 1 a vyznačením pravděpodobnosti jevů A a B.
- Porovnej se základními pravidly s náhodnými jevy.

2.4 Nezávislost pokusů, podmíněná pravděpodobnost

- 2.4.1 Nezávislost pokusů
- 2.4.2 Podmíněná pravděpodobnost
- 2.4.3 Věta o úplné pravděpodobnosti
- 2.4.4 Bayesův vzorec
- 2.4.5 Příklad

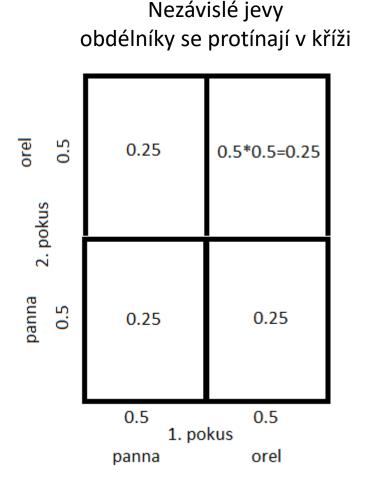
- Provedeme několik pokusů. Jestliže pravděpodobnost jevu A při každém opakování nezávisí na výsledcích předchozích pokusů, potom jsou tyto pokusy nezávislými pokusy vzhledem k jevu A.
 - Např. opakované házení šestistěnnou hrací kostkou.
 Výsledek hodu není závislý na předchozím hodu.
 - Výběr ze souboru, kde prvky se vrací zpět.
- Pravděpodobnost jevu A je při všech pokusech stejná.

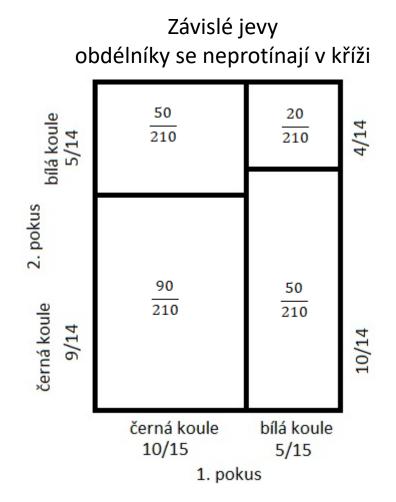
- Závislé pokusy pravděpodobnost nastoupení jevu v určitém pokusu je závislé na předchozích výsledcích.
 - Losování z osudí bez vracení. Před prvním pokusem je v osudí n míčků, před druhým již jen n-1. Podmínky pokusu jsou odlišné.

- Nezávislé pokusy
 - Jaká je pravděpodobnost, že při dvou hodech mincí padne vždy orel.
 - Pravděpodobnost, že při jednom hodu padne orel je $\frac{1}{2}$.
 - Pravděpodobnost druhého pokusu, že padne orel je také $\frac{1}{2}$. Výsledek není závislý na výsledku prvního pokusu.
- Kombinatorické pravidlo součinu.
 - Pravděpodobnost, že u obou hodů padne orel je $P=\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}=\frac{1}{4}$

- Př. Závislé pokusy
 - V osudí je 10 koulí černých a 5bílých. Vybereme 2 koule, které nevracíme. Jaká je pravděpodobnost, že ...
 - První pokus je výběr z 15 koulí , druhý pokus již jen ze 14.
 - Při prvním pokusu byla vybrána bílá. Při druhém je $P_2(bíl\acute{a})=rac{4}{14}$ a $P_2(\check{c}ern\acute{a})=rac{10}{14}$.
 - Při prvním pokusu byla vybrána černá. Při druhém je $P_2(bila) = \frac{5}{14}$ a $P_2(černá) = \frac{9}{14}$.
 - Pravděpodobnosti pokusu P_2 jsou závislé na výsledku prvního pokusu, a tím na sobě závislé.

Spojitost s geometrickou pravděpodobností





2.4.2 Podmíněná pravděpodobnost

Pravděpodobnost, že nastane jev A za podmínky,
 že nastal jev B se vypočte podle vzorce:

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

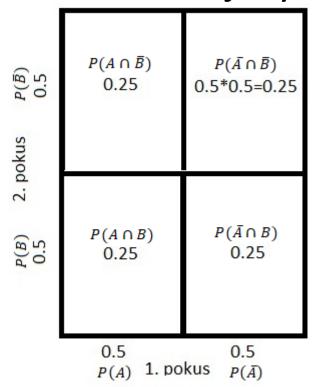
- Podmíněná pravděpodobnost se značí P(A|B)
- Ze vzorce lze odvodit pravděpodobnost průniku dvou jevů

$$P(A \cap B) = P(A|B) \cdot P(B)$$

- U nezávislých jevů platí, že P(A|B) = P(A)
 - Nastoupení jevu B nemá žádný vliv na jev A.

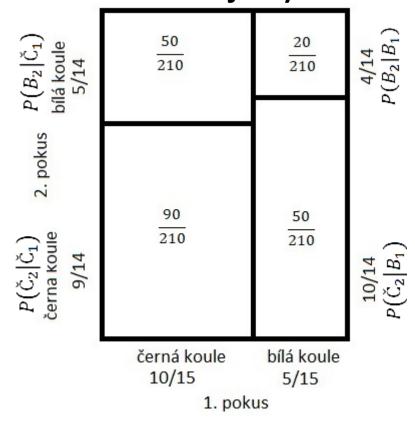
2.4.2 Podmíněná pravděpodobnost

Nezávislé jevy



$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$$

Závislé jevy

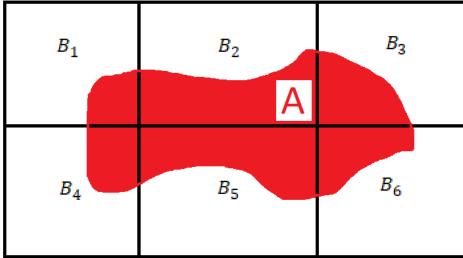


$$P(\check{\mathsf{C}}_2 \cap \check{\mathsf{C}}_1) = P(\check{\mathsf{C}}_2 \big| \check{\mathsf{C}}_1) \cdot P(\check{\mathsf{C}}_1)$$

2.4.3 Věta o úplné pravděpodobnosti

- Pravděpodobnost, že nastane jev A za podmínky, že nastal jev B_i se vypočte podle vzorce $\mathrm{P}(A|B_i) = \frac{P(A\cap B_i)}{P(B_i)}$.
- Odvozením obdržíme $P(A \cap B_i) = P(A|B_i) \cdot P(B_i)$
- Jestliže máme množinu všech možných jevů, které mohli nastat B_i , potom jevu A předcházel jeden z jevů B_i . Platí $\sum_i P(B_i) = 1$
- Uvažujme systém disjunktních jevů B_1, B_2, \ldots, B_n , které zcela pokrývají pravděpodobnostní prostor. Pak pravděpodobnost libovolného jevu A lze vypočítat z pravděpodobností $P(B_i)$ a z podmíněných pravděpodobností $P(A|B_i)$ podle vzorce:

$$P(A) = \sum_{i=1}^{n} P(A|B_i) \cdot P(B_i)$$



2.4.4 Bayesův vzorec

- Pomocí věty o úplné pravděpodobnosti lze stanovit pravděpodobnost jevu A. Předpokládejme, že $P(A) \neq 0$.
- Potom lze stanovit pravděpodobnost jevu $P(B_k|A)$, tj. určit, který z jevů B_k vedl k nastoupení jevu A.

$$P(B_k|A) = \frac{P(A|B_k) \cdot P(B_k)}{\sum_{i=1}^{n} P(A|B_i) \cdot P(B_i)}$$

2.4.4 Bayesův vzorec

- Podmíněná pravděpodobnost průniku $A \cap B_k$ lze stanovit (kapitola 2.4.2): $P(A \cap B_k) = P(A|B_k) \cdot P(B_k)$
- Podmíněná pravděpodobnost průniku $B_k \cap A$ lze stanovit (kapitola 2.4.2): $P(B_k \cap A) = P(B_k | A) \cdot P(A)$
- Přičemž platí:

$$P(A \cap B_k) = P(B_k \cap A)$$

$$P(A|B_k) \cdot P(B_k) = P(B_k|A) \cdot P(A)$$

$$P(B_k|A) = \frac{P(A|B_k) \cdot P(B_k)}{P(A)}$$

• Věta o úplné pravděpodobnosti, jmenovatel Bayesova vzorce je roven P(A).

$$P(A) = \sum_{i=1}^{n} P(A|B_i) \cdot P(B_i)$$

Bayesův vzorec:

$$P(B_k|A) = \frac{P(A|B_k) \cdot P(B_k)}{\sum_{i=1}^{n} P(A|B_i) \cdot P(B_i)}$$

2.4.5 Příklad

- Pokračování příkladu na závislé pokusy
 - V osudí je 10 koulí černých a 5bílých. Vybereme 2 koule, které nevracíme. Jaká je pravděpodobnost, že ...
 - Viz kapitola 2.4.2
 - Při prvním pokusu byla vybrána bílá. Při druhém je pravděpodobnost $P_2(bíl\acute{a}) = \frac{4}{14}$ a $P_2(\check{c}ern\acute{a}) = \frac{10}{14}$.
 - Při prvním pokusu byla vybrána černá. Při druhém je $P_2(bila) = \frac{5}{14}$ a $P_2(\check{c}ern\acute{a}) = \frac{9}{14}$.

•
$$P(B_2|B_1) = \frac{4}{14}$$
 $P(\check{C}_2|B_1) = \frac{10}{14}$
• $P(B_2|\check{C}_1) = \frac{5}{14}$ $P(\check{C}_2|\check{C}_1) = \frac{9}{14}$

•
$$P(B_2|\check{C}_1) = \frac{5}{14}$$

$$P(\check{\mathsf{C}}_2 \big| B_1) = \frac{10}{14}$$

$$P(\check{\mathsf{C}}_2\big|\check{\mathsf{C}}_1) = \frac{9}{14}$$

2.4.5 Příklad

Při druhém z pokusů padla černá. Jaká je pravděpodobnost, že i při prvním pokusu padla černá.

$$- P(B_2|B_1) = \frac{4}{14}$$

$$- P(B_2|\check{C}_1) = \frac{5}{14}$$

$$- P(B_1) = \frac{5}{15}$$

$$P(\check{C}_2|B_1) = \frac{10}{14}$$

$$P(\check{C}_2|\check{C}_1) = \frac{9}{14}$$

$$P(\check{C}_1) = \frac{10}{15}$$

- Chceme zjistit: $P(\check{C}_1|\check{C}_2)$
 - Pravděpodobnost, že při první pokusu padla černá, za předpokladu, že při druhém pokusu padla černá.

$$P(B_k|A) = \frac{P(A|B_k) \cdot P(B_k)}{\sum_{i=1}^{n} P(A|B_i) \cdot P(B_i)}$$

- $P(\check{C}_1|\check{C}_2) = \frac{P(\check{C}_2|\check{C}_1) \cdot P(\check{C}_1)}{\sum_i P(\check{C}_2|X_i) \cdot P(X_i)}$, kde X_i je buď B_1 nebo \check{C}_1 . $P(\check{C}_1|\check{C}_2) = \frac{\frac{9}{14} \cdot \frac{10}{15}}{\frac{10}{14} \cdot \frac{5}{15} + \frac{9}{14} \cdot \frac{10}{15}} = \frac{\frac{90}{210}}{\frac{140}{210}} = \frac{9}{14}$.

3 Náhodná veličina

- 3.1 Distribuční funkce
- 3.2 Diskrétní náhodná veličina
- 3.3 Spojitá náhodná veličina
- 3.4 Funkce náhodné veličiny
- 3.5 Číselné charakteristiky náhodné veličiny
- 3.6 Charakteristiky numerických proměnných
- 3.7 Identifikace odlehlých měření
- 3.8 Příkazy v Matlabu

3 Náhodná veličina

- V této kapitole si ukážeme jakým způsobem lze popsat náhodnou veličinu.
 - Snažíme se o zpřehlednění sběru dat pomocí tabulky, grafu, několika popisných hodnot.
 - Je přehlednější mít 1 graf či tabulku než vektor 1000 výsledků náhodného pokusu.
- Náhodná veličina je libovolná reálná veličina (výsledek náhodného pokusu), kterou je možné opakovaně měřit u různých objektů, v různých místech či čase a její hodnoty podrobit zpracování metodami teorie pravděpodobnosti nebo statistiky.
 - Značí se X, Y, Z, ...
 - Může být diskrétní nebo spojitá
- Distribuční funkce F(x) nebo F(X<x) graf popisující pravděpodobnost, že náhodná veličina X nabude menší hodnoty než x.
 - Pravděpodobnost, že životnost výrobku je menší než t.
 - Distribuční funkce může být pro diskrétní i spojitou náhodnou veličinu.
- Pravděpodobnostní funkce p(x) pro diskrétní náhodnou veličinu graf vyjadřující pravděpodobnost, že náhodná veličina bude nabývat přímo hodnoty x.
 - Pravděpodobnost, že při hodu šestistěnnou kostkou mi padne 3.
- Hustota pravděpodobnosti f(x) pro spojitou náhodnou veličinu graf derivace distribuční funkce. Obdoba pravděpodobnostní funkce pro spojitou náhodnou veličinu.
- Bodové ukazatele náhodné veličiny střední hodnota, rozptyl, medián
 - popis náhodné veličiny pomocí několika hodnot.

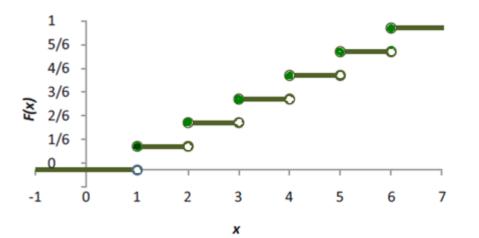
3.1 Distribuční funkce

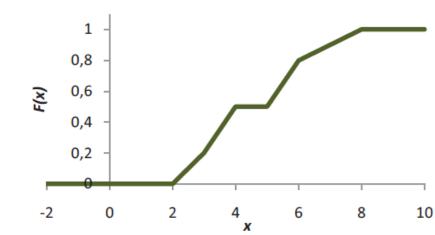
 Distribuční funkce – Nechť X je náhodná veličina. Funkci F(x) definovanou pro všechna reálná x vztahem:

$$F(x) = P(X \le x)$$

nazýváme distribuční funkcí náhodné veličiny X.

- Velkým písmenem označujeme náhodnou veličinu; malým hodnotu.
- Distribuční funkce přiřazuje každému reálnému x pravděpodobnost, že náhodná veličina bude nabývat hodnoty menší nebo rovno x.
- Distribuční funkce může být buď diskrétní nebo spojitá.
- Někdy je distribuční funkce definována i F(x) = P(X < x)





3.1 Distribuční funkce

- Vlastnosti distribuční funkce
 - $-0 \le F(x) \le 1$
 - $\forall x_1 \forall x_2, x_1 < x_2, F(x_1) \le F(x_2)$
 - Funkce je zleva spojitá
 - $-\lim_{x\to-\infty}F(x)=0$
 - $-\lim_{x\to\infty}F(x)=1$

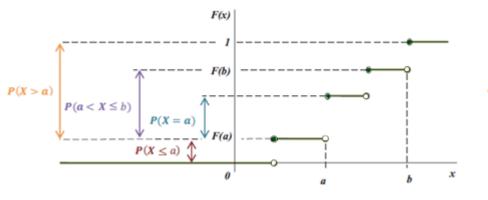
Funkce je omezena Funkce je neklesající

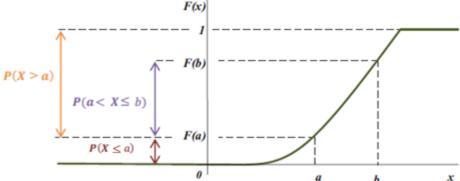
Funkce je zleva omezená

Funkce je zprava omezená

- Z vlastností distribuční funkce lze odvodit
 - $P(X \le a) = F(a)$
 - P(X > a) = 1 F(a)
 - $P(a < X \le b) = F(b) F(a)$
 - $P(X = a) = F(a) \lim_{x \to a^{-}} F(x)$

Doplněk distribuční funkce do 1 Rozdíl dvou pravděpodobností Funkce je zleva spojitá





- Diskrétní náhodná veličina nastává, jestliže množina výsledků náhodného pokusu nabývá pouze diskrétních hodnot (může být konečný i spočetný počet).
 - Konečný počet: orel/panna po hodu mincí, počet bodů po hodu šestistěnné kostky,
 - Spočetný počet: počet dopravních nehod za jeden den, počet poruch zařízení za jeden rok.

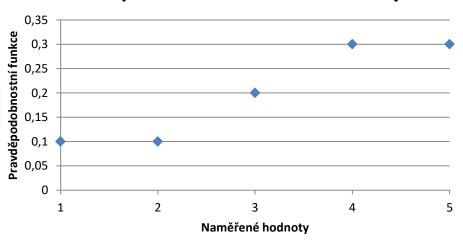
• Náhodná veličina X má diskrétní rozdělení pravděpodobnosti právě tehdy, když nabývá nejvýše spočetně mnoha hodnot $\{x_1, x_2, ...\}$ tak, že $P(X = x_i) \ge 0$ a $\sum_{i=1}^{\infty} P(X = x_i) = 1$.

• Funkci $P(X = x_i) = p(x_i)$ nazýváme pravděpodobnostní funkcí náhodné veličiny X.

- Pravděpodobnostní funkce může být popsána:
 - Matematickým předpisem: $P(X = x) = {5 \choose x} \cdot 0.2^x \cdot 0.8^{5-x}$
 - Tabulkou
 - Grafem

х	1	2	3	4	5
P(x)	0.1	0.1	0.2	0.3	0.3

Pravděpodobnost náhodné veličiny

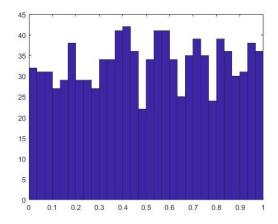


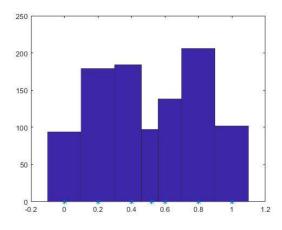
• Distribuční funkce má vztah s pravděpodobnostní funkcí: $F(x) = \sum_{x_i \le x} p(x_i)$

- Vizualizace diskrétních hodnot pomocí histogramu
 - x-ová osa intervaly naměřených hodnot
 - y-ová osa četnost dat
- Matlab: hist(x,M)
 - x naměřená data
 - M skalár počet rovnoměrných sloupců v histogramu
 - M vektor hranic mezi sloupci
- Příklad

```
x=rand(1,1000);
hist(x,30) (obrázek nahoře)
M=[0,0.2,0.4,0.52,0.6,0.8,1]
hist(x,M) (obrázek dole)
```

- Obvyklý počet sloupců lze odhadnout podle vzorců:
 - $-M=\sqrt{n}$
 - $-M=3.3 \cdot \ln n$
 - Pokud M není uvedeno, předpokládá se, že M=10





- Spojitá náhodná veličina nastává, jestliže množina výsledků náhodného pokusu nabývá všech hodnot z určitého intervalu (obecně nespočetný počet).
 - Například: životnost výrobku, náhodně vybrané reálné číslo, přesně naměřený rozměr.
- Náhodná veličina X má spojité rozdělení pravděpodobnosti právě tehdy, má-li spojitou distribuční funkci.
 - Pro popis nelze použít pravděpodobnostní funkci, protože pravděpodobnost intervalu o délce 0 je nulová.

- Pro popis spojité náhodné veličiny se používá hustota pravděpodobnosti f(t).
- Hustota pravděpodobnosti f(t) spojité náhodné veličiny je reálná nezáporná funkce, která je definována:

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} \qquad F(X = a) = \int_{-\infty}^{a} f(t)dt$$

- Hustota pravděpodobnosti má následující vlastnosti:
 - $-f(t) \ge 0$

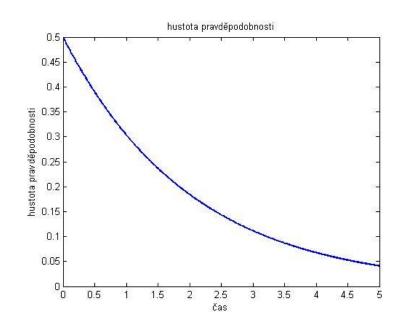
hustota je nezáporná

$$-\int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt = 1$$

 $-\int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt = 1$ plocha pod křivkou je rovna 1

$$-\lim_{x\to-\infty}f(t)=\lim_{x\to\infty}f(t)=0$$

Poznámka: náhodná veličina, která nabývá hodnot v intervalu $(0, \infty)$ označujeme t.



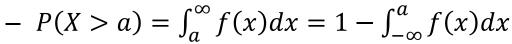
Základní vlastnosti:

$$-P(a < X \le b) = \int_a^b f(x) dx$$

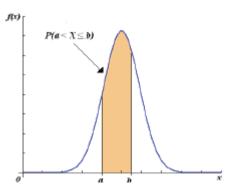
• Např. pravděpodobnost, že se výrobek porouchá v intervalu $\langle a, b \rangle$.

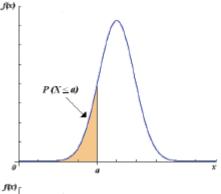
$$- P(X \le a) = \int_{-\infty}^{a} f(x) dx$$

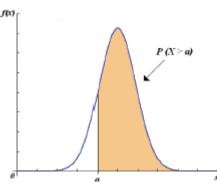
• Pravděpodobnost, že se výrobek porouchá do času t.



• Pravděpodobnost, že životnost výrobku je vyšší než a







Hustota pravděpodobnosti je definována funkcí

$$f(t) = 0.5e^{-0.5 \cdot t}$$
. Zjistěte P $(t > 3)$.

- Například pravděpodobnost, že životnost výrobku je delší než 3 časové jednotky
- Funkci f(x) integrujeme. Dále hledáme c u primitivní funkce takové, aby platily limity $\lim_{x\to -\infty} F(x)=0$ a $\lim_{x\to \infty} F(x)=1$
- $F(t) = -e^{-0.5 \cdot t} + c$
- $\lim_{x \to 0} F(t) = 0; F(T = 0) = -1 + c; c = 1$
- $F(t) = 1 e^{-0.5 \cdot t}$

$$- P(t > 3) = \int_3^\infty 0.5e^{-0.5 \cdot t} = -e^{-0.5t} + c = [1 - e^{-0.5t}]_3^\infty =$$

- P(t > 3) = 0.2231
- Zjistěte pravděpodobnost pro stejnou hustotu pravděpodobnosti, ale v intervalu <1,3>.
 - $P(1 < t < 3) = \int_{1}^{3} 0.5e^{-0.5 \cdot t} = [1 e^{-0.5t}]_{1}^{3}$
 - P(1 < t < 3) = 0.3834
- Způsob výpočtu v matlabu

```
syms t inicializace symbolických výpočtů v matlabu f=0.5*exp(-0.5*t) definice funkce F=int(f,1,3) meze od 1 do 3
```

- Hustota pravděpodobnosti je definována pro nezáporná x funkcí $f(t) = 0.5e^{-0.5 \cdot t}$. Zjistěte distribuční funkci.
- Poznámka:
 - argument t bude uvažován pro R^+ ,
 - argument x pro R.

$$F(t) = \int_0^t f(t)dt = \int_0^t 0.5e^{-0.5 \cdot t}dt = \left| -e^{-0.5 \cdot t} \right|_0^t = -e^{-0.5 \cdot t} - (-1) = 1 - e^{-0.5 \cdot t}$$

- Zkontroluji limity $\lim_{t\to 0} F(t) = 0$ $\lim_{t\to \infty} F(t) = 1$, souhlasí proto posun c=0.
- Způsob výpočtu v matlabu

```
syms t inicializace symbolických výpočtů v matlabu f=0.5*exp(-0.5*t) definice funkce F=int(f,0,t) meze od 0 do t, F=1-exp(-t/2)
```

• Distribuční funkce je dána pro nezáporná x funkcí $F(t) = 1 - e^{-0.5 \cdot t}$. Vypočtěte hustotu pravděpodobnosti.

```
• f(t) = \frac{dF(t)}{dt} = (1 - e^{-0.5 \cdot t})' = 0.5e^{-0.5 \cdot t}
```

Způsob výpočtu v matlabu

```
syms t inicializace symbolických výpočtů v matlabu F=1-exp(-0.5*t) definice distribuční funkce f=diff(F,t)
```

- Hustota pravděpodobnosti je popsána funkcí f(x) = c(1-x)(1+x) v intervalu -1<x<1, mimo interval je nulová. Vypočtěte velikost konstanty c.
 - Nutno ověřit, že je hustota pravděpodobnosti na definovaném intervalu nezáporná.
 - Hledáme c takové, aby plocha pod hustotou byla 1.
 - Matlab:

```
syms x definování x f=(1-x)*(1+x) hustota pravděpodobnosti f je funkce x F=int(f,-1,1)=\frac{4}{3} nutno znormovat, aby integrál pod hustotou byl 1. c=1/F distribuční funkce je omezena hodnotou 1.
```

$$c = 3/4$$

– Hustota pravděpodobnosti je: $f(x) = \frac{3}{4} \cdot (1 - x) \cdot (1 + x)$

- Spojitá náhodná veličina má hustotu pravděpodobnosti na intervalu $\langle -1,1 \rangle$: $f(x) = \frac{3}{4} \cdot (1-x) \cdot (1+x)$. Vypočtěte distribuční funkci.
 - Distribuční funkce je:

F(x)=int(f)
$$F(x) = \frac{1}{4}(-x^3 + 3x) + c$$

- c je nutno dopočítat, aby v bodě x=-1 byla F(x)=0, a zároveň v bodě x=1 byla F(x)=1.
- Dosadím do výrazu $F(x) = \frac{1}{4}(-x^3 + 3x)$ levý kraj intervalu a zjistím, že $F(x = -1) = \frac{1}{4}(-x^3 + 3x) = -\frac{1}{2}$
- -F(x = -1) se musí rovnat 0, proto $c = \frac{1}{2}$. $F(x) = \frac{1}{4}(-x^3 + 3x) + \frac{1}{2}$

$$F(x) = \frac{1}{4}(-x^3 + 3x) + \frac{1}{2}$$

3.4 Transformace náhodné veličiny

- Známe rozdělení náhodné veličiny X a chceme zjistit rozdělení náhodné veličiny Y, která je funkcí náhodné veličiny X: Y = g(X).
 - Např. g(X) je $Y = \log(X)$, Y = 5X + 6, $Y = X^2$
- Pro diskrétní náhodnou veličinu X s pravděpodobnostní funkcí p_{χ} má transformovaná náhodná veličina Y=g(X) pravděpodobnostní funkci:

$$p(y) = \sum_{y=g(x)} p(x)$$

• Pro spojitou náhodnou veličinu X a spojitě diferencovatelnou funkci g je hustota pravděpodobnosti $f_Y(y)$ náhodné veličiny Y rovna:

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \cdot \left| \frac{dg^{-1}(y)}{dy} \right|$$

3.4.1 Transformace diskrétní náhodné veličiny

- Příklad transformace diskrétní náhodné veličiny
 - Pravděpodobnostní funkce náhodné veličiny X je:

x	-2	-1	0	1	2
p(x)	0,1	0,25	0,15	0,3	0,2

- Vytvořme pravděpodobnostní funkci pro náhodnou veličinu $Y = X^2 1$
- K tabulce přidáme řádek funkčních hodnot proměnné y po transformaci

y	3	0	-1	0	3
x	-2	-1	0	1	2
p(x)	0,1	0,25	0,15	0,3	0,2

 Tabulku vzestupně setřídíme podle y a sloučíme sloupce se stejným y. Tím obdržíme pravděpodobnostní funkci proměnné Y

y	-1	0	0	3	3
x	0	-1	1	-2	2
p(x)	0,15	0,25	0,3	0,1	0,2

У	-1	0	3
p(y)	0.15	0.55	0.3

Transformace spojité náhodné veličiny

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \cdot \left| \frac{dg^{-1}(y)}{dy} \right|$$

- Co znamená transformace náhodné veličiny Y = g(X)?
 - Posun n. v. o a: Y = X a

Vynásobení konstantou n. v. c: Y = cX

Logaritmování n. v. : Y = ln X

Odmocnina n. v. : $Y = \sqrt{X}$

- Transformační funkce například $Y = \sqrt{X} 1$
 - Stanovení $g^{-1}(y)$ je inverzní funkce k transformační funkci
 - $-g^{-1}(y)$ určíme, když upravíme transformační funkci Y=f(X) do tvaru X=f(Y)
 - Např. $Y = \sqrt{X} 1$, má $X = (Y + 1)^2$
- Inverzní funkce je definována v matlabu pomocí funkce g=finverse(f)
 - >> syms x
 - >> y = sqrt(x)-1;
 - >> g=finverse(y)
 - $g = (x + 1)^2$
- $f_X(g^{-1}(y))$ každé x v hustotě původní funkce hustoty pravděpodobnosti nahradíme funkcí $g^{-1}(y)$
- $\left|\frac{dg^{-1}(y)}{dy}\right|$ zderivujeme funkci $g^{-1}(y)$ podle y a výsledek upravíme absolutní hodnotou.

Transformace spojité náhodné veličiny

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \cdot \left| \frac{dg^{-1}(y)}{dy} \right|$$

- Co znamená transformace náhodné veličiny Y = g(X)?
 - Posun o a: Y = X a

Vynásobení konstantou c: Y = cX

- Logaritmování: $Y = \ln X$

Odmocnina: $Y = \sqrt{X}$

Příklad: Mějte hustotu pravděpodobnosti $f(x) = \frac{1}{8}x$ na intervalu (0,4). Mimo interval je f(x) nulová.

Posuňte hustotu pravděpodobnosti: Y = 2X - 5.

- 1) Přetransformujeme definiční obor náhodné veličiny. Transformace je prostá funkce. Interval $\langle 0,4 \rangle$ se přetransformuje na $\langle -5,3 \rangle$.
- 2) Stanovení $g^{-1}(y)$
 - $-g^{-1}(y)$ je inverzní funkce k transformační funkci
 - $-g^{-1}(y)$ určíme, když upravíme transformační funkci Y=f(X) do tvaru X=f(Y)
 - Např. $Y = \sqrt{X} 1$ upravíme na $X = (Y + 1)^2$
 - V našem příkladu to je $X = \frac{Y+5}{2}$

3) Určení $f_X(g^{-1}(y))$ dosadím za každé x v původní hustotě pravděpodobnosti funkci $g^{-1}(y)$

$$f_X(g^{-1}(y)) = \frac{1}{8} \cdot \frac{y+5}{2}$$

4) Zjištění $\left|\frac{dg^{-1}(y)}{dy}\right|$, derivace $g^{-1}(y)$ podle y a absolutní hodnota

$$\left| \frac{dg^{-1}(y)}{dy} \right| = \left(\frac{y+5}{2} \right)^{2} = \frac{1}{2}$$

- Derivace je kladná, proto absolutní hodnota nemá žádný vliv.
- 5) Nová hustota pravděpodobnosti je:

$$g(y) = \frac{1}{8} \cdot \frac{y+5}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{y+5}{32}$$

na intervalu < -5,3), jinde je nulová.

6) Správnost hustoty lze ověřit pomocí výpočtu distribuční funkce a dosazení krajních intervalů.

$$\int_{-5}^{3} g(y) = 1$$

$$F(y) = \frac{y^2}{64} + \frac{5y}{32} = \frac{9}{64} + \frac{15}{32} - \frac{25}{64} - \left(-\frac{25}{32}\right) = \frac{40}{32} - \frac{16}{64} = 1$$

- Příklad 2: $f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \cdot \left| \frac{dg^{-1}(y)}{dy} \right|$
- Transformační funkce $Y = \sqrt{X} 1$; původní hustota pravděpodobnosti je: $f(x) = e^{-x}$, pro kladné x, jinde 0.
- 1) Určení nového definičního oboru:
 - $\begin{array}{ll}
 & x = 0 \\
 & x = \infty
 \end{array} \qquad y = -1$ $y = \infty$
 - Nový definiční obor je $\langle -1, \infty \rangle$
- 2) Stanovení $g^{-1}(y)$ je inverzní funkce k transformační funkci: $X = (Y+1)^2$
- 3) Určení $f_X(g^{-1}(y))$ dosadím za každé x v původní hustotě pravděpodobnosti funkci $g^{-1}(y)$

$$f_X(g^{-1}(y)) = e^{-(y+1)^2}$$

4) Zjištění $\left|\frac{dg^{-1}(y)}{dy}\right|$, derivace $g^{-1}(y)$ podle y a absolutní hodnota

$$\left| \frac{dg^{-1}(y)}{dy} \right| = 2(y+1)$$

- Derivace je kladná, proto absolutní hodnota nemá žádný vliv.
- 5) Nová hustota pravděpodobnosti je:

$$g(y) = e^{-(y+1)^2} \cdot 2(y+1)$$

na intervalu $< -1, \infty$), jinde je nulová.

- 6) Správnost hustoty lze ověřit pomocí výpočtu distribuční funkce a dosazení krajních intervalů.
 - >> syms x
 - >> F=int(2*exp(-(x+1)*(x+1))*(x+1),-1,inf)
 - F = 1

3.4.3 Součet náhodných veličin

- Známe rozdělení náhodné veličiny X_1 a X_2 a chceme zjistit rozdělení náhodné veličiny Y, která je definována: $Y = X_1 + X_2$.
- Náhodná veličina X_1 má hustotu f_1 a distribuční funkci F_1 . Obdobně X_2 má f_2 a F_2 .
- Náhodná veličina Y má hustotu g a distribuční funkci G.
- Jestliže X_1 a X_2 jsou nezávislé, lze odvodit výslednou hustotu pravděpodobnosti a distribuční funkci, dle vztahu:

$$G(y) = \int_{-\infty}^{\infty} F_1(y - x_2) \cdot f_2(x_2) dx_2 = \int_{-\infty}^{\infty} f_1(x_1) \cdot F_2(y - x_1) dx_1$$

$$g(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_1(y - x_2) \cdot f_2(x_2) dx_2 = \int_{-\infty}^{\infty} f_1(x_1) \cdot f_2(y - x_1) dx_1$$

- Funkce g(y) představuje konvoluci funkcí $g = f_1 * f_2$.
 - Matlab funkce conv

3.4.3 Součet náhodných veličin

- Určete pravděpodobnosti, že součet bodů při 7x házení kostkou bude X
- 1 hod $-P(X = k) = \frac{1}{6}$
- x=[1 1/6, 2 1/6, 3 1/6, 4 1/6, 5 1/6, 6 1/6]
- x2=conv(x,x) pravděpodobnosti součtu 2 hodů
- x2 = [2 0.0278, 3 0.0556, 4 0.0833, 5 0.1111, 6 0.1389, 7 0.1667, 8 0.1389, 9 0.1111, 10 0.0833, 11 0.0556, 12 0.0278]
- x4=conv(x2,x2) pravděpodobnost součtu 4 hodů
- x4 = [4 0.0008, 5 0.0031, 6 0.0077, 7 0.0154, 8 0.0270, 9 0.0432, 10 0.0617, 11 0.0802, 12 0.0965, 13 0.1080, 14 0.1127, 15 0.1080, 16 0.0965, 17 0.0802, 18 0.0617, 19 0.0432, 20 0.0270, 21 0.0154, 22 0.0077, 23 0.0031, 24 0.0008]
- x6=conv(x4,x2); pravděpodobnost součtu 6 hodů
- x7=conv(x6,x) pravděpodobnost součtu 7 hodů
- x7 = [7 0.0000036, 8 0.000025, 9 0.0001, 10 0.0003, 11 0.0008, 12 0.0017, 13 0.0033, 14 0.0060, 15 0.0100, 16 0.0158, 17 0.0234, 18 0.0327, 19 0.0433, 20 0.0545, 21 0.0655, 22 0.0750, 23 0.0820, 24 0.0858, 25 0.0858, 26 0.0820, 27 0.0750, 28 0.0655, 29 0.0545, 30 0.0433, 31 0.0327, 32 0.0234, 33 0.0158, 34 0.0100, 35 0.0060, 36 0.0033, 37 0.0017, 38 0.0008, 39 0.0003, 40 0.0001, 41 0.000025, 42 0.0000036]

3.4.3 Součet náhodných veličin

- Pravděpodobnost součtu dvou hodů na šestistěnné kostce:
 - x2 = [2 0.0278, 3 0.0556, 4 0.0833, 5 0.1111, 6 0.1389, 7 0.1667, 8 0.1389, 9 0.1111, 10 0.0833, 11 0.0556, 12 0.0278]

_	Součet 2	11						1/36=0.0278
_	Součet 3	12	21					2/36=0.0556
_	Součet 4	13	22	31				3/36=0.0833
_	Součet 5	14	23	32	41			4/36=0.1111
_	Součet 6	15	24	33	42	51		5/36=0.1389
_	Součet 7	16	25	34	43	52	61	6/36=0.1667
_	Součet 8	26	35	44	53	62		5/36=0.1389
_	Součet 9	36	45	54	63			4/36=0.1111
_	Součet 10	46	55	64				3/36=0.0833
_	Součet 11	56	65					2/36=0.0556
_	Součet 12	66						1/36=0.0278

3.4.3 Transformace náhodné veličiny

Pravděpodobnost součtu tří hodů na šestistěnné kostce:

Součet 3 – 111	1	1/216
Součet 4 – 112 121 211	3	3/216
Součet 5 – 113 122 131 212 221 311	6	6/216
Součet 6 – 114 123 132 141 213 222 231 312 321 411	10	10/216
Součet 7 – 115 124 133 142 151 214 223 232 241 313 322 331 412 421 511	15	15/216
Součet 8 – 116 125 134 143 152 161 215 224 233 242 251 314 323 332 341 413 422 431 512 521 611	21	21/216
Součet 9 – 126 135 144 153 162 216 225 234 243 252 261 315 324 333 342 351 414 423 432 441 513 522 531 612 621	25	25/216
Součet 10 – 136 145 154 163 226 235 244 253 262 316 325 334 343 352 361 415 424 433 442 451 514 523 532 541 613 622 63	1 27	27/216
Součet 11 – 146 155 164 236 245 254 263 326 335 344 353 362 416 425 434 443 452 461 515 524 533 542 551 614 623 632 64	1 27	27/216
Součet 12 – 156 165 246 255 264 336 345 354 363 426 435 444 453 462 516 525 534 543 552 561 615 624 633 642 651	25	25/216
Součet 13 – 166 256 265 346 355 364 436 445 454 463 526 535 544 553 562 616 625 634 643 652 661	21	21/216
Součet 14 – 266 356 365 446 455 464 536 545 554 563 626 635 644 653 662	15	15/216
Součet 15 – 366 456 465 546 555 564 636 645 654 663	10	10/216
Součet 16 – 466 556 565 646 655 664	6	6/216
Součet 17 – 566 656 665	3	3/216
Součet 18 – 666	1	1/216

3.5 Číselné charakteristiky náhodné veličiny

- 3.5.1 Úvod do číselných charakteristik
- 3.5.2 Obecné momenty
- 3.5.3 Střední hodnota
- 3.5.4 Centrální momenty
- 3.5.5 Rozptyl a směrodatná odchylka
- 3.5.6 Šikmost
- 3.5.7 Špičatost
- 3.5.8 Kvantily
- 3.5.9 Modus

3.5.1 Úvod do číselných charakteristik

- Rozdělení pravděpodobnosti je jednoznačně popsáno
 - distribuční funkcí F(x),
 - hustotou pravděpodobnosti f(x) spojitá n.v.
 - pravděpodobnostní funkcí P(x) diskrétní n.v.
- Snahou je popsat rozdělení pomocí několika málo čísel, které popisují hlavní charakteristiky náhodné veličiny. Jsou to například:
 - Střední hodnota E(X)
 - Rozptyl D(X)
 - Směrodatná odchylka $\sigma(X)$
- Výše uvedené veličiny vycházejí z obecných a centrálních momentů r-tého řádu

3.5.2 Obecné momenty

- Obecný moment r-tého řádu:
 - Značí se $E(X^r)$, nebo μ_r
 - Pro diskrétní náhodnou veličinu je definován:

$$\mu_r = \sum_i x_i^r \cdot P(x_i)$$

– Pro spojitou náhodnou veličinu je definován:

$$\mu_r = \int_{-\infty}^{\infty} x^r \cdot f(x) dx$$

 Velmi často se využívá 1. obecný moment – střední hodnota

3.5.3 Střední hodnota

- Střední hodnota E(X), 1. obecný moment
 - Pro diskrétní náhodnou veličinu je definován:

$$\mu_r = \sum_i x_i \cdot P(x_i)$$

Pro spojitou náhodnou veličinu je definován:

$$\mu_r = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) dx$$

- Interpretace průměr všech realizací náhodné veličiny (při shodné váze každé realizace)
 - Aritmetický průměr výsledků, průměrný plat v ČR, střední doba do poruchy výrobku
- Vlastnosti střední hodnoty:

$$- E(aX + b) = aE(X) + b$$

$$- E(\sum_i X_i) = \sum_i E(X_i)$$

$$-E(\prod_i X_i) = \prod_i E(X_i)$$
 jestliže X_i jsou navzájem nezávislé

 $\forall a, b$

3.5.3 Střední hodnota

- Střední hodnota v matlabu
 - >> syms x
 - >> fx=0.25*exp(-x/4);
 - >> EX=int(x*fx,0,inf)
 - EX =4

definování proměnných definovaní hustoty pravděpodobnosti výpočet střední hodnoty, dolní a horní mez, kde je hustota nenulová

- Například 3. obecný moment v matlabu
 - >> syms x
 - >> fx=0.25*exp(-x/4);
 - $>> my3=int(x^3*fx,0,inf)$
 - my3 = 384

3.5.4 Centrální momenty

- Centrální moment r-tého řádu:
 - Značí se μ_r'
 - $-\mu'_r = E(X E(X))^r$ pro r=2,3,4,...
 - Pro diskrétní náhodnou veličinu je definován:

$$\mu_r' = \sum_i (x_i - E(X))^r \cdot P(x_i)$$

Pro spojitou náhodnou veličinu je definován:

$$\mu_r' = \int_{-\infty}^{\infty} (x - E(X))^r \cdot f(x) dx$$

- Velmi často se využívá 2. centrální moment rozptyl, nebo jeho odmocnina směrodatná odchylka
- Využívá se i 3. a 4. centrální moment šikmost a špičatost.

3.5.5 Rozptyl a směrodatná odchylka

- Rozptyl D(X) nebo také σ^2 , 2. centrální moment
 - Pro diskrétní náhodnou veličinu je definován:

$$\sigma^2 = \sum_i (x_i - E(X))^2 \cdot P(x_i)$$

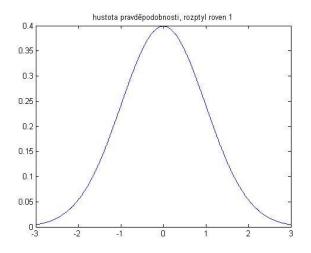
Pro spojitou náhodnou veličinu je definován:

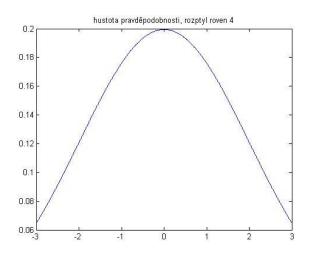
$$\sigma^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (x - E(X))^2 \cdot f(x) dx$$

Často se využívá pro naměřená data vzorec:

$$\sigma^2 = E(X^2) - (E(X))^2$$

- Rozptyl je parametr vyjadřující variabilitu (rozptýlenost) realizací od střední hodnoty.
 - Jednotkou rozptylu je kvadrát střední hodnoty. $[m^2, kg^2, {}^{\circ}C^2]$ apod.





3.5.5 Rozptyl a směrodatná odchylka

- Vlastnosti rozptylu:
 - $-D(aX + b) = a^2D(X)$ $\forall a, b$ $-D(\sum_i X_i) = \sum_i D(X_i)$ jestliže X_i jsou navzájem nezávislé
- Výpočet v matlabu:
 - >> syms x
 - >> fx=0.25*exp(-x/4); nutno definovat hustotu pravd.
 - >> EX=int(x*fx,0,inf)
 - $>> DX=int((x-EX)^2*fx,0,inf)$
- Z důvodu nevhodných jednotek se využívá odmocnina z rozptylu směrodatná odchylka σ

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} = \sqrt{D(X)}$$

Směrodatná odchylka je obdobně jako rozptyl parametr vyjadřující variabilitu dat od střední hodnoty

3.5.6 Šikmost

- Šikmost je mírou symetrie rozdělení pravděpodobnosti
- Definována je jako podíl 3. centrálního momentu a třetí mocniny směrodatné odchylky

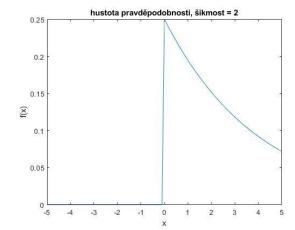
$$\alpha_3 = \frac{{\mu_3}'}{\sigma^3}$$

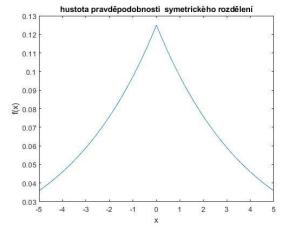
- $\alpha_3 = 0$ symetrické rozdělení
- $\alpha_3 < 0$ negativně zešikmené rozdělení
- $\alpha_3 > 0$ pozitivně zešikmené rozdělení
- Matlab:
 - >> syms x
 - >> fx=0.25*exp(-x/4); f(x) je zde defin. pouze pro nezáporná čísla
 - >> EX=int(x*fx,0,inf)
 - $>> sikmost=int((x-EX)^3*fx,0,inf)/(int((x-EX)^2*fx,0,inf)^1.5)$
 - sikmost = 2
- Příklad pro symetrické rozdělení (hustota z minulého příkladu je zrcadlena i do záporných čísel)

```
>> syms x
```

- >> fx=0.125*exp(-abs(x)/4);
- >> EX=int(x*fx,-inf,inf)
- $>> sikmost=int((x-EX)^3*fx,-inf,inf)/(int((x-EX)^2*fx,-inf,inf)^1.5)$

sikmost = 0





3.5.7 Špičatost

- Špičatost je mírou koncentrace hodnot kolem střední hodnoty
- Definována je podílem čtvrtého centrálního momentu a čtvrté mocniny směrodatné odchylky.

$$\alpha_4 = \frac{{\mu_4}'}{\sigma^4}$$

- $\alpha_4 = 0$ špičatost normálního rozdělení
- $\alpha_4 < 0$ menší špičatost než u normálního rozdělení
- $lpha_4>0$ větší špičatost než u normálního rozdělení
- V některé literatuře je koeficient špičatosti definován odlišně $\alpha_4 = \frac{\mu_4 r}{\sigma^4} 3$
- Matlab
 - >> syms x
 - >> fx=0.25*exp(-x/4); hustota je zde definována pouze pro nezáporná čísla
 - >> EX=int(x*fx,0,inf)
 - >> spicatost=int((x-EX) 4 fx,0,inf)/(int((x-EX) 2 fx,0,inf) 2)

3.5.8 Kvantily

- Značí se x_p
- Představuje takovou hodnotu, že pravděpodobnost, že náhodná veličina nabude hodnoty menší než x_p je 100*p procent.
- 50% kvantil je nazýván medián
- 25% a 75% kvantil je nazýván dolní / horní kvartil
- 1% kvantil je nazýván percentil

Způsob určení kvantilu z distribuční funkce

Matlab:

syms t

Fx=1-exp(-0.1*t)

%distribuční funkce

kvantil=solve(Fx==0.25) %dolní kvartil

3.5.9 Modus

- Značí se \hat{x} .
- Jedná se o nejčetnější hodnotu
- Pro diskrétní náhodnou veličinu $P(X = \hat{x}) \ge P(X = x_i), \forall i \in 1,2,...,n$
- Pro spojitou náhodnou veličinu $f(\hat{x}) \ge f(x), \forall x$
- · Náhodná veličina může mít i více modů.

3.6 Charakteristiky numerických proměnných

- 3.6.1 Základní charakteristiky
- 3.6.2 Aritmetický průměr
- 3.6.3 Harmonický a geometrický průměr
- 3.6.4 Modus a shorth
- 3.6.5 Kvantily, kvartily a medián
- 3.6.6 Výběrový rozptyl, směrodatná odchylka
- 3.6.7 MAD
- 3.6.8 Výběrová šikmost
- 3.6.9 Výběrová špičatost

3.6.1 Základní charakteristiky

- Příkazy pro stanovení základních charakteristik v matlabu/Octave
 - Maximum

```
max(x) – vrátí maximum
nanmax(x) – zjistí maximum pouze z čísel, ostatní ignoruje
```

- Minimum

```
min(x) – vrátí minimum
nanmin(x) – zjistí minimum pouze z čísel, ostatní ignoruje
```

Rozdíl maxima a minima

```
range(x) - x_{max} - x_{min}
```

Součet prvků ve vektoru

```
sum(x)
```

nansum(x) – zjistí součet z číselných hodnot, ostatní ignoruje

Rozsah výběru

```
length(x) – počet prvků ve vektoru
size (x) – velikost matice
```

3.6.2 Aritmetický průměr

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}$$

- Vstupem jsou data:
 - x_i vstupní data, n počet dat
- Vstupem je četnostní tabulka:

$$\bar{x} = \frac{x_1 \cdot n_1 + x_2 \cdot n_2 + \dots + x_k \cdot n_k}{n_1 + n_2 + \dots + n_k}$$

 $\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{\sum_{i=1}^{n} x_i}$

- $-n_i$ představuje buď váhu, četnost, nebo procento výskytu
- $-x_i$ data
- Vstupem jsou pravděpodobnosti jevů

$$\bar{x} = x_1 \cdot p_1 + x_2 \cdot p_2 + \dots + x_k \cdot p_k$$
$$\sum_{i=1}^k p_i = 1$$

- Matlab: mean(x)
 nanmean(x) počítá průměr pouze z číselných hodnot
- Vlastnosti střední hodnoty:
 - Přičteme-li všem datům konstantu c, střední hodnota se zvýší o konstantu c.
 - Vynásobíme-li všechna data konstantou c, střední hodnota se c-krát zvýší.

3.6.3 Harmonický a geometrický průměr

- Pro výpočet průměru převrácených hodnot se využívá harmonický průměr:
- Pro data:

$$\overline{x_H} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}}$$

• Pro četnostní tabulku

$$\overline{x_H} = \frac{\sum_{i=1}^k n_i}{\sum_{i=1}^k \frac{n_i}{x_i}}$$

- Využití například pro úlohy s nepřímou úměrností (úlohy práce).
- Matlab: harmmean(x)

3.6.3 Harmonický a geometrický průměr

- Pro výpočet průměru představující relativní změny se využívá geometrický průměr:
- Pro data:

$$\overline{x_G} = \sqrt[n]{x_1 \cdot x_2 \cdot \cdots \cdot x_n}$$

Pro četnostní tabulku

$$\overline{x_G} = \sqrt[n]{x_1^{n_1} \cdot x_2^{n_2} \cdot \dots \cdot x_k^{n_k}}$$

$$n = \sum_{i=1}^k n_i$$

Matlab: geomean(x)

3.6.4 Modus a shorth

- Modus je nejčastější hodnota ze vstupního souboru.
- Matlab: mode(x)
 - Pozn.: při více modů funkce vrací první

 Shorth je nejmenší interval, v němž leží alespoň 50 % vstupních dat.

```
x=normrnd(0,1,1,1001); %definování vstupního vektoru
delka=length(x);
                        %určení délky vektoru
                        %setřídění od min po max
x=sort(x);
nejmensi rozdil=range(x);
                            %odhad maximálního rozdílu
if mod(1001,2) == 0
                        %pro vektor sudé délky
    for i=1:delka/2
    rozdil=x(i+delka/2)-x(i);
    if rozdil<nejmensi rozdil
        nejmensi rozdil=rozdil;
        max=i+delka/2:
    end
    end
                        %pro vektor liché délky
    delka=delka+1:
    for i=1: (delka/2-1)
    rozdil=x(i+delka/2)-x(i);
    if rozdil<nejmensi rozdil
        nejmensi rozdil=rozdil;
        min=i:
        max=i+delka/2:
    end
    end
vysledek shorth=x(max)-x(min)
```

3.6.5 Kvantily, kvartily a medián

- $100 \cdot p$ % kvantil proměnné x je hodnota, která rozděluje soubor na $100 \cdot p$ % menších hodnot od zbytku. Značíme jej x_p .
 - Kvantily tvoří inverzní funkci k distribuční funkci.
 - 50% kvantil se nazývá medián
 - rozděluje datový soubor na dvě skupiny takové, že v první je 50 % dat menších než medián a obdobně v druhé je 50 % dat větších než medián.
 - 25% kvantil se nazývá dolní kvartil
 - 75% kvantil se nazývá horní kvantil

3.6.5 Kvantily, kvartily a medián

- Určení z naměřených dat:
 - Setřídím data od min po max a stanovím jim pořadí $z_1, z_2, ..., z_n$.
 - 100p % kvantil je roven proměnné s pořadím:

$$z_p = n \cdot p + 0.5$$

- Není-li z_p celé číslo, pak kvantil určíme jako průměr prvků z pořadím $|z_p|$ a $[z_p]$.
- Interkvartilové rozpětí
 - Rozdíl mezi horním a dolním kvartilem
 - Pomocí interkvartilového rozpětí lze porovnávat variabilitu souboru.

3.6.5 Kvantily, kvartily a medián

Matlab

```
    median(x) určí medián z vektoru
```

 nanmedian(x) určí medián z číselných hodnot ve vektoru, ostatní ignoruje

– quantile(x,p) určí p kvantil z dat

např. quantile(x,0.5) je 50% kvantil

– prctile(x,p) určí p% kvantil z dat

např. prctile(x,50) je 50% kvantil

iqr(x) interkvartilové rozpětí

- Výběrový rozptyl a směrodatná odchylka popisují variabilitu dat kolem střední hodnoty.
- Výběrový rozptyl je definován:

$$s^{2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \bar{x})^{2}}{n-1}$$

- Čitatel je součet kvadrátů odchylek od průměru.
- Jmenovatel je zmenšen o 1, protože se ztrácí jeden stupeň volnosti odhadem střední hodnoty. Z jednoho čísla nelze vypočítat odchylku od střední hodnoty.
- Ve statistice často, když odhadujeme k parametrů se zmenší počet stupňů volnosti o k a statistika je např. dělena n-k, kde n je počet naměřených dat.

- Základní vlastnosti výběrového rozptylu
 - Konstantní hodnoty mají nulový rozptyl
 - Přičtením konstanty ke všem datům se rozptyl nezmění
 - Vynásobíme-li data konstantou k, rozptyl se změní k^2 krát.
- Nevýhoda rozptylu je, že jednotky jsou v kvadrátu oproti střední hodnotě.
- Tuto nevýhodu odstraňuje směrodatná odchylka.

Výběrová směrodatná odchylka s

$$s = \sqrt{rozptylu} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$$

- Matlab:
 - Určení libovolného centrálního momentu
 - Výběrový rozptyl
 - Výběrová směrodatná odchylka

- moment(x, řád momentu)
- var(x)
- std(x)

- Variační koeficient
 - Vhodný pro porovnání míry variabilit mezi sebou
 - Například je více variabilní plat v ČR, nebo v Německu
 - Použitelný pouze pro kladně naměřené hodnoty (záporné výsledky nemohou nastat)

$$V_{\chi} = \frac{s}{\bar{\chi}}$$

Rozptyl

Směrodatná odch.

Vstupem jsou data:

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2}{n-1}$$

 $s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2}{n - 1}}$

- x_i - vstupní data, n - počet dat

• Vstupem je četnostní tabulka:

$$s^{2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} n_{i} \cdot (x_{i} - \bar{x})^{2}}{(\sum_{i=1}^{n} n_{i}) - 1}$$

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} n_i \cdot (x_i - \bar{x})^2}{(\sum_{i=1}^{n} n_i) - 1}}$$

- n_i představuje četnost
- $-x_i$ data
- Vstupem jsou pravděpodobnosti jevů (platí $\sum_{i=1}^{n} p_i = 1$):

$$s^2 = \sum_{i=1}^n p_i \cdot (x_i - \bar{x})^2$$

$$s = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} p_i \cdot (x_i - \bar{x})^2}$$

- Rada ze zkušeností vždy se snažte počítat statistické ukazatele přímo z naměřených dat. Můžete zjistit:
 - Opticky odlehlé hodnoty,
 - Data vznikla spojením různých souborů, mezi kterými je systematická chyba (posun středních hodnot),
 - Odhadnout rozptyl a symetričnost dat.
 - Víte s kolika naměřenými hodnotami pracujete.
- V praxi se Vám řada lidí bude snažit "usnadnit práci" dodáním pouze středních hodnot a rozptylů a nikoliv naměřených dat. Toto bylo užitečné v době "logaritmických pravítek". Dnes však SW vypočte statistické výsledky prakticky okamžitě.

3.6.7 MAD

- MAD
 - a) Střední hodnota absolutních odchylek od střední hodnoty
 - b) Medián absolutních odchylek od mediánu
- Způsob výpočtu ad a:
 - Setřídíme hodnoty od min po max a určíme střední hodnotu
 - Vypočteme rozdíly v absolutní hodnotě naměřených dat od střední hodnoty
 - Z výsledků stanovíme střední hodnotu
- Matlab
 - mad(x,0) střední hodnota absolutních odchylek od střední hodnoty
 - mad(x,1) medián absolutních odchylek od mediánu

3.6.8 Výběrová šikmost

 Vyjadřuje symetrii rozložení hodnot kolem průměru

$$a = \frac{n}{(n-1)\cdot (n-2)} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^3}{s^3}$$

 $\gamma_i < 0$

-a = 0 data jsou kolem průměru rozloženy symetricky

Matlab: skewness(x)

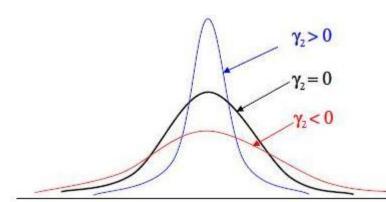
3.6.9 Výběrová špičatost

 Vyjadřuje koncentraci naměřených hodnot kolem jejího průměru a porovnává je s normálním rozdělením

$$b = \frac{n \cdot (n+1)}{(n-1) \cdot (n-2) \cdot (n-3)} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^4}{s^4} - \frac{(n-1)^2}{3 \cdot \frac{(n-2) \cdot (n-3)}{(n-2) \cdot (n-3)}}$$

-b=0 špičatost odpovídá normálnímu rozdělení

Matlab: kurtosis(x)



- Identifikace odlehlých měření je důležité pro zjištění těch hodnot, které se mimořádně liší od ostatních a ovlivňují tím vypovídající hodnotu průměru.
- U všech identifikovaných dat je vhodné se zamyslet, zda nedošlo k chybě měření.
- Práce s odlehlým měřením
 - 1) byla zjištěna chyba při měření data odstraníme
 - 2) nebyla zjištěna chyba měření data ponecháme a zdůvodníme jejich ponechání
 - 3) nebyla zjištěna chyba měření data odstraníme a zdůvodníme jejich odstranění a uvedeme důvod proč nebyly ponechány.

- Způsob zjištění odlehlých měření
- 1) metoda z-souřadnice
 - Data z norm. rozdělení
 - Data z normálního rozdělení, symetrická

$$- x_{odlehle}: \left| \frac{x_i - \bar{x}}{s} \right| > 3$$

- 2) metoda vnitřních hradeb
 - Data nesymetrická
 - $x_{odleble} < x_{0.25} 1.5 \cdot IQR$
 - $x_{odlehle} > x_{0.75} + 1.5 \cdot IQR$

- 3) $x_{0.5}$ souřadnice
 - Data nesymetrická
 - mad(x,1) medián absolutních odchylek od mediánu

```
- x_{odlehle}: \left| \frac{x_i - x_{0.5}}{1.483 \cdot MAD} \right| > 3
```

```
n=length(x);
- for i=1:n
      z=abs(x(i)-mean(x))/std(x);
      if z>3
  n=length(x);
  xdolni=quantile(x,0.25)-1.5*iqr(x);
  xhorni=quantile(x,0.75)+1.5*iqr(x);
- for i=1:n
      if x(i)<xdolni
       if x(i)>xhorni
       end
   n=length(x);
  - for i=1:n
        z=abs(x(i)-median(x))/(1.483*mad(x));
        if z>3
        end
    end
```

- Naměřená data: 4,7,10,11,12,12,12,13,13,15,22 (symetrická data)
- Základní číselné veličiny:
 - Střední hodnota: 12 Rozptyl: 22.60 Směrodatná odchylka: 4.75 Medián: 12
- MAD
- Střední hodnota absolutních odchylek od střední hodnoty:

$$MAD = \frac{31}{11}$$

- Medián absolutních odchylek od mediánu:

 8,5,2,1,0,0,0,1,1,3,10
 Setříděný vektor 0,0,0,1,1,1,2,3,5,8,10 MAD=1

- Zjištění odlehlých hodnot
 - Metoda z-souřadnice

•
$$x_{odlehle}: \left| \frac{x_i - \bar{x}}{s} \right| > 3$$

•
$$x_{odlehle} < \bar{x} - 3s = 12 - 3 \cdot 4.75 = -2.25$$

$$x_{odleble} > \bar{x} + 3s = 12 + 3 \cdot 4.75 = 26.25$$

Metoda vnitřních hradeb

•
$$x_{0.25} = 10.25$$

$$x_{0.75} = 13$$
 $IQR = 2.75$

$$x_{odlehle} < x_{0.25} - 1.5 \cdot IQR = 6.125$$

$$x_{odleble} > x_{0.75} + 1.5 \cdot IQR = 17.125$$

- $x_{0.5}$ souřadnice
 - $\left| \frac{x_i x_{0.5}}{1.483 \cdot MAD} \right| > 3$

•
$$x_{odlehle} < x_{0.5} - 4.45 \cdot MAD = 12 - 4.45 \cdot 1 = 7.55$$

$$x_{odlehle} > x_{0.5} + 4.45 \cdot MAD = 12 + 4.45 \cdot 1 = 16.45$$

- Naměřená data: 4,7,10,16,18,22,28,35,49,65,81,145 (nesymetrická data)
- Základní číselné veličiny:
 - Střední hodnota: 40 Rozptyl: 1659.1 Směrodatná odchylka: 40.7 Medián: 25
- MAD
- Střední hodnota absolutních odchylek od střední hodnoty:
 - 36,33,30,24,22,18,12,5,9,25,41,105

MAD=30

- Medián absolutních odchylek od mediánu:
 - 21,18,15,9,7,3,3,10,24,40,56,120

Setříděný vektor 3,3,7,9,10,15,18,21,24,40,56,120

MAD=16.5

- Zjištění odlehlých hodnot
 - Metoda z-souřadnice

•
$$x_{odlehle}$$
: $\left|\frac{x_i - \bar{x}}{s}\right| > 3$

•
$$x_{odlehle} < \bar{x} - 3s = 40 - 3 \cdot 40.7 = -82.1$$

$$x_{odleble} > \bar{x} + 3s = 40 + 3 \cdot 40.7 = 162.1$$

Metoda vnitřních hradeb

•
$$x_{0.25} = 13$$

$$x_{0.75} = 57$$
 $IQR = 44$

•
$$x_{odlehle} < x_{0.25} - 1.5 \cdot IQR = 13 - 66 = -53$$

$$x_{odleble} > x_{0.75} + 1.5 \cdot IQR = 57 + 66 = 123$$

- $x_{0.5}$ souřadnice

$$\bullet \quad \left| \frac{x_i - x_{0.5}}{1.483 \cdot MAD} \right| > 3$$

•
$$x_{odleble} < x_{0.5} - 4.45 \cdot MAD = 25 - 4.45 \cdot 16.5 = -48.4 x_{odleble} > x_{0.5} + 4.45 \cdot MAD = 25 + 4.45 \cdot 16.5 = 98.4$$

3.8 Příkazy v Matlabu

Symbolické výpočty

```
    Definování proměnných syms x
```

Inverzní funkce finverse(x)

Derivace funkce diff(x)

Integrál funkce int(x)

Určitý integrál int(x,dolní mez, horní mez)

Stanovení kvantilu solve(x==hodnota)

3.8 Příkazy v Matlabu

Základní výpočty

MaximumMinimumRozdíl maxima a minima

Součet prvků ve vektoru

Počet prvků ve vektoru

Výpočty z naměřených dat

Aritmetický průměr

Harmonický průměr

Geometrický průměr

Modus

Medián

Kvantily

Interkvartilové rozpětí

Výběrový rozptyl

Výběrová směrodatná odchylka

MAD

Výběrová šikmost

Výběrová špičatost

max(x) nanmax(x)
min(x) nanmin(x)
range(x)
sum(x) nansum(x)
length(x)

```
mean(x) nanmean(x)
harmmean(x)
geomean(x)
mode(x)
median(x) nanmedian(x)
```

quantile(x,p) prctile(x,p)

iqr(x) var(x) std(x)

mad(x,0) mad(x,1)

skewness(x) kurtosis(x)

3.8 Příkazy v Matlabu

Grafy – záložka v horní liště plots

Histogram histogram(x)

- Sloupcový graf bar(x,y)

- Graf funkce plot(x,y)

Vykreslení bodů scatter(x,y)

Koláčový graf pie(x)

Popisky:

Název grafu title('text')

– X-ová osa xlabel('text')

– Y-ová osa ylabel('text')

4 Diskrétní rozdělení pravděpodobnosti

- 4.1 Hypergeometrické rozdělení
- 4.2 Binomické rozdělení
- 4.3 Rozdělení odvozená z binomického rozdělení
- 4.4 Multinomické rozdělení
- 4.5 Poissonovo rozdělení
- 4.6 Aproximace diskrétních rozdělení

- Hypergeometrické rozdělení se používá v situacích, kdy je třeba vypočítat pravděpodobnost určitého počtu úspěchů v n závislých pokusech.
- Popis pro závislé pokusy při každém pokusu nastávají jeho odlišné podmínky
 - Závislé pokusy:
 - Pravděpodobnost, že při vytažení 3 karet (bez vracení) z balíčku budou 2 esa
 - Pokusy s losováním čísel z osudí bez jejich vracení (nemůže nastat dvakrát vylosování stejného čísla)
 - Tzv. pokusy bez vracení, podmínky pokusu jsou odlišné.
 - Nezávislé pokusy:
 - Pravděpodobnost, že při vytažení 3 karet (karty vracíme) z balíčku budou 2 esa
 - Pokusy s losováním čísel z osudí s jejich vracením (může nastat dvakrát vylosování stejného čísla)
 - Tzv. pokusy s vracením, podmínky pokusu jsou vždy stejné.

 Nechť soubor N prvků obsahuje M prvků s určitou vlastností a zbylých N-M prvků tuto vlastnost nemá. Náhodně se ze souboru vybere n prvků, z nichž se žádný nevrací zpět. Potom pravděpodobnost, že z vylosovaných n prvků má právě k prvků danou vlastnost určíme pomocí hypergeometrického rozdělení dle vzorce:

$$P(X = k) = \frac{\binom{M}{k} \binom{N - M}{n - k}}{\binom{N}{n}}$$

$$P(X = k) = \frac{\binom{\binom{1}{k}}{\binom{N-M}{n-k}}}{\binom{\binom{N}{n}}{\binom{N}{n}}}$$

- (1) počet kombinací, jak lze vybrat k prvků s danou vlastností, z celkově M prvků s danou vlastností.
- (2) počet kombinací, jak lze vybrat (n-k) prvků bez dané vlastnosti z celkového množství (N-M) prvků.
- (3) počet kombinací, jak lze vybrat n-tici z N prvků.
- (1) a (2) počet příznivých pokusů
- (3) počet všech pokusů

• Distribuční funkce
$$P(X \le k) = \sum_{i=0}^{k} \frac{\binom{M}{i} \binom{N-M}{n-i}}{\binom{N}{n}}$$

• Střední hodnota
$$E(X) = n \frac{M}{N}$$

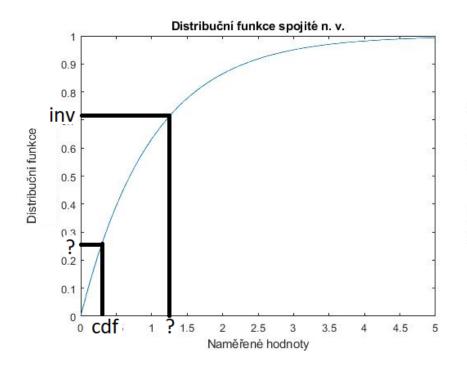
• Rozptyl
$$D(X) = n \frac{M}{N} \left(1 - \frac{M}{N} \right) \left(\frac{N-n}{N-1} \right)$$

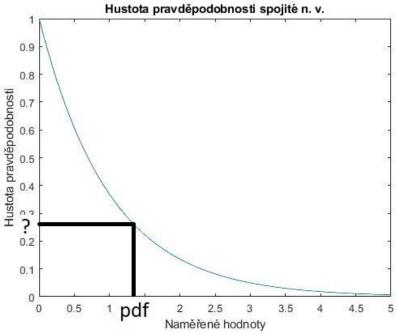
- k počet vybraných prvků s danou vlastností
- M celkový počet prvků s danou vlastností

- N celkový počet prvků
- n počet vybraných prvků

- Distribuční funkce
 - F=hygecdf (k,N,M,n)
- Pravděpodobnostní funkce
 - P=hygepdf (k,N,M,n)
- Inverzní distribuční funkce
 - x=hygeinv (pravd,N,M,n)
- Stanovení střední hodnoty a rozptylu
 - [MN,var]=hygestat(N,M,n)
- Náhodná čísla z hypergeometrického rozdělení
 - hygernd(N,M,n)
- POZOR: v dokumentaci k matlabu je M a N v jiném smyslu, než v těchto elektronických skriptech.

- Souvislost příkazů v matlabu jednotlivých rozdělení
 - Předpona typ rozdělení
 - Přípona co potřebujeme vypočítat
 - Např. hygecdf hyge hypergeometrické rozdělení,
 cdf (cumulative density function) hodnotu distribuční funkce.





- Př. V osudí je 10 černých míčků a 15 bílých. Z osudí vylosujeme 4 míčky, které nevracíme. Určete pravděpodobnost, že 3 míčky budou bílé a jeden černý.
- N=25 (celkem je v osudí 25 míčků)
- M=15 (15 bílých míčků, míčky s určitou vlastností)
- n=4 (losujeme 4 míčky)
- k=3 (3 míčky budou bílé)

•
$$P(X = 3) = \frac{\binom{15}{3}\binom{25-15}{4-3}}{\binom{25}{4}} = 0.3597$$

- Matlab:
 - hygepdf(3,25,15,4)

•
$$P(X = 0) = \frac{\binom{15}{0}\binom{25-15}{4-0}}{\binom{25}{4}} = 0.0166$$

•
$$P(X = 1) = \frac{\binom{15}{1}\binom{25-15}{4-1}}{\binom{25}{4}} = 0.1423$$

•
$$P(X = 2) = \frac{\binom{15}{2}\binom{25-15}{4-2}}{\binom{25}{4}} = 0.3735$$

•
$$P(X = 3) = \frac{\binom{15}{3}\binom{25-15}{4-3}}{\binom{25}{4}} = 0.3597$$

•
$$P(X = 4) = \frac{\binom{15}{4}\binom{25-15}{4-4}}{\binom{25}{4}} = 0.1079$$

- Všimněte si, že nejpravděpodobnější hodnota je vytažení 2 nebo 3 bílých míčků.
- Střední hodnota: $E(X) = n \frac{M}{N} = \frac{4.15}{2.5} = 2.4$
- Nejpravděpodobnější stavy přibližně odpovídají střední hodnotě.

- Určete pravděpodobnost, že vylosujete 2 a méně bílých míčků
- hygecdf(2.5,25,15,4)=0.0166+0.1423+0.3735=0.5324
 - První parametr vzorce je 2.5. Inženýrský přístup, abychom měli jistotu, že vylosování 2 bílých míčků bude skutečně započítáno. Je tím odstraněn problém v rozdílných definicích distribuční funkce buď $F(x) = P(X \le x)$ nebo $F(x) = P(X \le x)$

- Binomické rozdělení se používá v situacích, kdy je třeba vypočítat pravděpodobnost určitého počtu úspěchů v n nezávislých pokusech.
 - Hypergeometrické rozdělení závislé pokusy
 - Výsledek náhodného pokusu je závislý na předcházejících výsledcích.
 - Losování míčků označených čísly z osudí bez vracení.
 Nemůže nastat, že by byl dvakrát vylosován stejný.
 - Binomické rozdělení nezávislé pokusy
 - Výsledky náhodného pokusu nejsou závislé na předcházejících výsledcích.
 - Losování míčků označených čísly z osudí s jejich vracením.
 Může nastat, že by byl dvakrát vylosován stejný.

 Pravděpodobnost úspěšného pokusu je p, který se opakuje n-krát, přičemž náhodný pokus je nezávislý. Potom pravděpodobnost, že náhodný pokus bude právě k-krát úspěšný lze stanovit podle vzorce:

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$$

- n počet náhodných pokusů
- p pravděpodobnost úspěšného pokusu
- k počet úspěšných pokusů

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^{k} (1 - p)^{n-k}$$

- (1) počet kombinací, kolika způsoby můžeme vytvořit z n prvků k-tice.
- (2) pravděpodobnost úspěchu, který se opakuje k-krát
- (3) pravděpodobnost neúspěchu, který se opakuje (n-k) krát
- Prvky (2 a 3) tvoří kombinatorické pravidlo součinu

Distribuční funkce

$$P(X \le k) = \sum_{i=0}^{k} {n \choose i} p^{i} (1-p)^{n-i}$$

- Střední hodnota E(X) = np
- Rozptyl D(X) = np(1-p)

- k počet úspěšných pokusů n počet celkových pokusů
- p pravděpodobnost
- Matlab:
 - Distribuční funkceF=binocdf (k,n,p)
 - Pravděpodobnostní funkce P=binopdf (k,n,p)
 - Inverzní distribuční funkce x=binoinv (pravd,n,p)
 - Stanovení střední hodnoty a rozptylu

```
[MN,var]=binostat(n,p)
```

Náhodná čísla z binomického rozdělení

```
binornd(n,p)
```

Odhad parametrů rozdělení p=binofit(k,n)

 Př. V osudí je 10 černých míčků a 15 bílých. Z osudí vylosujeme 4 míčky, které vracíme. Určete pravděpodobnost, že 3 míčky budou bílé a jeden černý.

$$- p(bil\acute{y}) = \frac{15}{25} = 0.6$$

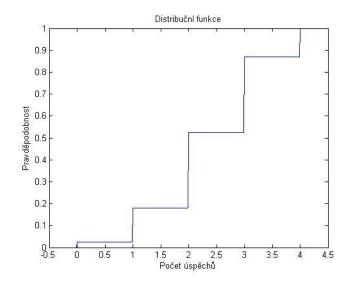
$$- P(X = 3) = {4 \choose 3} 0.6^3 (1 - 0.6)^{4-3} = 0.3456$$

Pro porovnání výsledků s hypergeometrickým rozdělením

	porovitarii vysicaka s	my per geometricky
_	Binomické	Hypergeometrické
_	P(X = 0) = 0.0256	P(X = 0) = 0.0166
_	P(X = 1) = 0.1536	P(X = 0) = 0.1423
_	P(X = 2) = 0.3456	P(X = 0) = 0.3735
_	P(X=3) = 0.3456	P(X = 0) = 0.3597

$$- P(X = 4) = 0.1296$$
 $P(X = 0) = 0.1079$

- Matlab:
 - binopdf(3,4,0.6)



4.3 Rozdělení odvozená z binomického rozdělení

- 4.3.1 Alternativní rozdělení
- 4.3.2 Geometrické rozdělení
- 4.3.3 Negativně binomické rozdělení

4.3.1 Alternativní rozdělení

- Popisuje pravděpodobnost jednoho náhodného pokusu
- Binomické rozdělení, kde parametr n=1

- P(X=1)=p

P(X=0)=1-p

- E(X)=p

D(X)=p(1-p)

- Matlab:
 - k počet úspěšných pokusů

n počet celkových pokusů

p pravděpodobnost

Distribuční funkce

Pravděpodobnostní funkce

Inverzní distribuční funkce

Stanovení střední hodnoty a rozptylu

Náhodná čísla z binomického rozdělení

Odhad parametrů rozdělení

F=binocdf (k,1,p)

P=binopdf (k,1,p)

x=binoinv (pravd,1,p)

[MN,var]=binostat(1,p)

binornd(1,p)

p=binofit(k,1)

- Popisuje počet neúspěšných pokusů před prvním úspěchem
 - Prvních n pokusů je bez úspěchu, právě (n+1) pokus je úspěšný.
 - Pravděpodobnost je součinem dvou binomických rozdělení (nezávislé pokusy). První určuje pravděpodobnost neúspěchu v n pokusech, druhé pravděpodobnost úspěchu v (n+1) pokusu (alternativní rozdělení)
 - Ad 1) Binomické rozdělení, kde k=0
 - Ad 2) Alternativní rozdělení P(X=1)=p

Pravděpodobnostní funkce

$$P(X = n) = (1 - p)^n \cdot p$$

Distribuční funkce

$$P(X \le n) = p \sum_{i=0}^{n} (1 - p)^{i}$$

Střední hodnota

$$E(X) = \frac{1-p}{p}$$

Rozptyl

$$D(X) = \frac{(1-p)}{p^2}$$

- X je počet neúspěšných pokusů p pravděpodobnost
- Matlab

```
– Distribuční funkce F=geocdf (X,p)
```

- Pravděpodobnostní funkce P=geopdf (X,p)
- Inverzní distribuční funkce x=geoinv (pravd,p)
- Stanovení střední hodnoty a rozptylu

```
[M,var]=geostat(p)
```

Náhodná čísla z geometrického rozdělení

```
geornd(p)
```

- Př. Určete pravděpodobnost, že do pátého hodu šestistěnou kostkou padne 6.
 - Pravděpodobnost úspěchu je 1/6
 - Pravděpodobnost, že maximálně 4x padne něco jiného a hned potom padne 6

•
$$P(X \le 5) = \frac{1}{6} \sum_{i=0}^{4} \left(1 - \frac{1}{6}\right)^{i} = 0.5981$$

geocdf(4,1/6)

- Popisuje počet neúspěšných pokusů n, které předchází k-tému výskytu události
 - Zobecnění Geometrického rozdělení.
 - Geometrické rozdělení má prvních (n-1) pokusů neúspěšných.
 - Neg. Binomické rozdělení: prvních (n+k-1) pokusů má (k-1) úspěchů, právě (n+k) pokus je úspěšný.
 - Pravděpodobnost je součinem dvou binomických rozdělení (nezávislé pokusy). První určuje pravděpodobnost (k-1) úspěchů v (n+k-1) pokusech, druhé pravděpodobnost úspěchu v (n+k) pokusu (alternativní rozdělení)

Pravděpodobnostní funkce

$$P(X = n) = {n+k-1 \choose k-1} (1-p)^n \cdot p^k$$

Distribuční funkce

$$P(X \le n) = \sum_{i=0}^{n} {i+k-1 \choose k-1} (1-p)^{i} \cdot p^{k}$$

Střední hodnota

$$E(X) = \frac{k(1-p)}{p}$$

Rozptyl

$$D(X) = \frac{k(1-p)}{p^2}$$

- n počet neúspěšných pokusů
- k počet úspěšných pokusů
- p pravděpodobnost úspěšného pokusu

```
– Distribuční funkceF=nbincdf (n,k,p)
```

- Pravděpodobnostní funkce
 P=nbinpdf (n,k,p)
- Inverzní distribuční funkce x=nbininv (pravd,k,p)
- Stanovení střední hodnoty a rozptylu

```
[M,var]=nbinstat(k,p)
```

 Náhodná čísla z negativně binomického rozdělení nbinrnd(k,p)

- Př. Určete pravděpodobnost, že do 10 hodu šestistěnnou kostkou Vám padne právě 3x šestka.
 - n=0 až 7 k=3

$$-P(X = 10) = \sum_{i=0}^{n} {i+k-1 \choose k-1} (1-p)^{i} \cdot p^{k} = \sum_{i=0}^{7} {i+3-1 \choose 3-1} (\frac{5}{6})^{i} \cdot (\frac{1}{6})^{3} = 0.2248$$

- nbincdf(7,3,1/6)
- Př. Určete minimální počet hodů, abyste na šestistěnné kostce s pravděpodobností 0.95 obdrželi třikrát 6. nbininv(0.95,3,1/6)=33 neúspěšných hodů.

4.4 Multinomické rozdělení

- Multinomické rozdělení se používá v situacích, kdy je třeba vypočítat pravděpodobnost určitého počtu více jevů v n nezávislých pokusech.
 - Multinomické rozdělení je rozšířením binomického o více druhů výsledků.
 - Není již ano/ne, ale více druhů výsledků (kostka 1, 2, 3, 4, 5, 6)
 - Předpoklady: pokusy jsou nezávislé, z jevů musí nastat právě jeden.

4.4 Multinomické rozdělení

Pravděpodobnostní funkce

$$P(X = k) = \frac{n!}{x_1! \cdot x_2! \cdot \dots \cdot x_k!} p_1^{x_1} \cdot p_2^{x_2} \cdot \dots \cdot p_k^{x_k}$$

- mnpdf(četnost, pravděpodobnost)
 - Četnost vektor s uvedením četností výsledků
 - Pravděpodobnost vektor pravděpodobností jevů
- mnrnd(počet prvků, pravděpodobnost)
 - Počet prvků počet vygenerovaných prvků
 - Pravděpodobnost vektor pravděpodobností jevů

4.4 Multinomické rozdělení

 Házíte 6x šestistěnnou kostkou. Vypočtěte pravděpodobnost, že hodíte právě 1x každé číslo.

$$-P(X=k) = \frac{n!}{x_1! \cdot x_2! \cdot \dots \cdot x_k!} p_1^{x_1} \cdot p_2^{x_2} \cdot \dots \cdot p_k^{x_k}$$

$$-P(X=k) = \frac{6!}{1! \cdot 1! \cdot 1! \cdot 1! \cdot 1!} \left(\frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6}\right) = 0.0154$$

$$- \operatorname{mnpdf}([1,1,1,1,1,1],[1/6,1/6,1/6,1/6,1/6,1/6])$$

 Házíte 21x šestistěnnou kostkou. Vypočtěte pravděpodobnost, že hodíte právě 1x jedničku, 2x 2, 3x 3, 4x 4, 5x 5 a 6x 6.

$$-P(X=k) = \frac{21!}{1!\cdot 2!\cdot 3!\cdot 4!\cdot 5!\cdot 6!} \left(\frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6^2} \cdot \frac{1}{6^3} \cdot \frac{1}{6^4} \cdot \frac{1}{6^5} \cdot \frac{1}{6^6}\right) = 9.3597 \cdot 10^{-5}$$

$$- \operatorname{mnpdf}([1,2,3,4,5,6],[1/6,1/6,1/6,1/6,1/6,1/6])$$

4.4 Multi-hypergeometrické rozdělení

- Multinomické rozdělení
 - Nezávislé pokusy
 - Vychází z binomického rozdělení
- Multi-hypergeometrické rozdělení
 - Závislé pokusy
 - Vychází z hypergeometrického rozdělení
- Pravděpodobnostní funkce

$$-P(X = k_1, k_2, ..., k_l) = \frac{\prod_{i=1}^{l} \binom{M_i}{k_i}}{\binom{N}{n}}$$

- Platí:
$$\sum_{i=1}^{l} M_i = N$$
, $\sum_{i=1}^{l} k_i = n$

4.4 Multi-hypergeometrické rozdělení

- Př.: Máte balíček 32 karet, který obsahuje 4 karty 7, 4 karty 8, 9, 10, spodky, filky, krále a 4 esa. Z balíčku vyberete 8 karet. Jaká je pravděpodobnost, že vylosujete právě 2 spodky, 2 filky, 2 krále a 2 esa.
- Karty nevracíte.

•
$$P(X = 0,0,0,0,2,2,2,2) = \frac{\prod_{i=1}^{l} {M_i \choose k_i}}{{N \choose 0} \cdot {4 \choose 0} \cdot {4 \choose 0} \cdot {4 \choose 2} \cdot {4 \choose 2} \cdot {4 \choose 2} \cdot {4 \choose 2}} = \frac{{\binom{4}{0} \cdot {4 \choose 0} \cdot {4 \choose 0} \cdot {4 \choose 0} \cdot {4 \choose 2} \cdot {4 \choose 2} \cdot {4 \choose 2}}{{\binom{32}{8}}} = 1.232 \cdot 10^{-4}$$

- Poissonův proces popisuje počet náhodných událostí v nějakém pevném "časovém" intervalu.
 - Termín "časovém" lze podle typu úlohy nahradit za ks, vzdálenost apod.
- Předpoklady:
 - Pravděpodobnost, že nastane více jevů v limitně krátkém čase je nulová.
 - Pravděpodobnost výskytu jevu závisí pouze na délce intervalu, nikoliv na okamžiku jeho začátku.
 - Počty událostí ve vzájemně disjunktních intervalech jsou nezávislé.
 - Například u životnosti výrobků:
 - ad 1) nevzniknou dvě poruchy naráz (například vyšší hodnotou napětí v síti),
 - ad 2) průměrný počet poruch auta Škoda 120 nebude odlišný při najetí mezi <10000,20000> km a <350000,360000> km.
 - ad 3) nevznikají poruchy se společnou příčinou, kdy vznik jedné poruchy má za následek vznik dalších.

- Parametrem Poissonova procesu je intenzita λ náhodného jevu.
 - Počet jevů za jednotku času (vzdálenosti, počet poruch na 1000 výrobků apod.)
 - Základní jednotky intenzity hod⁻¹, km⁻¹, ks⁻¹
 - Součin $\lambda \cdot t$ je bezrozměrná veličina, která je základním parametrem Poissonova procesu.

- Jestliže se definuje náhodný pokus jako Poissonův proces s intenzitou λ , potom náhodnou veličinu X lze definovat jako počet výskytů události v časovém intervalu délky t. Náhodná veličina X se popisuje Poissonovým rozdělením s parametrem λ t.
 - Lze stanovit například pravděpodobnost určitého počtu poruch v 1000 výrobcích.
 - $\lambda = 0.03 \frac{poruchy}{v\acute{y}robek}$, $t = 1000 \ v\acute{y}robk\mathring{u}$, $\lambda t = 30$
 - Počet dopravních poruch na 8 km úseku silnice za 30 dní.
 - $\lambda = 10^{-7} \frac{nehody}{km den}$, $t = 8 \cdot 30 = 240 \text{ km den}$, $\lambda t = 2.4 \cdot 10^{-5} nehody$
 - Počet bakterií v 16 ml vody.
 - $\lambda = 400 \frac{bakterii}{1 \, ml \, vody}$, $t = 16 \, ml$, $\lambda t = 6400$
- Př. Pravděpodobnost vadného výrobku je 1 %. Potom intenzita $\lambda=0.01$.
 - Mějme v krabici t=50 výrobků. Potom Poissonovo rozdělení má parametr λ t=0.01· 50=0.5.
 - Mějme v krabici t=200 výrobků. Potom Poissonovo rozdělení má parametr λ t=0.01· 200=2.
- Chceme znát pravděpodobnost, že v krabici jsou právě 0, 1, 2, 3 porouchané výrobky.

Pravděpodobnostní funkce

$$P(X = k) = \frac{(\lambda t)^k e^{-\lambda t}}{k!}$$

Distribuční funkce

$$P(X \le k) = \sum_{i=0}^{k} \frac{(\lambda t)^{i} e^{-\lambda t}}{i!}$$

- Střední hodnota $E(X) = \lambda t$

Rozptyl

- $D(X) = \lambda t$
- λt je jediný parametr Poissonova rozdělení

- X je počet pokusů, λ intenzita náhodného jevu
- Matlab:
 - Parametr lambda v matlabu představuje součin $\lambda \cdot t$
 - Distribuční funkce
 F=poisscdf (X,lambda)
 - Pravděpodobnostní funkce
 P= poisspdf (X,lambda)
 - Inverzní distribuční funkce x= poissinv (pravd,lambda)
 - Stanovení střední hodnoty a rozptylu

```
[M,var]= poisstat(lambda)
```

Náhodná čísla z hypergeometrického rozdělení

poissrnd(lambda)

Stanovení parametru lambda z dat

poissfit(data)

 Př. Z dat o poruchách stroje se zjistilo, že za jednu osmihodinovou směnu jsou v průměru 2.4 poruchy. Stanovte pravděpodobnost, že za 1.5 hodiny budou na stroji zjištěny 2 poruchy.

	0	~	/	v .	1 01 1	~ 4
 Pr	um	ern	V	pocet	poruch za 8 hodin	2.4

- Parametr
$$λt$$
 0.3*1.5 0.45

Pravděpodobnost zjistím z pravděpodobnostní funkce

$$P(X = 2) = \frac{(0.3 \cdot 1.5)^2 e^{-0.3 \cdot 1.5}}{2!} = 0.0646$$

– poisspdf(2,0.45)

- Aproximace hypergeometrického rozdělení binomickým
 - Hypergeometrické závislé pokusy, odlišné podmínky pokusu
 - N prvků v souboru M prvků s určitou vlastností
 - n prvků se losuje k počet vylosovaných prvků s vlastností

$$P(X = k) = \frac{\binom{M}{k} \binom{N - M}{n - k}}{\binom{N}{n}}$$

- Binomické nezávislé pokusy, shodné podmínky pokusu
 - n počet náhodných pokusů
 - p pravděpodobnost úspěšného pokusu
 - k počet úspěšných pokusů

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$$

• Je-li $\frac{n}{N}$ menší než 0.05, lze hypergeometrické rozdělení nahradit binomickým s parametry: $n_{bin}=n_{hyp}$, $p_{bin}=\frac{M_{hyp}}{N_{hyp}}$

- V osudí je 20 bílých a 30 černých míčků. Z osudí se losuje 5 míčků. Jaká je pravděpodobnost, že se vylosují právě 2 černé.
- Hypergeometrické: N =50, M=30, n=5, k=2

$$- P(X = 2) = \frac{\binom{30}{2}\binom{20}{3}}{\binom{50}{5}}$$

- hygepdf (k,N,M,n)=hygepdf(2,50,30,5)=0.2341
- Binomické:

$$- P(X = 2) = {5 \choose 2} 0.6^2 (1 - 0.6)^3$$

- binopdf (k,n,p)=binopdf(2,5,0.6)=0.2304
- Nejsou zcela splněny předpoklady přechodu z hypergeometrického rozdělení na binomické, ale výsledky pravděpodobností jsou podobné.
- Jestliže se úloha upraví a bílých míčků bude 200, černých 300 a budu losovat 5 míčků bez vracení, tak podmínky tahu budou skoro stejné, jako bychom míčky vraceli.
 - Hypergeometrické: N =500, M=300, n=5, k=2

hygepdf(2,500,300,5)=0.2308

Binomické:

binopdf(2,5,0.6)=0.2304

- Aproximace binomického rozdělení Poissonovým
 - Binomické nezávislé pokusy, shodné podmínky pokusu
 - n počet náhodných pokusů
 - p pravděpodobnost úspěšného pokusu
 - k počet úspěšných pokusů

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$$

- Poissonovo poissonův proces,
 - λ intenzita náhodného jevu

$$P(X = k) = \frac{(\lambda t)^k e^{-\lambda t}}{k!}$$

Poissonovým rozdělením lze aproximovat binomické, jestliže n je větší než 30 a p<0.05

$$\lambda_{Poiss} = n_{bin} \cdot p_{bin}$$

- Př. Při kontrole výrobků je v průměru 1 % výrobků chybných.
 Vypočtěte pravděpodobnost, že 1000 výrobků bude mít maximálně (včetně) 8 chybných výrobků.
- Binomické rozdělení

$$- n=1000 p=0.01 k=8$$

$$-P(X \le k) = \sum_{i=0}^{8} {1000 \choose i} 0.01^{i} (1 - 0.01)^{n-i}$$

- P=binocdf(8.5,1000,0.01)=0.3317
 - První parametr je 8.5 máme jistotu, že je započítáno i 8 poruch výrobku.
- Poissonovo rozdělení

$$-\lambda t=10$$
 k=8

$$- P(X \le k) = \sum_{i=0}^{8} \frac{10^{i} e^{-10}}{i!}$$

– P=poisscdf(8.5,10)=0.3328

4.7 Přehled diskrétních rozdělení



Odvozená od binomického
Alternativní rozdělení
Geometrické rozdělení
Neg. binomické rozdělení
Multinomické rozdělení

4.8 Základní příkazy v matlabu/octave

	Hypergeometrické	Binomické	Poissonovo
Distribuční funkce	hygecdf (k,N,M,n)	binocdf (k,n,p)	poisscdf (X,lambda)
Pravděpodobnostní funkce	hygepdf (k,N,M,n)	binopdf (k,n,p)	poisspdf (X,lambda)
Inverzní distribuční funkce	hygeinv (pravd,N,M,n)	binoinv (pravd,n,p)	poissinv(pravd,lambda)
Stanovení střední hodnoty a rozptylu	hygestat(N,M,n)	binostat(n,p)	poisstat(lambda)
Náhodná čísla	hygernd(N,M,n)	binornd(n,p)	poissrnd(lambda)
Odhad parametrů		binofit(k,n)	poissfit(data)

5. Spojitá rozdělení pravděpodobnosti

- 5.1 Rovnoměrné rozdělení
- 5.2 Exponenciální rozdělení
- 5.3 Weibullovo rozdělení
- 5.4 Erlangovo (Gamma) rozdělení
- 5.5 Normální rozdělení
- 5.6 Normované normální rozdělení
- 5.7 Logaritmicko-normální rozdělení
- 5.8 Grafické ověření, že data pochází z určitého spojitého rozdělení

- Rovnoměrné rozdělení má konstantní hustotu pravděpodobnosti na intervalu < a, b >
 - Speciálním případem je funkce náhodné číslo, která je definována na intervalu < 0.1 >
 - Hustota prąvděpodobnosti:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \langle a, b \rangle \\ 0 & jinde \end{cases}$$

Distribuční funkce

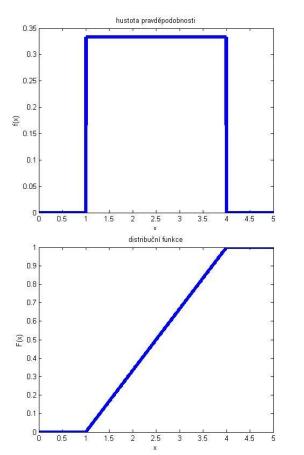
$$F(x) = \frac{x-a}{b-a} \qquad a < x < b$$

$$F(x) = 0 \qquad x < a;$$

$$F(x) = 1 \qquad x > b$$

- Střední hodnota
- $E(X) = \frac{a+b}{2}$ $D(X) = \frac{(a-b)^2}{12}$ Rozptyl
- Šikmost
 - a = 0 (je symetrické)
- $b = \frac{9}{5}$ Špičatost

Rovnoměrné rozdělení: a=1 h=4



 x parametr a,b minimum a maximum rovnoměrného rozdělení

Matlab:

– Distribuční funkceF=unifcdf(x,a,b)

– Hustota pravděpodobnosti f=unifpdf(x,a,b)

Inverze distribuční funkce x=unifinv(pravd,a,b)

[a,b]=unifit(data)

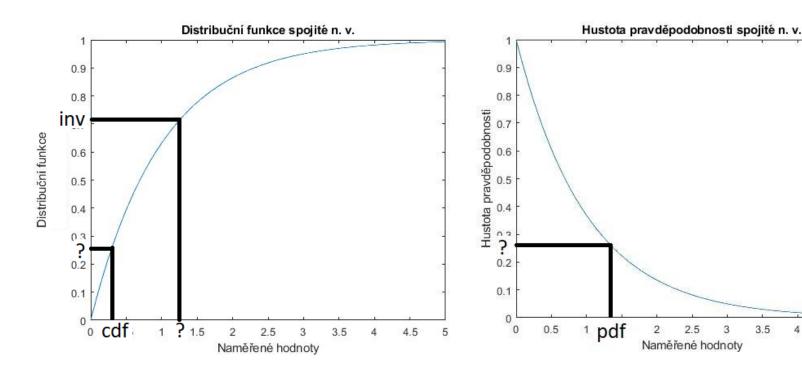
Odhad parametrů

Stanovení střední hodnoty a rozptylů [m,v]=unifstat(a,b)

Náhodné číslo unifrnd(a,b)

- Souvislost příkazů v matlabu jednotlivých rozdělení
 - Předpona typ rozdělení
 - Přípona co potřebujeme vypočítat
 - Např. unifiny unif rovnoměrné rozdělení, inv hodnotu kvantilu.

3.5



 Př. Vygenerujte 100 náhodných čísel z intervalu <0,1>, vypočtěte jejich střední hodnotu, rozptyl, šikmost a špičatost a porovnejte s teoretickými hodnotami.

```
- >> x=unifrnd(0,1,1,100);
```

```
    - >> EX=mean(x)
    - >> DX=var(x)
    - >> a=skewness(x)
    - >> b=kurtosis(x)
    EX = 0.4993
    DX = 0.0765
    a = -0.1577
    b = 1.8648
```

- Teoretické hodnoty jsou: EX=0.5; DX=0.0833; a=0; b=1.8 (někde se uvádí i -1.2 po odečtení 3)
- Při opakování výpočtů se výsledky budou lišit, protože nejsou počítány pomocí integrálů, ale z naměřených dat. Jsou tedy závislé na vygenerovaných náhodných číslech.
- Čím více se vygeneruje náhodných čísel, tím více se střední hodnota, rozptyl, šikmost a špičatost bude blížit teoretickým hodnotám.

- Exponenciální rozdělení se používá pro popis doby do první události Poissonova procesu (viz Poissonovo rozdělení) s intenzitou náhodného jevu λ.
- Souvislost s Poissonovým rozdělením
 - Poissonovo rozdělení pravděpodobnost počtu událostí za dobu t.
 - Pravděpodobnost výskytu jevu závisí pouze na délce intervalu, nikoliv na okamžiku jeho začátku.
 - Počty událostí ve vzájemně disjunktních intervalech jsou nezávislé.
 - Exponenciální rozdělení pravděpodobnost, že první událost nastane do doby t.
 - Například pro popis doby do poruchy nedegradujícího výrobku.

- Aplikovatelnost exponenciálního rozdělení:
 - Neměnná intenzita náhodného jevu na čase
 - Doba do poruchy nedegradujících výrobků
 - Střední doba do poruchy komponenty nezáleží, jak dlouho je v provozu. Naopak degradující výrobek – střední počet poruch za 1 rok se z délkou provozu zvyšuje.
 - Teorie front (doba čekání ve frontě).
- Obecné použití exponenciální funkce
 - Rozdělení bez paměti
 - Rozpad radioaktivních látek
 - Nabíjení vybíjení kondenzátoru
 - Řešení obyčejných diferenciálních rovnic 1. řádu

Hustota pravděpodobnosti

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t}, t \ge 0$$

Distribuční funkce

$$F(t) = 1 - e^{-\lambda t}, t \ge 0$$

- Střední hodnota
- Rozptyl
- Šikmost
- Špičatost

$$f(t) = 0, t < 0$$

$$F(t) = 0, t < 0$$

$$E(X) = \frac{1}{\lambda}$$

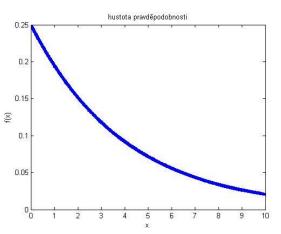
$$D(X) = \frac{1}{\lambda^2}$$

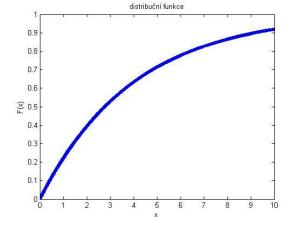
$$a = 2$$

$$b = 6$$

- Exponenciální rozdělení se často využívá ve spolehlivosti pro modelování životnosti nedegradujících výrobků.
 - Intenzita náhodného jevu $\lambda(t) = \frac{f(t)}{1-F(t)} = \lambda$ není závislá na čase
 - Pokud je intenzita náhodného jevu konstantní, potom je rozdělení tzv. bez paměti a lze ho popsat pro životnost nedegradujících výrobků
 - Ve spolehlivosti λΔt označuje pravděpodobnost, že se výrobek porouchá v krátkém časovém intervalu Δt , za předpokladu, že na začátku intervalu byl v provozuschopném stavu.
 - Distribuční funkce představuje pravděpodobnost, že se výrobek porouchá do času t







- Lambda parametr exponenciálního rozdělení
- V teorii spolehlivosti se používá místo intenzity její převrácená hodnota představující čas - "střední dobu do události".
- Počítání s intenzitami má ve spolehlivosti výhodu při řazení komponent do větších funkčních celků (seriové, paralelní, m z n zálohování)
- Obdobně v matlabu se zadává čas t (nebo 1/lambda)

```
– Distribuční funkceF=expcdf(x,1/lambda)
```

- Hustota pravděpodobnosti f=exppdf(x, 1/lambda)
- Inverze distribuční funkce x=expinv(pravd, 1/lambda)
- Odhad parametrů expfit(data)

(zjistí se střední hodnota a rozptyl)

- Stanovení střední hodnoty a rozptylu [m,v]=expstat(1/lambda)
- Náhodné číslo exprnd(1/lambda)

- Doba do poruchy výrobku je popsána exponenciálním rozdělením.
 Byly zjištěny následující doby do poruchy:
 t=[123,167,195,213,258,324,387,423,541,630] dní.
- Určete střední dobu do poruchy výrobku. Kolik procent výrobků se porouchá mezi 200 a 400 dny provozu.

• Řešení:

```
- >> t=[123,167,195,213,258,324,387,423,541,630]
```

```
- >> str_doba=expfit(t) str_doba = 326.1000
```

- >> pravd=expcdf(400,str_doba)-expcdf(200,str_doba)
- pravd = 0.2483
- Střední doba do poruchy výrobku je 326.1 dne. Pravděpodobnost,
 že se výrobek porouchá mezi 200 a 400 dny provozu je 0.2483.

- Př. Doba do poruchy výrobku je popsána exponenciálním rozdělením. Bylo zjištěno, že do 24 měsíců se porouchá 10 % výrobků. Určete parametry exponenciálního rozdělení.
- Nelze jednoduše použít matlabovské funkce, protože neznáme přesný tvar distribuční funkce. Lze řešit buď iteračně (například půlením intervalu), nebo dosazením do distribuční funkce.

Řešení – neznáme parametr lambda

$$F(24) = 0.1$$

$$1 - e^{-24\lambda} = 0.1$$

$$e^{-24\lambda} = 0.9$$

$$-24\lambda = \ln 0.9$$

$$\lambda = -\frac{\ln 0.9}{24} = 0.00439$$

• Střední doba do poruchy je $\frac{1}{\lambda} = 228$ měsíců

- Zjištění parametrů exponenciálního rozdělení pro data o poruchách výrobků
 - Zkouška je ukončena buď poruchou, nebo časem

•
$$E(X) = \frac{\sum_{i=1}^{n} t_i}{r}$$

- $-t_i$ je doba do poruchy, nebo doba do ukončení zkoušky
- n počet výrobků
- r počet poruch

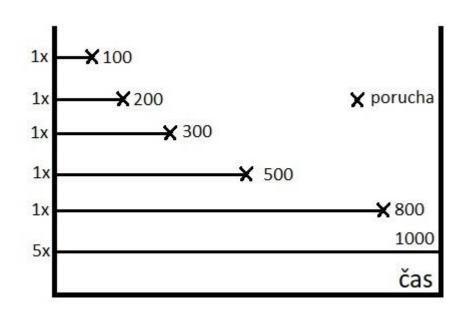
- Zjištění parametrů exponenciálního rozdělení
- EX=expfit(x,alpha,cens,freq)
 - EX vypočtená střední hodnota
 - x doba, kdy došlo k poruše, nebo ukončení zkoušky
 - alpha vysvětleno v kapitole 8, zadávejte 0.05 (hladina významnosti)
 - Cens způsob ukončení zkoušky, 0 porucha, 1 časem
 - Freq počet výskytů
- Vektory x, cens a freq musejí být stejně dlouhé.

 Máte 10 výrobků a chcete zjistit střední dobu do poruchy. Zkouška probíhá 1000 hodin. Za 1000 hodin se porouchalo 5 výrobků v časech 100, 200, 300, 500, 800 hodin. Po poruše nebyly nahrazeny. Zjistěte parametry exponenciálního rozdělení.

•
$$E(X) = \frac{\sum_{i=1}^{n} t_i}{r} = \frac{100 + 200 + 300 + 500 + 800 + 5 \cdot 1000}{5} = \frac{6900}{5} = 1380 \ h$$

•
$$\lambda = \frac{1}{E(X)} = \frac{1}{1380} = 7.2 \cdot 10^{-4} h^{-1}$$

- Matlab:
 - x=[100,200,300,500,800,1000];
 - cens=[0,0,0,0,0,1]
 - freq=[1,1,1,1,1,5];
 - EX=expfit(x,0.05,cens,freq)
 - EX = 1380 hodin



- Weibullovo rozdělení slouží (obdobně jako exponenciální) k modelování doby do poruchy zařízení. Na rozdíl od exponenciálního je však obecnější, protože popisuje i degradující komponenty a tím nevyžaduje konstantní intenzitu náhodného jevu.
 - Rozdělení obsahuje dva parametry
 - a parametr měřítka

b – parametr tvaru

Hustota pravděpodobnosti

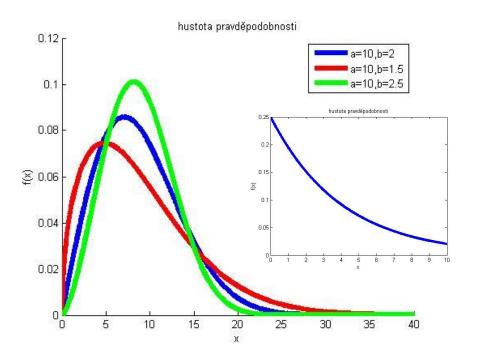
$$f(t) = \frac{bt^{b-1}}{a^b} e^{-\left(\frac{t}{a}\right)^b}, a > 0, b > 0, t \ge 0$$
 $f(t) = 0, t < 0$

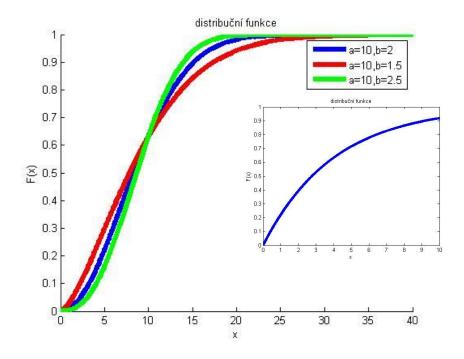
Distribuční funkce

$$F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{a}\right)^b}, a > 0, b > 0, t \ge 0$$
 $F(t) = 0, t < 0$

- b = 1, přechází Weibullovo rozdělení na exponenciální.
- b < 1, pro popis doby do poruchy výrobků, kde se projevují časné poruchy
- b>1, pro popis doby do poruchy výrobků, kde se projevují poruchy z opotřebení.

- Čím větší je parametr b, tím pozvolněji dochází k nástupu poruch, a naopak rychleji dochází k
 poškozování výrobků v období degradace (porovnej zelenou a červenou čáru)
- Vložený malý graf je hustota a distribuční funkce exponenciálního rozdělení (Weibullovo s b=1)





Střední hodnota

$$E(X) = a \left[\Gamma \left(1 + \frac{1}{b} \right) \right]$$

Rozptyl

$$D(X) = a^{2} \left[\Gamma \left(1 + \frac{2}{b} \right) - \left(\Gamma \left(1 + \frac{1}{b} \right) \right)^{2} \right]$$

kde Γ představuje gamma funkci, jedná se o rozšíření funkce faktoriál do oboru reálných čísel.

 Pro stanovení střední hodnoty a rozptylu využíváme SW prostředků.

t parametr a – parametr měřítka b – parametr tvaru

Matlab

```
– Distribuční funkceF=wblcdf(t,a,b)
```

- Hustota pravděpodobnosti f=wblpdf(t, a,b)
- Inverze distribuční funkce x=wblinv(pravd, a,b)
- Odhad parametrů a=wblfit(data)
- Stanovení střední hodnoty a rozptylů

[m,v]=wblstat(a,b)

Náhodné číslo wblrnd(a,b)

- Doba do poruchy výrobku je popsána Weibullovým rozdělením. Byly zjištěny následující doby do poruchy: t=[123,167,195,213,258,324,387,423,541,630] dní.
- Zjistěte optimální parametry Weibullova rozdělení, vypočtěte střední hodnotu a porovnejte výsledky s příkladem v kapitole 5.2.

Výsledek:

```
    >> t=[123,167,195,213,258,324,387,423,541,630]
    >> a=wblfit(t)
    a = 370.1311 2.2136 (a=370; b=2.21)
    >> [m,v]=wblstat(a(1),a(2))
    m = 327.8 střední hodnota
    v = 2.4469e+04 rozptyl
```

- Parametr b je dosti odlišný od 1, u výrobků dochází k degradaci a pro popis doby do poruchy je vhodnější popis Weibullovým rozdělením. Střední doba do poruchy je 328 dní.
- Jedna z úloh statistiky je stanovit, zda parametr b je natolik odlišný od 1, že je vhodné pro popis doby do poruchy použít Weibullovo rozdělení. Řešeno v kapitole 8.

- Zjištění parametrů Weibullova rozdělení pro data o poruchách výrobků, kde zkouška je ukončena buď poruchou, nebo časem
 - $-t_i$ je doba do poruchy, nebo doba do ukončení zkoušky
 - n počet výrobků
 - r počet poruch
- par=wblfit(x,alpha,cens,freq)

par vypočtené parametry Weibullova rozdělení

x doba, kdy došlo k poruše, nebo ukončení zkoušky

alpha vysvětleno v kapitole 8, zadávejte 0.05

(hladina významnosti)

Cens způsob ukončení zkoušky, 0 porucha, 1 časem

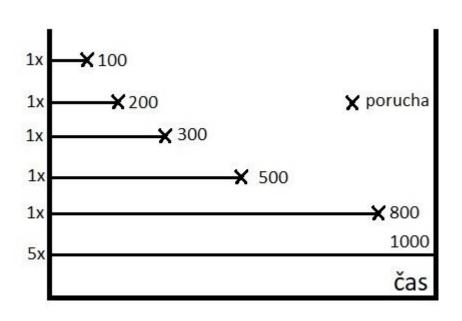
Freq počet výskytů

Vektory x, cens a freq musejí být stejně dlouhé

 Máte 10 výrobků a chcete zjistit parametry Weibullova rozdělení. Zkouška probíhá 1000 hodin. Za 1000 hodin se porouchalo 5 výrobků v časech 100, 200, 300, 500, 800 hodin. Po poruše nebyly nahrazeny. Zjistěte jeho parametry.

Matlab:

- x=[100,200,300,500,800,1000];
- cens=[0,0,0,0,0,1]
- freq=[1,1,1,1,1,5];
- a=wblfit(x,0.05,cens,freq)
- a(1) = 1378.8
- a(2) = 1.0017
- Parametry W. r. jsou:



5.4 Erlangovo (Gamma) rozdělení

- Popisuje v Poissonově procesu dobu do k-té poruchy.
 - Je odvozeno z exponenciálního rozdělení
 - Obsahuje dva parametry:
 - 1/lambda střední doba do poruchy
 - k k-tý počet poruch
 - Hustotu pravděpodobnosti lze získat konvolucí exponenciálních rozdělení (složité)
- Hustota pravděpodobnosti

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^{k-1}}{(k-1)!}, t \ge 0$$
 $f(t) = 0, t < 0$

Distribuční funkce

$$F(t) = 1 - e^{-\lambda t} \sum_{i=0}^{k-1} \frac{(\lambda t)^i}{i!}, t \ge 0 \quad F(t) = 0, t < 0$$

• Střední hodnota
$$E(X) = \frac{k}{\lambda}$$

• Rozptyl
$$D(X) = \frac{k}{\lambda^2}$$

5.4 Erlangovo (Gamma) rozdělení

- t parametr
 k kolikatá událost
- b parametr měřítka b = $\frac{1}{\lambda}$
- Výpočet v Matlabu

```
Distribuční funkceF=gamcdf(t,k,b)
```

- Hustota pravděpodobnosti f=gampdf(t, k,b)
- Inverze distribuční funkce x=gaminv(pravd, k,b)
- Odhad parametrů [k,b]=gamfit(data)
- Stanovení střední hodnoty a rozptylů

```
[m,v]=gamstat(k,b)
```

Náhodné číslo gamrnd(k,b)

5.4 Erlangovo (Gamma) rozdělení

- Př. Střední doba do poruchy nedegradujícího zařízení je 1000 hodin. Určete pravděpodobnost, že doba do 10. poruchy bude kratší než 8000 hodin.
- Pravděpodobnost se vypočte: F=gamcdf(t,k,b)
 - P=gamcdf(8000,10,1000)
 - P=0.2834
- S pravděpodobností 28.3 % bude doba do 10. poruchy kratší než 8000 h.

- Často je označováno jako Gaussovo rozdělení
- Jedná se o nejpoužívanější pravděpodobnostní rozdělení.
- Použití pro popis náhodných veličin, které lze interpretovat jako sumární výsledek mnoha nepatrných a vzájemně nezávislých vlivů.
- Za určitých podmínek lze pomocí normálního rozdělení aproximovat řadu jiných spojitých i nespojitých rozdělení.

- Normální rozdělení má dva parametry
 - $-\mu$ střední hodnota
 - $-\sigma^2$ rozptyl
 - !!! Pozor v SW matlab se zadává odmocnina z rozptylu
 směrodatná odchylka.
- Jestliže data jsou z normálního rozdělení, tak zapisujeme $N(\mu,\sigma^2)$
- Normální rozdělení je natolik významné, že jeho:
 - střední hodnotu označujeme μ
 - rozptyl σ^2

Hustota pravděpodobnosti

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{\frac{-(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

Distribuční funkce

$$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{\frac{-(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt$$

- Hustotu pravděpodobnosti nelze analyticky integrovat, proto se využívá softwaru, který má tuto funkci implementovánu.
- Historicky, v dobách kdy nebyla funkce implementována v počítači, se používaly tabulky a transformace normálního rozdělení na normální rozdělení se střední hodnotou 0 a rozptylem 1. (tzv. normované normální rozdělení)

• Střední hodnota $E(X) = \mu$

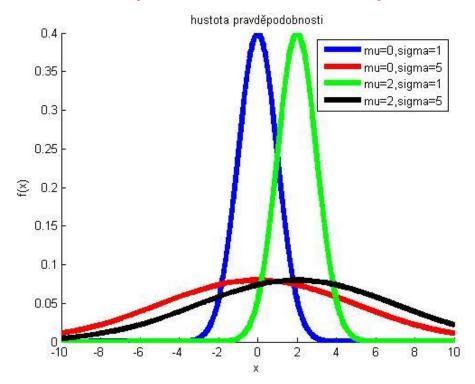
• Rozptyl $D(X) = \sigma^2$

Šikmost a=0 rozdělení je symetrické

• Špičatost b=3

 Špičatost může nabývat pouze nezáporných hodnot, proto se často od výsledku odečítá 3, aby špičatost normálního rozdělení byla nulová.

- Změna střední hodnoty posune hustotu rozdělení, bez změny jejího tvaru
- Změna směrodatné odchylky zvětší/zmenší hustotu rozdělení, bez změny střední hodnoty



- x parametr
- μ střední hodnota
- σ směrodatná odchylka, pozor nezadává se rozptyl

Matlab

```
    Distribuční funkce
    Hustota pravděpodobnosti
    Inverze distribuční funkce
    Odhad parametrů
    Stanovení střední hodnoty a rozptylů
    Náhodné číslo
    F=normcdf(x, \mu, \sigma)
    x=norminv(pravd, \mu, \sigma)
    [\mu, \sigma]=normfit(data)
    Náhodné číslo
```

- Př.1: Vygenerujte 100 hodnot z normálního rozdělení s parametry mu=5, sigma=4.
 - >> x=normrnd(5,4,1,100);
- Př. 2: Máte naměřená data x=[1.34,1.36,1.42,1.44,1.45,1.48,1.52,1.57,1.57,1.59], zjistěte
 - a) parametry rozdělení,
 - b) pravděpodobnost, že naměřená data budou menší než 1;
 - c) pravděpodobnost, že data budou v intervalu <1.3,1.6>.
 - Výpočet
 - >> x=[1.34,1.36,1.42,1.44,1.45,1.48,1.52,1.57,1.57,1.59]
 - a) [mu,sigma]=normfit(x)mu = 1.4740sigma = 0.0880
 - b) p1=normcdf(1,a,b)
 p1 = 3.55e-08
 Pravděpodobnost je extrémně malá, protože 1
 se ani zdaleka nepřibližuje nejmenšímu číslu
 - c) p2=normcdf(1.6,a,b)-normcdf(1.3,a,b)
 - p2 = 0.9000 Pravděpodobnost je vysoká, protože všechna naměřená data jsou mezi (1.3,1.6)

- Normované normální rozdělení je speciální případ normálního rozdělení, kdy střední hodnota $\mu=0$ a rozptyl $\sigma^2=1$.
- Normované normální rozdělení se využívá pro:
 - 1) jednoduchý převod z normálních rozdělení a jejich vzájemné porovnávání.
 - 2) funkce je tabelována a lze pomocí ní provést výpočet distribuční funkce s obecnými parametry.
 - 3) velký význam zejména ve statistice.

Hustota pravděpodobnosti:

$$f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{-z^2}{2}}$$

• Distribuční funkce:

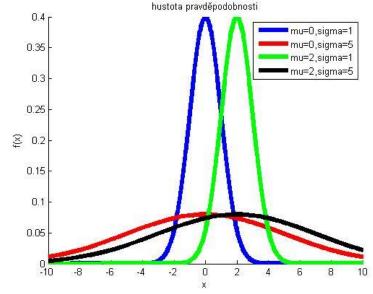
$$F(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{z} e^{\frac{-t^2}{2}} dt$$

- Hustota pravděpodobnosti normovaného normálního rozdělení je někdy označována $\varphi(z)$.
- Distribuční funkce normovaného normálního rozdělení je někdy označována $\Theta(z)$

- Normování normálního rozdělení
 - Náhodná veličina $X \to N(\mu, \sigma^2)$ lze přetransformovat na náhodnou veličinu $Z \to N(0,1)$ pomocí transformace

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

 K transformaci dat na normované normální rozdělení se používá výše uvedené transformace, a výsledek se nazývá z-skóre.



- Tabulka uvádí hodnotu distribuční funkce (označujeme Θ) normovaného normálního rozdělení
- Sloupec druhé desetinné místo
- Řádek celé číslo a první desetinné místo
- V tabulce z pouze kladné, $\Theta > 0.5$
- z záporné => zjistíme Θ pro z kladné a skutečné Θ=1- Θ odečtené z tabulky
- Θ < 0.5 => vypočteme 1- Θ a hledáme příslušné z v tabulce. Skutečné z =-z odečtené z tabulky
- Př: $z=1.92 \Theta = 0.973$
- $P\check{r}:\Theta=0.90 z=1.28$
- Př: $z=-1.92 \Theta = 1-0.973=0.027$
- Př: Θ=0.10=1-0.9 z=-1.28

Distribuční funkce normovaného normálního rozdělení $\Theta(x)$ pro x>0

$$\Theta(-z) = 1 - \Theta(z)$$

O(-2) = 1 - O(2)										
Z	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,0	0,500	0,504	0,508	0,512	0,516	0,520	0,524	0,528	0,532	0,536
0,1	0,540	0,544	0,548	0,552	0,556	0,560	0,564	0,567	0,571	0,575
0,2	0,579	0,583	0,587	0,591	0,595	0,599	0,603	0,606	0,610	0,614
0,3	0,618	0,622	0,626	0,629	0,633	0,637	0,641	0,644	0,648	0,652
0,4	0,655	0,659	0,663	0,666	0,670	0,674	0,677	0,681	0,684	0,688
0,5	0,691	0,695	0,698	0,702	0,705	0,709	0,712	0,716	0,719	0,722
0,6	0,726	0,729	0,732	0,736	0,739	0,742	0,745	0,749	0,752	0,755
0,7	0,758	0,761	0,764	0,767	0,770	0,773	0,776	0,779	0,782	0,785
0,8	0,788	0,791	0,794	0,797	0,800	0,802	0,805	0,808	0,811	0,813
0,9	0,816	0,819	0,821	0,824	0,826	0,829	0,831	0,834	0,836	0,839
1,0	0,841	0,844	0,846	0,848	0,851	0,853	0,855	0,858	0,860	0,862
1,1	0,864	0,867	0,869	0,871	0,873	0,875	0,877	0,879	0,881	0,883
1,2	0,885	0,887	0,889	0,891	0,893	0,894	0,896	0,898	0,900	0,901
1,3	0,903	0,905	0,907	0,908	0,910	0,911	0,913	0,915	0,916	0,918
1,4	0,919	0,921	0,922	0,924	0,925	0,926	0,928	0,929	0,931	0,932
1,5	0,933	0,934	0,936	0,937	0,938	0,939	0,941	0,942	0,943	0,944
1,6	0,945	0,946	0,947	0,948	0,949	0,951	0,952	0,953	0,954	0,954
1,7	0,955	0,956	0,957	0,958	0,959	0,960	0,961	0,962	0,962	0,963
1,8	0,964	0,965	0,966	0,966	0,967	0,968	0,969	0,969	0,970	0,971
1,9	0,971	0,972	0,973	0,973	0,974	0,974	0,975	0,976	0,976	0,977
2,0	0,977	0,978	0,978	0,979	0,979	0,980	0,980	0,981	0,981	0,982
2,1	0,982	0,983	0,983	0,983	0,984	0,984	0,985	0,985	0,985	0,986
2,2	0,986	0,986	0,987	0,987	0,987	0,988	0,988	0,988	0,989	0,989
2,3	0,989	0,990	0,990	0,990	0,990	0,991	0,991	0,991	0,991	0,992
2,4	0,992	0,992	0,992	0,992	0,993	0,993	0,993	0,993	0,993	0,994
2,5	0,994	0,994	0,994	0,994	0,994	0,995	0,995	0,995	0,995	0,995
2,6	0,995	0,995	0,996	0,996	0,996	0,996	0,996	0,996	0,996	0,996
2,7	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997
2,8	0,997	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998
2,9	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998	0,999	0,999	0,999
3,0	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999
3,1	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999
3,2	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999
3,3	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

Způsob výpočtu s tabulkami

$$- \ \text{Náh. vel.} \quad \ \ \, \text{X} \qquad \quad \ \ \, \text{Z} \qquad \qquad \ \ \, \text{Z} \\ \qquad \qquad N(\mu,\sigma^2) \Leftrightarrow N(0,1) \quad \Leftrightarrow \quad tabulky \\ - \ \text{Zjistíme} \quad \ \text{F(x)} \qquad \Theta(z) \qquad \qquad \Theta(z)$$

 Převedení libovolného normálního rozdělení na normované normální rozdělení:

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \qquad X = z\sigma + \mu.$$

- Př. Střední hodnota je 5 a víte, že 90 % dat je menších než 8. Zjistěte pravděpodobnost, že data budou větší než 10. Data jsou z normálního rozdělení.
- Známe $X: N(\mu, \sigma^2) = N(5, \sigma^2)$ 90% dat je menších než 8
- Neznáme rozptyl, proto nelze použít funkcí v Matlabu.
- Začneme z normovaného normálního rozdělení. 90 % kvantilu odpovídá: z=norminv(0.9,0,1)=1.2816. 90 % dat je vzdáleno o 1.28 σ od střední hodnoty
- Převedeme na normální rozdělení a zjistíme směrodatnou odchylku

$$X = z \cdot \sigma + \mu$$

$$\sigma = \frac{X - \mu}{z} = \frac{8 - 5}{1.28} = 2.34$$

- Určíme pravděpodobnost, že data budou větší než 10
 - P=1-normcdf(10,5,2.34)=1.63 %

• Př. Data jsou z normálního rozdělení s parametry $\mu=5$ a $\sigma=3$. Vypočtěte z-skóre pro následující data:

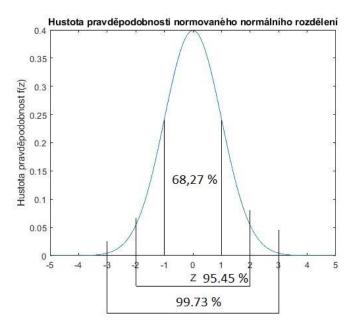
$$x=[-2,0,2,4,5,6,8,10,12].$$

- Vypočtěte pravděpodobnost, že naměřená data jsou menší než výše uvedené hodnoty.
 - >> x=[-2,0,2,4,5,6,8,10,12]
 - >> zskore=(x-5)./3
 - zskore = -2.3333 -1.6667 -1.0000 -0.3333 0 0.3333 1.0000 1.6667 2.3333
 - >> pravd=normcdf(x,5,3)
 - pravd= 0.0098 0.0478 0.1587 0.3694 0.5000 0.6306 0.8413 0.9522 0.9902

- Vypočtěte pravděpodobnost, že naměřená data z normálního rozdělení jsou v rozmezí $\langle \mu \sigma, \mu + \sigma \rangle$; $\langle \mu 2\sigma, \mu + 2\sigma \rangle$; $\langle \mu 3\sigma, \mu + 3\sigma \rangle$ a $\langle \mu 4\sigma, \mu + 4\sigma \rangle$.
- Jakékoliv normální rozdělení lze přetransformovat na normované normální rozdělení.

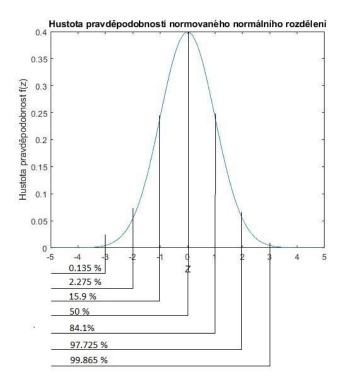
$$\begin{array}{lll} - & Z = \frac{x - \mu}{\sigma} \\ - & \langle \mu - \sigma, \mu + \sigma \rangle & Z = \frac{\mu - \sigma - \mu}{\sigma} = -1 \\ - & \langle \mu - 2\sigma, \mu + 2\sigma \rangle & \text{p1} = \text{normcdf(1,0,1)} - \text{normcdf(-1,0,1)} \\ - & \langle \mu - 3\sigma, \mu + 3\sigma \rangle & \text{p2} = 0.9973 \\ - & \langle \mu - 4\sigma, \mu + 4\sigma \rangle & \text{p4} = 0.9999 \end{array}$$

- Často se využívá pravidlo 6σ, které říká, že v daném intervalu je 99.73 % naměřených dat. (data musí být z normálního rozdělení)
- Znalosti pravděpodobností intrvalů $\langle \mu \sigma, \mu + \sigma \rangle$; $\langle \mu 2\sigma, \mu + 2\sigma \rangle$; $\langle \mu 3\sigma, \mu + 3\sigma \rangle$ lze využít pro rychlé odhady správnosti výpočtů



• Pro normální rozdělení platí, že vzdálenostem o $z\sigma$ odpovídá hodnota distribuční funkce:

-4σ P=0.000	4σ	P=0.9999683			
-3σ P=0.0013	3σ	P=0.99865			
$-2\sigma P = 0.022$	2σ	P=0.97725			
-1σ P=0.159		1σ	P=0.841		
	0σ	P=0.500			
P=0.5	z=0				
P=0.2	z=-0.8416		P=0.8	z=0.8416	
P=0.1	z=-1.282		P=0.9	z=1.282	
P=0.05	z=-1.645		P=0.95	z=1.645	
P=0.02	z=-2.054		P=0.98	z=2.054	
P=0.01	z=-2.326		P=0.99	z=2.326	



S jistou mírou nepřesnosti platí i pro symetrická rozdělení

- Logaritmicko-normální rozdělení vznikne, jestliže náhodnou veličinu X s normálním rozdělením transformujeme na $Y=e^X$.
 - Použití pro popis náhodných veličin, které lze interpretovat jako multiplikativní výsledek mnoha nepatrných a vzájemně nezávislých vlivů.
 - Jestliže data jsou z logaritmicko-normálního rozdělení, tak zapisujeme $LN(\mu,\sigma^2)$
- Často data zlogaritmujeme a potom se k nim chováme jako z normálního rozdělení.
 - Poznámka z vlastní zkušenosti pomáhá to s přehledností dat

Hustota pravděpodobnosti

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}}e^{\frac{-(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}}, x > 0$$

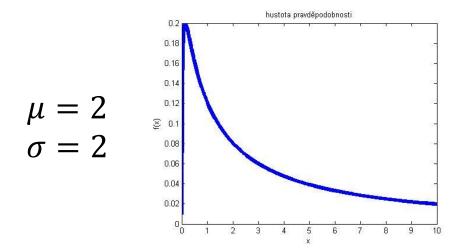
Střední hodnota

$$E(X) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$$

Rozptyl

$$D(X) = e^{2\mu + \sigma^2} \left(e^{\sigma^2} - 1 \right)$$

• Rozdělení je značně nesymetrické: $a = (e^{\sigma^2} + 2)\sqrt{e^{\sigma^2} - 1}$



- x parametr
- μ střední hodnota norm. rozdělení σ směrodatná odchylka norm. rozdělení

Matlab:

- Distribuční funkce $F=logncdf(x, \mu, \sigma)$

- Hustota pravděpodobnosti $f=lognpdf(x, \mu, \sigma)$

- Inverze distribuční funkce x=logninv(pravd, μ , σ)

- Odhad parametrů $[\mu, \sigma]$ =lognfit(data)

Stanovení střední hodnoty a rozptylů

 $[\mu, \sigma]$ =lognstat (μ, σ)

- Náhodné číslo $\operatorname{lognrnd}(\mu, \sigma)$

- Průměrná velikost zrn písku je 0.5 mm. Je popsaná log-normálním rozdělením.
 90 % zrn má menší průměr než 0.8 mm. Určete pravděpodobnost, že zrno bude menší než 1.2 mm
- Data jsou z log normálního rozdělení, lépe se pracuje s jeho logaritmem, proto známá data zlogaritmujeme

_	Průměrná velikost zrn	-3.301
_	90 % zrn je menších než	-3.0969
_	Chceme znát kolik procent zrn je menších než 1.2 mm	-2.9208

- Střední hodnota je -3.301
- Směrodatnou odchylku neznáme, ale víme že 90 % je menších než -3.0969
- Zjistěte pravděpodobnost, že data budou menší než -2.9208
- Postupujeme dále viz příklad z kapitoly 5.6
 - 90 % kvantil normovaného normálního rozdělení odpovídá: z=norminv(0.9,0,1)=1.2816.
 - 90 % dat je vzdáleno o 1.28 σ od střední hodnoty
 - Převedeme na normální rozdělení a zjistíme směrodatnou odchylku $\sigma = \frac{X-\mu}{z} = \frac{-3.0969-(-3.301)}{1.28} = 0.1595$
 - Určíme pravděpodobnost, že náh. veličina bude menší než -2.9208
 - P=normcdf(-2.9208,-3.301,0.1595)=99.14 %
 - 99.1 % zrn je menších než 1.2 mm.

5.8 Grafické ověření, že data pochází z určitého spojitého rozdělení

- 5.8.1 Empirická distribuční funkce
- 5.8.2 Weibullův pravděpodobnostní papír
- 5.8.3 Normální pravděpodobnostní papír
- 5.8.4 Obecný pravděpodobnostní papír
- 5.8.5 QQ plot
- 5.8.6 Krabicový graf

5.8.1 Empirická distribuční funkce

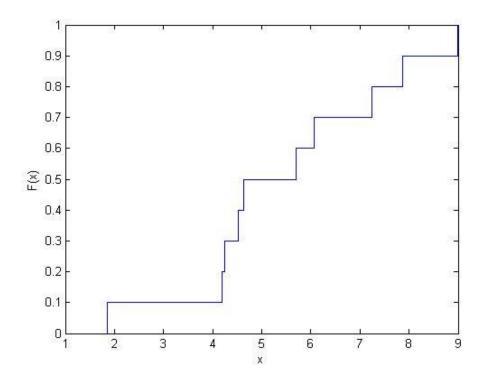
- Empirickou distribuční funkci lze použít:
 - Odečtení kvantilů náhodné proměnné
 - Ověření, zda data mohou být z určitého rozdělení
- Získání empirické distribuční funkce
 - 1) setřídíme naměřená data od min po max.

$$-2) F(x) = \begin{cases} 0, x < x_1 \\ \frac{i}{n}, x_i \le x < x_{i+1} \\ 1, x > x_n \end{cases}$$

- 3) empirickou distribuční funkci graficky zobrazíme
- Matlab ecdf(x)

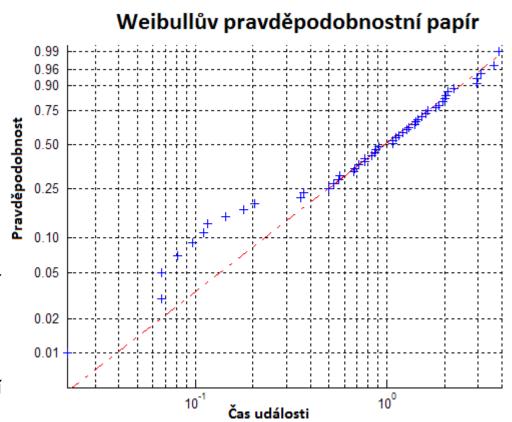
5.8.1 Empirická distribuční funkce

- Př. Vygenerujte 10 dat z normálního rozdělení s parametry $\mu=5$, $\sigma^2=4$ a vykreslete empirickou distribuční funkci.
 - >> x = normrnd(5,2,1,10)
 - $x = 4.63 \ 6.07 \ 4.24 \ 7.25 \ 5.70 \ 7.87 \ 4.52 \ 4.19 \ 9.00 \ 1.85$
 - >> ecdf(x)



5.8.2 Weibullův pravděpodobnostní papír

- Umožňuje opticky určit, zda data mohou pocházet z exponenciálního nebo Weibullova rozdělení
- Základní princip:
 - Na vodorovné ose se zadávají časy události / naměřené hodnoty
 - Na svislé ose se zaznamenává pravděpodobnost hypotetické distribuční funkce
 - Křížky označují naměřené hodnoty
 - Červená čára představuje proložení křížků přímkou.
 - Podle sklonu a polohy červené čáry lze zjistit parametry daného rozdělení
 - Křížky leží v blízkosti červené čáry data pocházejí z daného rozdělení
 - Křížky netvoří přímku (tvar S, konkávní nebo konvexní funkce) data nelze proložit daným typem rozdělení
- Matlab wblplot(data)



5.8.2 Weibullův pravděpodobnostní papír

- Princip exponenciálního papíru (zjednodušení Weibullova)
 - Z distribuční funkce $F(t) = 1 e^{-\lambda t}$ vyjádřit čas t jako funkci F(t).
 - $-F_t(t)$ je teoretická distribuční funkce, která se vynáší na svislou osu (svislá osa je nelineární)

$$e^{-\lambda t} = 1 - F_t(t)$$

$$\lambda t = -\ln(1 - F_t(t))$$

$$t = \frac{-\ln(1 - F_t(t))}{\lambda}$$

Jestliže distribuční funkce F(t) zjištěná z dat je blízká teoretické distribuční funkci, potom data pochází z exponenciálního rozdělení

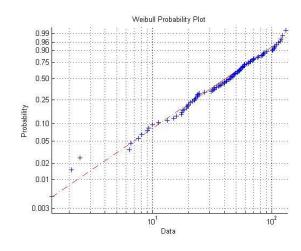
5.8.2 Weibullův pravděpodobnostní papír

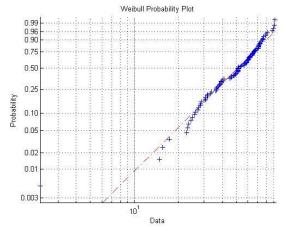
Matlab funkce: wblplot(data)

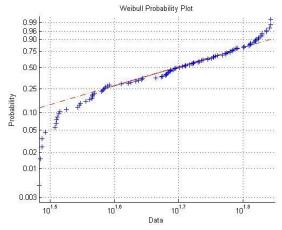
% horní obrázek, data z Weibullova rozdělení data=wblrnd(50,1.5,100,1); wblplot(data) wblfit(data)

% levý dolní obrázek % data nejsou z Weibullova rozdělení data=normrnd(50,20,100,1); wblplot(data) wblfit(data)

% pravý dolní obrázek % data nejsou z Weibullova rozdělení data=unifrnd(30,70,100,1); wblplot(data) wblfit(data)



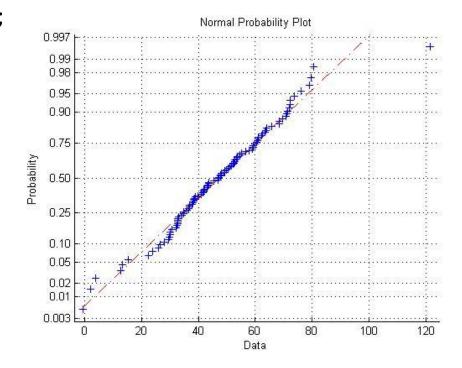




5.8.3 Normální pravděpodobnostní papír

- Obdobný princip jako Weibullův pravděpodobnostní papír
 - Matlab: normplot(data)

```
data=normrnd(50,20,100,1);
normplot(data)
normfit(data)
```



5.8.4 Obecný pravděpodobnostní papír

- Pravděpodobnostní papíry i pro další rozdělení
 - Matlab funkce: probplot(typ rozdělení,data)
 - Umožňuje výpočet pro následující typy rozdělení:

Exponenciální 'exponential'

Lognormální 'lognormal'

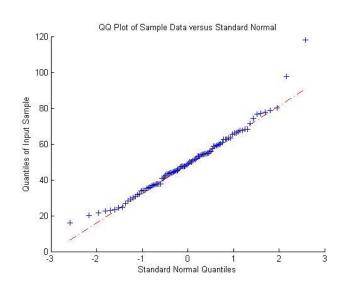
Normalní 'normal'

Weibullovo 'weibull'

– Př: probplot('lognormal',data)

5.8.5 QQ plot

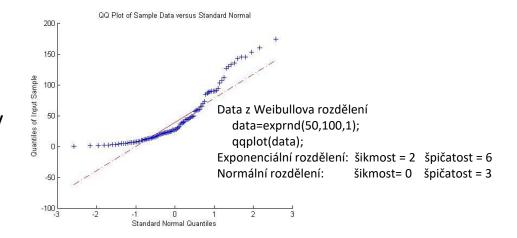
- QQ plot umožňuje stanovit, zda data pochází z normálního rozdělení.
 - Vodorovná osa teoretické zskore normovaného normálního rozdělení
 - Svislá osa naměřená data
 - Matlab funkce: qqplot(data)
- Jestliže data jsou na přímce, jsou z normálního rozdělení

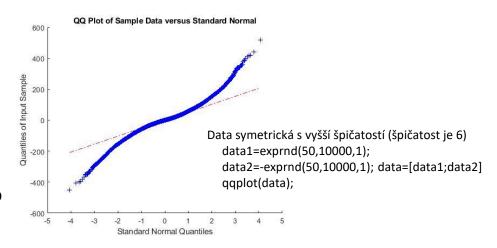


5.8.5 QQ plot

Výsledky:

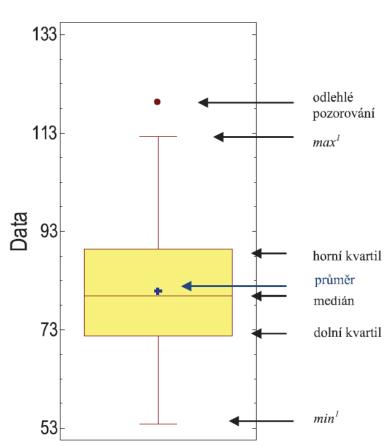
- Normální rozdělení přímka
- Normální rozdělení s odlehlými daty přímka s koncovými daty mimo tuto přímku
- Kladná šikmost dat konvexní tvar
- Záporná šikmost dat konkávní tvar
- Vyšší špičatost než má normální rozdělení
 - konkávní a pak konvexní tvar
- Nižší špičatost než má normální rozdělení
 - konvexní a pak konkávní tvar
 - Je vidět, pokud data mají nulovou nebo skoro nulovou šikmost





5.8.6 Krabicový graf

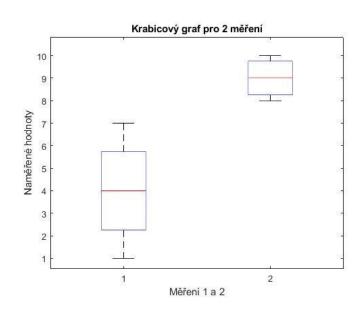
- Krabicový graf se využívá pro rychlé zobrazení:
 - Mediánu
 - Dolního a horního kvartilu
 - Minima a maxima
 - Odlehlých dat.
- Lze stanovit
 - Velikost rozptylu z interkvartilového rozpětí
 - Symetrii
 - Shoda průměru a mediánu
 - Rozdíl $x_{0.75} x_{0.5} \approx x_{0.5} x_{0.25}$
- Matlab boxplot(x)



5.8.6 Krabicový graf

- Při více náhodných výběrů lze pomocí krabicového grafu stanovit trend středních hodnot a velikost rozptylu.
- boxplot(x,y)
 - x vektor naměřených hodnot
 - y vektor k jakému měření hodnoty patří
- Př: x=[1,2,3,4,5,6,7, 8,9,10]y=[1,1,1,1,1,1,1, 2,2,2]

Střední hodnota prvního výběru je menší než druhého Rozptyl prvního výběru je větší než druhého



5.9 Základní příkazy v matlabu/octave

	Rovnom. rozdělení	Exponenc. rozdělení	Weibull. rozdělení	Erlang. rozdělení	Normální rozdělení	Lognorm. rozdělení
Distribuční funkce	unifcdf	expcdf	wblcdf	gamcdf	normcdf	logncdf
Hustota pravděp.	unifpdf	exppdf	wblpdf	gampdf	normpdf	lognpdf
Inverzní Funkce	unifinv	expinv	wblinv	gaminv	norminv	Logninv
Odhad parametrů	unifit	expfit	wblfit	gamfit	normfit	lognfit
Střed hod. a rozptyl	unifstat	expstat	wblstat	gamstat	normstat	lognstat
Náhod. číslo	unifrnd	exprnd	wblrnd	gamrnd	normrnd	lognrnd

5.9 Základní příkazy v matlabu/octave

- Empirická distribuční funkce ecdf
- Weibullův pravděpodobnostní papír wblplot
- Normální pravděpodobnostní papír normplot
- Obecný pravděpodobnostní papír probplot
- QQ plot qqplot
- Krabicový graf boxplot

6 Výběrové charakteristiky

- 6.1 Výběrové charakteristiky
- 6.2 Výběrový průměr
- 6.3 Limitní věty
- 6.4 Rozdíl výběrových průměrů
- 6.5 Relativní četnost
- 6.6 Rozdíl výběrových četností
- 6.7 Spojitá rozdělení užívaná ve statistice

6.1 Výběrové charakteristiky

Pravděpodobnost

- Pravděpodobnost každého jevu je předem dána a je neměnná konstantní hodnota
 - Př. Hod mincí 50 % orel, 50 % panna
 - Pravděpodobnost výhry v sázkových hrách
- Výsledek pravděpodobnost, že v 10 náhodných pokusech nastane úspěch právě k-krát
- Charakteristiky: střední hodnota, rozptyl, směrodatná odchylka, medián, pravděpodobnost

Statistika

- Pravděpodobnost úspěchu jevu se snažíme zjistit za pomoci naměřených dat stochastická hodnota
 - Střední doba do poruchy n výrobků měříme dobu do poruchy a z dat vypočteme střední hodnotu. U jiného souboru shodných výrobků obdržíme odlišné výsledky.
 - Průměrný plat 20 pracujících v ČR.
- Obdržíme výběrové charakteristiky náhodných veličin
 - Výběrová střední hodnota, výběrový rozptyl, výběrová směrodatná odchylka, výběrový medián, relativní četnost

6.1 Výběrové charakteristiky

Pravděpodobnost

Střední hodnota E(X), μ

Rozptyl D(X), σ^2

Směrodatná odchylka σ

Statistika

Výběrový průměr $ar{X}$

Výběrový rozptyl s²

Výběrová směrodatná odchylka s

Pravděpodobnost jevu π Relativní četnost p

Medián $x_{0.5}$ Výběrový medián $\widetilde{X_{0.5}}$

6.1 Výběrové charakteristiky

Příklad:

- 1) Zeptejte se 10 lidí zda preferují čaj nebo kávu. Obdržíte nějakou relativní četnost p_1 .
- 2) Zeptejte se 1000 lidí na stejnou otázku. Opět obdržíte nějakou relativní četnost p_2 .
- 3) Nechme hlasovat všechny lidi v ČR na stejnou otázku, obdržíme pravděpodobnost jevu π .

• Otázka:

- Bude se (obecně) více odlišovat od pravděpodobnosti jevu π relativní četnost p_1 , nebo relativní četnost p_2 ?
- Pravděpodobně se více bude odlišovat relativní četnost p_1 , protože se ptáme malého množství lidí a bude zde velký rozptyl výsledku od skutečnosti.

 Vlastnosti střední hodnoty a rozptylu nezávislých náhodných veličin

$$-E(\sum_{i} X_{i}) = \sum_{i} E(X_{i})$$

výsledná střední hodnota je dána součtem nezávislých středních hodnot náhodných veličin

$$-D(\sum_{i} X_{i}) = \sum_{i} D(X_{i})$$

výsledný rozptyl je dán součtem rozptylů nezávislých náhodných veličin

$$- E(aX) = aE(X)$$

vynásobení náhodné veličiny konstantou, se výsledná střední hodnota také vynásobí konstantou

$$- D(aX) = a^2 D(X)$$

vynásobení náhodné veličiny konstantou a, se výsledný rozptyl

vynásobí a^2 .

•
$$E(\sum_i X_i) = \sum_i E(X_i)$$

$$D(\sum_i X_i) = \sum_i D(X_i)$$

•
$$E(aX) = aE(X)$$

$$D(aX) = a^2 D(X)$$

- Ověření na příkladu
 - Pravděpodobnost úspěchu v 1 tahu je p a lze popsat alternativním rozdělením

•
$$E(X) = p$$
; $D(X) = p \cdot (1 - p)$

 Pravděpodobnost, že budu úspěšný právě k krát v n tazích lze popsat binomickým rozdělením.

•
$$E(X) = n \cdot p$$
; $D(X) = n \cdot p \cdot (1 - p)$

- Hody jsou vzájemně nezávislé
- Střední hodnota u binomického rozdělení je n krát vyšší než u alternativního. Stejně tak pro rozptyl.
- Chceme znát rozdělení výběrového průměru, tj. máme n tahů (pokusů) a k krát jsme byli úspěšní. Chceme odhadnout pravděpodobnost úspěchu v průměrném tahu (násobíme $\frac{1}{n}$) a jak moc se můžeme zmýlit (rozptyl).

$$- E\left(\frac{X}{n}\right) = \frac{n \cdot p}{n} = p$$

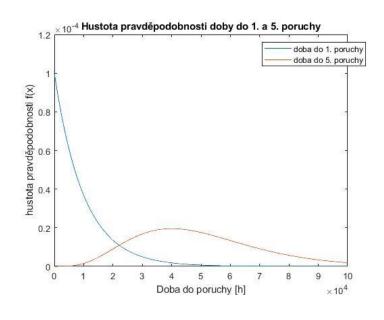
$$D\left(\frac{X}{n}\right) = \frac{n \cdot p \cdot (1-p)}{n^2} = \frac{p \cdot (1-p)}{n}$$

- Příklad 2
- Doba do poruchy výrobku je popsána exponenciálním rozdělením a je 10000 hodin, tj. $\lambda=10^{-4}h^{-1}$.
 - Pro exponenciální rozdělení platí, že:

•
$$E(X) = \frac{1}{\lambda} = 10000 h$$

$$D(X) = \frac{1}{\lambda^2} = 10^8 h^2$$

- Doba do 5. poruchy (poruchy se vzájemně neovlivňují, jsou nezávislé) výrobku by měla být:
 - $E(\sum_{i} X_{i}) = \sum_{i} E(X_{i}) = 50000 h$
 - $D(\sum_{i} X_{i}) = \sum_{i} D(X_{i}) = 5 \cdot 10^{8} h^{2}$
- Doba do páté poruchy je popsána Erlangovým rozdělením, které má:
 - Střední hodnotu $E(X) = \frac{k}{\lambda} = \frac{5}{\lambda} = 50000 \ h$
 - Rozptyl $D(X) = \frac{k}{\lambda^2} = \frac{5}{\lambda^2} = 5 \cdot 10^8 h^2$
 - Směrodatná odchylka $\sigma(X) = 22300 h$
- Poznámka: všimněte si, že rozdělení doby do 5. poruchy se stává více symetričtější než do 1. poruchy (exponenciálního rozdělení).



- Pokračování příkladu 2: Doba do poruchy výrobku je popsána exponenciálním rozdělením a je 10000 hodin, tj. $\lambda=10^{-4}h^{-1}$.
 - Pro exponenciální rozdělení platí, že:

•
$$E(X) = \frac{1}{\lambda} = 10000 h$$
 $D(X) = \frac{1}{\lambda^2} = 10^8 h^2$

Doba do 5. poruchy (poruchy se vzájemně neovlivňují, jsou nezávislé) výrobku by měla být:

•
$$E(\sum_{i} X_{i}) = 50000 h$$
 $D(\sum_{i} X_{i}) = 5 \cdot 10^{8} h^{2}$

- Jak bude rozdělena střední doba do poruchy?
 - Střední doba do poruchy se vypočte $\frac{\sum_{i=1}^{n} t_i}{n}$, kde t_i jsou doby do poruchy a n je počet poruch
 - Ze znalosti vlastností střední hodnoty platí : E(aX) = aE(X)
 - Ze znalosti vlastností rozptylu platí : $D(aX) = a^2D(X)$
- Střední doba do poruchy zjištěná z 5 poruch bude mít:
 - $-E\left(\frac{1}{n}X\right) = \frac{1}{n}E(X) = \frac{50000}{5} = 10000 \ hod$ (porovnej pro 1 výrobek je to 10000 hod)
 - Rozptyl tohoto odhadu bude:
 - $D\left(\frac{1}{n}X\right) = \frac{1}{n^2}D(X) = \frac{5\cdot 10^8}{25} = 0.2 \cdot 10^8 \ hod^2 \qquad \text{(porovnej pro 1 výrobek je to } 10^8 \ hod^2\text{)}$

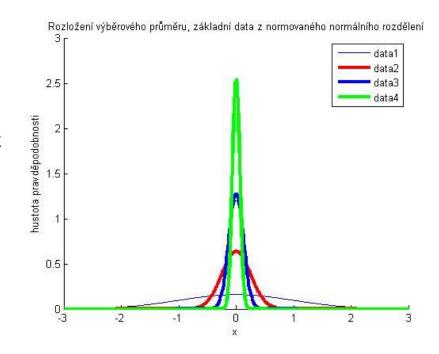
- Zobecněně: Mějme náhodný výběr $X_1, X_2, ... X_n$ z náhodné veličiny X s distribuční funkcí F(x). Označme μ_X střední hodnotu a σ_X směrodatnou odchylku náhodné veličiny X_i . Potom výběrový průměr náhodného výběru $X_1, X_2, ... X_n$ rozumíme náhodnou veličinu: $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ mající $E(\bar{X}) = \mu_X$ a $D(\bar{X}) = \frac{\sigma_X^2}{n}$.
- Věta obsahuje ještě další předpoklady: Předpokládejme dále, že všechny dvojice náhodných veličin jsou nezávislé. A že všechny náhodné veličiny X_i mají stejnou a konečnou střední hodnotu i směrodatnou odchylku.
- Pochází-li náhodný výběr $X_1, X_2, ... X_n$ z normálního rozdělení $N(\mu_X, \sigma_X^2)$, pak výběrový průměr má normální rozdělení s parametry $N(\mu_X, \frac{\sigma_X^2}{n})$.

Úkol:

- Generujme 16 hodnot z normovaného normálního rozdělení.
- Vygenerované hodnoty sečtěme a jejich součet vydělme 16. (obdržíme 1 realizaci z výběrového průměru)
- Pokus opakujme mnohokrát.
- Vytvořme hustotu pravděpodobnosti.
- Totéž opakujte pro 64 a 256 hodnot.
- Obdržíme rozložení výběrového průměru.

Rozložení výběrového průměru pro (výběr je z normovaného normálního rozdělení):

> 1 hodnota – slabá modrá 16 hodnot – červená 64 hodnot – silná modrá 256 hodnot – zelená



6.3 Limitní věty

- 6.3.1 Zákon velkých čísel
- 6.3.2 Centrální limitní věta
- 6.3.3 Příklady na centrální limitní větu

6.3.1 Zákon velkých čísel

- Jestliže výběr pochází z normálního rozdělení, pak s rostoucím rozsahem výběru se výběrový průměr soustřeďuje kolem střední hodnoty. (vlastnost výběrového průměru).
- Mějme nekonečný náhodný výběr X_1, X_2, \ldots z rozdělení se střední hodnotou μ_X a konečným rozptylem σ_X^2 , kde X_1, X_2, \ldots jsou nezáv<u>isl</u>é náhodné veličiny. Potom platí, že výběrový průměr X_n vypočítaný z prvních n pozorování se pro $n \to \infty$ blíží ke střední hodnotě μ_X .

$$\lim_{n \to \infty} [P(|\overline{X_n} - \mu_X| > \varepsilon)] = 0 \qquad \forall \varepsilon > 0$$

- Všimněte si, že ve větě se vůbec nemluví o typu rozdělení

6.3.1 Zákon velkých čísel

- Pravděpodobnost úspěchu náhodného pokusu je 0.75.
 Tento náhodný pokus opakujeme n-krát (n je proměnné).
 Spočtěte pravděpodobnost, že relativní četnost náhodného jevu bude při n pokusů menší nebo rovna 0.7.
 - n krát opakovaný pokus lze popsat binomickým rozdělením.

$$-\lim_{n\to\infty} [P(|\overline{X_n} - \mu_X| > \varepsilon)] = 0 \qquad \forall \varepsilon > 0$$

- binocdf(0.7*n,n,0.75)

n	pravděpodobnost	
10	0.4744	
100	0.1495	
1000	1.9359E-4	
10000	6.1496E-30	
100000	1.2049E-280	

Součet náhodných veličin

- Centrální limitní věta rozšiřuje zákon velkých čísel o tvrzení, že za určitých podmínek lze součet náhodných veličin, nebo výběrový průměr popsat pomocí normálního rozdělení.
- Mějme X_i nezávislé náhodné veličiny ze stejného rozdělení, se stejnou střední hodnotou a s konečným rozptylem. Pak součet n náhodných veličin má při dostatečně velkém počtu pozorování přibližně normální rozdělení, ať X_i pochází z libovolného rozdělení. Normální rozdělení má parametry:

$$\sum_{i=1}^{n} X_i \sim N(n \cdot \mu_{X,n} \cdot \sigma_X^2)$$

nebo použitím transformace na normované normální rozdělení

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} X_i - n \cdot \mu_X}{\sqrt{n} \cdot \sigma_X} \sim N(0,1)$$

- Obvykle se za dostatečně velké označují výběry o rozsahu 30 a větší.
- Pro výběrové rozdělení symetrické, unimodální, které neobsahuje odlehlá pozorování stačí výběr o rozsahu minimálně 15 dat.

Výběrový průměr

- Centrální limitní věta rozšiřuje zákon velkých čísel o tvrzení, že za určitých podmínek lze součet náhodných veličin, nebo výběrový průměr popsat pomocí normálního rozdělení.
- Mějme X_i nezávislé náhodné veličiny ze stejného rozdělení, se stejnou střední hodnotou a s konečným rozptylem. Pak výběrový průměr má při dostatečně velkém počtu pozorování přibližně normální rozdělení, ať X_i pochází z libovolného rozdělení. Normální rozdělení má parametry:

$$\bar{X} \sim N\left(\mu_{X}, \frac{\sigma_X^2}{n}\right)$$

nebo použitím transformace na normované normální rozdělení

$$\frac{\bar{X} - \mu_X}{\sigma_X} \sqrt{n} \sim N(0,1)$$

- Obvykle se za dostatečně velké označují výběry o rozsahu 30 a větší.
- Pro výběrové rozdělení symetrické, unimodální, které neobsahuje odlehlá pozorování stačí výběr o rozsahu minimálně 15 dat.

- Ověření na příkladu
 - Budete házet šestistěnnou kostkou

•
$$E(X) = 3.5$$

$$D(X) = \frac{35}{12}$$

$$\sigma(X) = 1.708$$

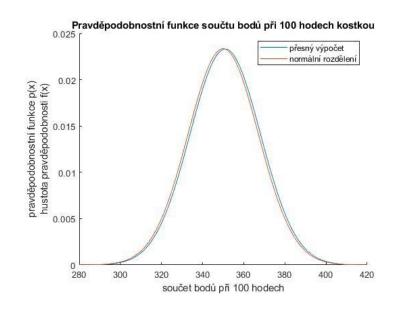
Budete házet 100x a body sečtete. Jaká je střední hodnota a jaký rozptyl.

•
$$E(X) = 350$$

$$D(X) = \frac{3500}{12}$$

$$\sigma(X) = 17.08$$

Porovnejte "hustotu" přesného rozdělení s normálním rozdělením s parametry $\left(\mu=350,\sigma^2=\frac{3500}{12}\right)$.



Ljapunovova věta - Součet náhodných veličin

• Mějme X_i nezávislé náhodné veličiny s konečnou střední hodnotou, rozptylem a nechť platí podmínka výsledné symetrie ($\lim_{n \to \infty} \frac{\left[\sum_{i=1}^n \mu_3\right]^{\frac{1}{3}}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n D(X_i)}} = 0$), pak při dostatečně velkém počtu má součet náhodných náhodných veličin přibližně normální rozdělení, které má parametry:

$$\sum_{i=1}^{n} X_i \sim N\left(\sum_{i=1}^{n} \mu_i, \sum_{i=1}^{n} \sigma_i^2\right)$$

nebo použitím transformace na normované normální rozdělení

$$\frac{X - \sum_{i=1}^{n} E(X_i)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} D(X_i)}} \sim N(0,1)$$

- Obvykle se za dostatečně velké označují výběry o rozsahu 30 a větší.
- Pro výběrové rozdělení symetrické, unimodální, které neobsahuje odlehlá pozorování stačí výběr o rozsahu minimálně 15 dat.

Ljapunovova věta - Výběrový průměr

• Mějme X_i nezávislé náhodné veličiny s konečnou střední hodnotou, rozptylem a nechť platí podmínka výsledné symetrie ($\lim_{n \to \infty} \frac{\left[\sum_{i=1}^n \mu_3^{-i}\right]^{\frac{1}{3}}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n D(X_i)}} = 0$), pak při dostatečně velkém počtu má součet náhodných náhodných veličin přibližně normální rozdělení, které má parametry:

$$\sum_{i=1}^{n} X_i \sim N\left(\frac{\sum_{i=1}^{n} \mu_i}{n}, \frac{\sum_{i=1}^{n} \sigma_i^2}{n^2}\right)$$

nebo použitím transformace na normované normální rozdělení

$$\frac{nX - \sum_{i=1}^{n} \mu_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} \sigma_i^2}} \sim N(0,1)$$

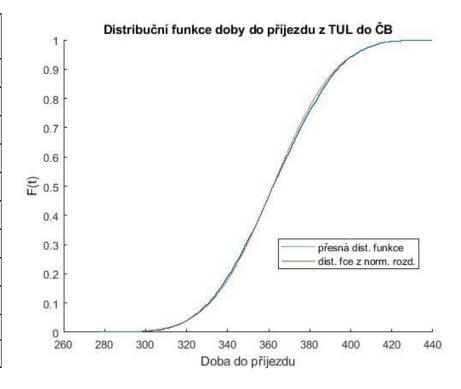
- Obvykle se za dostatečně velké označují výběry o rozsahu 30 a větší.
- Pro výběrové rozdělení symetrické, unimodální, které neobsahuje odlehlá pozorování stačí výběr o rozsahu minimálně 15 dat.

Ljapunovova věta - Součet náhodných veličin

Příklad

- Chceme se přesunout z TUL do Českých Budějovic. Celou cestu můžeme rozdělit na následující úseky. U
 každého je uvedena střední doba, rozptyl a typ rozdělení. Na příkladu ověřte platnost centrální limitní věty.
- Maximální rozdíl obou distribučních funkcí je 1.05%

Úsek	Stř. doba [min]	Rozptyl [min ²]	rozdělení	
TUL – Fugnerova	20	100/12	Rovnoměrné (a=15, b=25)	
Fugnerova čekání	15	400/12	Rovnoměrné (a=5, b=25)	
Bus do Prahy	70	25	Normální (mu=70, sigma=5)	
Čekání na metro	4	4	Normální (mu=4, sigma=2)	
Metro B	20	1	Normální (mu=20, sigma=1)	
Přestup na C	8	3	Rovnoměrné (a=5, b=11)	
Metro C a výstup	5	4/12	Rovnoměrné (a=4, b=6)	
Čekání na vlak	30	300	Rovnoměrné (a=0, b=60)	
Jízda vlakem	150	100	Normální (mu=150, sigma=10)	
Cesta od vlaku	40	100	Normální (mu=40, sigma = 10)	
Součet	362 min	575 min ²		



Příklad 1:

Životnost zařízení má exponenciální rozdělení se střední hodnotou 5 let. Určete pravděpodobnost, že průměrná životnost 100 prodaných zařízení bude vyšší než 5.6 let.

- Exponenciální rozdělení má 1 parametr λ
- $\lambda = \frac{1}{5} roku^{-1}$
- $E(X) = \frac{1}{\lambda} = 5 \text{ rok}\mathring{u}$ $D(X) = \frac{1}{\lambda^2} = 25 \text{ rok}\mathring{u}^2$
- Z CLV platí, že průměrná životnost bude popsána normálním rozdělením.
- $\bar{X} \sim N\left(\mu_{X,\frac{\sigma_X^2}{n}}\right) = N\left(\mu_X = 5 \ rok \mathring{\mathbf{u}}, \frac{\sigma_X^2}{n} = \frac{25}{100} rok \mathring{\mathbf{u}}^2\right)$
 - $-N(5 rok \mathring{u}, 0.25 rok \mathring{u}^2)$
 - Směrodatná odchylka je 0.5 roku.
 - Matlab: P=1-normcdf(5.6,5,0.5)
 - P=0.1587
 - Pravděpodobnost, že 100 zařízení bude mít větší střední hodnotu životnosti než 5.6 let je 0.1587.

Příklad 2

- Čas pro odhalení poruchy a její opravu trvá 1 hodinu se směrodatnou odchylkou 0.5 hod. Určete pravděpodobnost, že doba potřebná k odhalení a opravení 100 nezávislých poruch nepřekročí 110 hodin.
 - Známe střední hodnotu μ =1 hod a směrodatnou odchylkou σ =0.5 hod., $\sigma^2=0.25$ hod 2
 - Chceme znát rozdělení součtu 100 nezávislých poruch a pravděpodobnost P(X<110 hod)
 - Z CLV platí, že součet času k opravení 100 výrobků lze popsat normálním rozdělením.
 - Parametry rozdělení: $N(100 \cdot \mu, 100 \cdot \sigma^2) = N(100,25)$
 - Do Matlabu se zadává směrodatná odchylka
 - Matlab: P(X < 110) = normcdf(110,100,5)
 - P(X < 110) = 0.9772

- Příklad 3:
- Starý turistický most má nosnost 2000 kg. Kolik na most může maximálně vstoupit lidí, jestliže chceme aby pravděpodobnost překročení hmotnosti byla 1E-6. Člověk má průměrnou hmotnost 80 kg, směrodatná odchylka je 30 kg.
 - nejsou splněny všechny předpoklady CLV, protože první odhad počtu lidí na mostě 2000/80=25, což je méně než 30.
 - $-\mu = 80 \text{ kg}$ $\sigma = 30 \text{ kg}$ $\sigma^2 = 900 \text{ kg}^2$
 - Z CLV platí, že součet hmotností lze popsat normálním rozdělením
 - P(X > 2000) = 0.000 001 → $N(n \cdot \mu, n \cdot \sigma^2)$ maximalizujeme n
 - P(X < 2000) = 0.999 999 → N(n · μ , n · σ ²)
- Početní řešení převedeme normální rozdělení na normované normální rozdělení a dále počítáme s ním
 - $X \sim N(n \cdot \mu_X, n \cdot \sigma_X^2)$
 - Pravděpodobnosti 0.999999 odpovídá u normovaného normálního rozdělení z-skore 4.75342, který zjistíme pomocí příkazu norminv(0.999999,0,1)
 - Převedeme parametry normálního rozdělení na normované normální rozdělení pomocí transformace $\frac{X-\mu}{\sigma} = N(0,1)$. $\frac{X-\mu}{\sigma} = 4.75342$
 - $\frac{2000 n \cdot 80}{\sqrt{n \cdot 900}} = 4.75342$
 - Řešíme dále iracionální rovnici (pozor u řešení je nutnost provést zkoušku!!!)
 - Přesný výpočet vyjde 17.54

- Matlabovský skript
- Zvyšujeme počet lidí na mostě o 1 a zjišťujeme, kdy pravděpodobnost překročení hmotnosti se zvýší nad hranici 0.000 001.

```
i=0; pravd=1;
while pravd>0.999999
    i=i+1;
    pravd=normcdf(2000,i*80,sqrt(i*900));
end
i-1
```

• 17 lidí na mostě s pravděpodobností 1E-6 nepřekročí hmotnost 2000 kg.

- Př. 4
- Vypočtěte pravděpodobnost, že při 60x opakovaném hodu šestistěnnou kostkou bude součet bodů v intervalu <190,230>.
- Pravděpodobnost hodu: $P(1) = P(2) = P(3) = P(4) = P(5) = P(6) = \frac{1}{6}$.
- Střední hodnota jednoho hodu je $E(X) = \frac{1+2+3+4+5+6}{6} = \frac{21}{6} = 3.5.$
- Rozptyl jednoho hodu je $D(X) = \frac{(1-3.5)^2 + (2-3.5)^2 + \dots + (6-3.5)^2}{6} = \frac{35}{12}$
- 60x opakováním náhodného jevu můžeme využít centrální limitní větu pro součet náhodných veličin.

$$E(X) = n \cdot \mu_X$$
 $D(X) = n \cdot \sigma_X^2$ $X \sim N(n \cdot \mu_X, n \cdot \sigma_X^2)$

- $N(60 \cdot E(X), 60 \cdot D(X)) = N(210,175)$
- Pravděpodobnost se určí pomocí Matlabu:
 - pravd=normcdf(230,210,sqrt(175))-normcdf(190,210,sqrt(175))
 - pravd = 0.8694

- Př. 5
- 600x házíte hrací kostkou. Určete pravděpodobnost, že hodíte šestku 110x a více
- Výpočet pomocí binomického rozdělení
 - P=1-binocdf(109.5, 600, 1/6)
 - P=0.1492
- Výpočet pomocí CLV
 - Binomické rozdělení má E(X)=np a D(X)=np(1-p)
 - E(X)=600*1/6=100 D(X)=600*1/6*5/6=500/6
 - Toto jsou parametry normálního rozdělení
 - P=1-normcdf(109.5,100,sqrt(500/6))
 - P=0.1490

6.4 Rozdíl výběrových průměrů

• Mějme náhodný výběr $X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1n_1}$ z rozdělení se střední hodnotou μ_1 a náhodný výběr $X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2n_2}$ z rozdělení se střední hodnotou μ_2 . Při splnění požadavků uvedených níže, má rozdíl výběrových průměrů následující vlastnosti:

$$E(\overline{X_1} - \overline{X_2}) = \mu_1 - \mu_2$$

$$D(\overline{X_1} - \overline{X_2}) = \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}$$

$$(\overline{X_1} - \overline{X_2}) \sim N(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2})$$

- Předpoklady:
 - Výběry jsou navzájem nezávislé, tj. hodnoty pozorování z 1. populace nejsou ovlivněny pozorováním z 2. populace, a naopak
 - Platí předpoklady CLV, že každý z výběrů pochází z normálního rozdělení, nebo rozsah každého z výběrů je větší než 30.
- 3. vzorec lze přetransformovat na:

$$\frac{(\overline{X_1} - \overline{X_2}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1)$$

6.5 Relativní četnost

• Náhodný jev A se vyskytuje s pravděpodobností π . Předpokládejme, že provádíme opakovaná nezávislá pozorování tohoto jevu. Potom výběrový průměr \overline{X} vypočtený z prvních n pozorování označujeme relativní četností a značíme ji p.

$$p = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}$$

- Náhodný jev A je popsán alternativním rozdělením, n-krát opakováním jevu A přecházíme k binomickému rozdělení.
- Vlastnosti relativní četnosti: $E(p) = \pi$ $D(p) = \frac{\pi \cdot (1-\pi)}{n}$
- Z centrální limitní věty (požadavky uvedeny níže) lze odvodit, že:

$$\frac{p-\pi}{\sqrt{\frac{\pi\cdot(1-\pi)}{n}}} \sim N(0,1)$$

- Předpoklady:
 - Dostatečná velikost výběru: $n > \frac{9}{p \cdot (1-p)}$

6.6 Rozdíl výběrových četností

- Náhodný jev A se vyskytuje s pravděpodobností π_1 . Náhodný jev B se vyskytuje s pravděpodobností π_2 . Předpokládáme, že provádíme opakovaná nezávislá pozorování těchto jevů.
- Potom rozdíl relativních četností obou výběrů má následující vlastnosti:

$$E(p_1 - p_2) = \pi_1 - \pi_2$$

$$D(p_1 - p_2) = \frac{\pi_1 \cdot (1 - \pi_1)}{n_1} + \frac{\pi_2 \cdot (1 - \pi_2)}{n_2}$$

$$(p_1 - p_2) \sim N\left(\pi_1 - \pi_2, \frac{\pi_1 \cdot (1 - \pi_1)}{n_1} + \frac{\pi_2 \cdot (1 - \pi_2)}{n_2}\right)$$

$$\frac{(p_1 - p_2) - (\pi_1 - \pi_2)}{\sqrt{\frac{\pi_1 \cdot (1 - \pi_1)}{n_1} + \frac{\pi_2 \cdot (1 - \pi_2)}{n_2}}} \sim N(0, 1)$$

- Předpoklady:
 - Výběry z obou populací jsou dostatečně velké n₁ > ⁹/_{p₁·(1-p₁)} a n₂ > ⁹/_{p₂·(1-p₂)}.
 - Výběry musí být nezávislé, tj. nejsou vzájemně ovlivněny.

6.7 Spojitá rozdělení užívaná ve statistice

- 6.7.1 χ^2 rozdělení
- 6.7.2 Studentovo rozdělení
- 6.7.3 Fisher Snedecorovo rozdělení

• Mějme nezávislé náhodné veličiny Z_1,Z_2,\dots,Z_n z nichž každá má normované normální rozdělení. Součet čtverců těchto náhodných veličin – X má rozdělení χ^2 s n stupni volnosti.

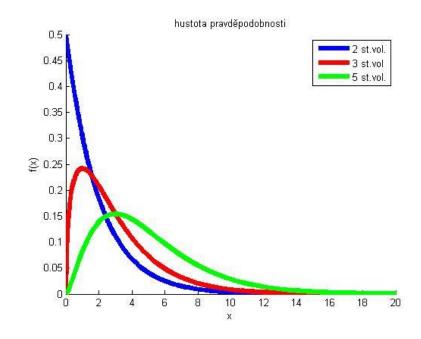
$$X = \sum_{i=1}^{n} Z_i^2 \to \chi_n^2$$

- χ^2 rozdělení se čte "chí kvadrát rozdělení", někdy též Pearsonovým rozdělením
- Veličina s tímto rozdělením může nabývat pouze nezáporných hodnot.
- Rozdělení je nesymetrické
- Má parametr n počet stupňů volnosti, který vychází z počtu naměřených dat. Často pro n naměřených dat, porovnáváme výsledek s n-1 stupni volnosti.
- Rozdělení se velmi často využívá ve statistice při testování veličin.

- Základní vlastnosti
 - Hustota pravděpodobnosti je složitá.
 - Střední hodnota rozdělení χ^2 s n stupni volnosti je: E(X) = n
 - Rozptyl rozdělení χ^2 s n stupni volnosti je: $D(X) = 2 \cdot n$
 - Vlivem centrální limitní věty se se vzrůstajícím počtem stupňů volnosti rozdělení χ^2 s n stupni volnosti blíží normálnímu rozdělení s parametry:

$$N(\mu = n, \sigma^2 = 2 \cdot n)$$

- χ^2 rozdělení v matlabu
- n počet stupňů volnosti
- Matlab
 - Distribuční funkce F=chi2cdf(x,n)
 - Hustota pravděpodobnosti f=chi2pdf(x,n)
 - Inverze distribuční funkce x=chi2inv(pravd, n)
 - Stanovení střední hodnoty a rozptylů [m,v]=chi2stat(n)
 - Náhodné číslo chi2rnd(n)



- χ^2 rozdělení má uplatnění především při:
 - Odhad rozptylu základního souboru (předpoklad: data musejí být z normálního rozdělení).
 - Testování, zda rozptyl základního souboru je roven σ_0^2 .
 - Testování nezávislosti proměnných (tzv. kontingenční tabulka)
 - Testování, zda náhodná veličina pochází z určitého rozdělení (zde data nemusí být z normálního rozdělení)

• Uvažujme dvě nezávislé náhodné veličiny Z a V. Náhodná veličina Z má normované normální rozdělení, náhodná veličina V má χ^2 rozdělení s n stupni volnosti. Potom náhodná veličina T,

$$T = \frac{Z}{\sqrt{\frac{V}{n}}}$$

má Studentovo rozdělení s n stupni volnosti.

- ullet Studentovo rozdělení značíme t_n
- Rozdělení má jediný parametr n počet stupňů volnosti.
- Se zvyšujícím se počtem stupňů volnosti (obvykle n>30) se Studentovo rozdělení blíží normovanému normálnímu rozdělení.
- Rozdělení se velmi často využívá ve statistice při testování veličin.

- Základní vlastnosti
 - Hustota pravděpodobnosti je složitá
 - Střední hodnota Studentova rozdělení t s n stupni volnosti je:

$$E(X) = 0$$

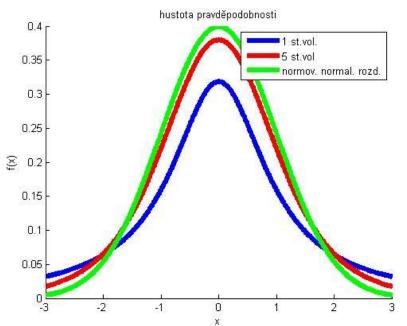
Rozptyl Studentova rozdělení t s n stupni volnosti je:

$$D(X) = \frac{n}{n-2}, n > 2$$

Rozdělení je symetrické kolem 0.

- t rozdělení v matlabu
- n počet stupňů volnosti
- Distribuční funkce
- Hustota pravděpodobnosti
- Inverze distribuční funkce
- Stanovení střední hodnoty a rozptylů
- Náhodné číslo

F=tcdf(x,n) f=tpdf(x,n) x=tinv(pravd, n) [m,v]=tstat(n) trnd(n)



- Studentovo t rozdělení má uplatnění především při:
 - Odhadu střední hodnoty výběru, pokud je rozptyl základního souboru neznámý.
 - Testování hypotéz o střední hodnotě výběru, pokud je rozptyl výběru neznámý.
 - Testování hypotéz o shodě středních hodnot dvou nezávislých výběrů, pokud jsou rozptyly výběru neznámé.
 - Regresní analýza
- Předpoklad: Data musejí být z normálního rozdělení.

6.7.3 Fisher-Snedecorovo rozdělení

• Mějme dvě nezávislé náhodné veličiny V a W s rozdělením χ^2 . První má m stupňů volnosti, druhé má n stupňů volnosti (obecně odlišný). Pak náhodná veličina

$$F = \frac{\frac{V}{m}}{\frac{W}{n}}$$

má Fisherovo-Snedecorovo o m, n stupňů volnosti.

- Fisher-Snedecorovo rozdělení značíme $F_{m,n}$
- Rozdělení má dva parametry m a n.
- Rozdělení se velmi často využívá ve statistice při testování veličin.

6.7.3 Fisher-Snedecorovo rozdělení

- Základní vlastnosti
 - Střední hodnota Fisher Snedecorova rozdělení s m, n stupni volnosti je:

$$E(X) = \frac{n}{n-2}, n > 2$$

Rozptyl Fisher Snedecorova s m, n stupni volnosti je:

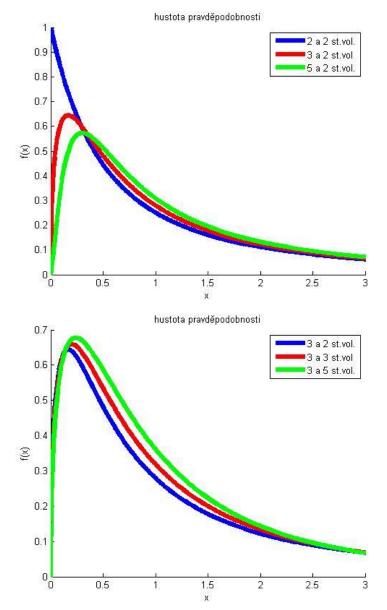
$$D(X) = \frac{2n^2 \cdot \left(1 + \frac{n-2}{m}\right)}{(n-2)^2 \cdot (n-4)}, n > 4$$

6.7.3 Fisher-Snedecorovo rozdělení

- F rozdělení v matlabu
- m,n počet stupňů volnosti
- Výpočet v matlabu:
 - Distribuční funkce F=fcdf(x,m,n)
 - Hustota pravděpodobnosti f=fpdf(x,m,n)
 - Inverze distribuční funkce x=finv(pravd, m,n)
 - Stanovení střední hodnoty a rozptylů

```
[m,v]=fstat(m,n)
```

Náhodné číslo frnd(m,n)



6.7.3 Fisher Snedecorovo rozdělení

- Fisher Snedecorovo rozdělení má uplatnění především při:
 - Testování shody rozptylů dvou základních souborů
 - Testování shody středních hodnot více než dvou základních souborů (analýza rozptylu)
 - Regresní analýza
- Předpoklad: Data musejí být z normálního rozdělení.

6.8 Základní příkazy v matlabu/octave

	χ^2 rozdělení	Studentovo rozdělení	Fisher-Snedecorovo rozdělení
Distribuční funkce	chi2cdf	tcdf	fcdf
Hustota pravděpodobnosti	chi2pdf	tpdf	fpdf
Inverzní funkce	chi2inv	tinv	finv
Střední hodnota a rozptyl	chi2stat	tstat	fstat
Náhodné číslo	chi2rnd	trnd	frnd