

Úvod do teorie měření

Alena Černíková

alena.cernikova@ujep.cz

13. května 2024

- **tři domácí úkoly**

jednoduché opakování příkladů ze cvičení
odevzdávat na univerzitní OneDrive – bude upřesněno
později
důraz je kladen na interpretaci výsledků

- **seminární práce**

zpracování závislosti dvou proměnných
ucelený text od výzkumné otázky až po interpretaci
výsledku

- Data
- Typy proměnných
- Popis dat
- Pravděpodobnostní rozdělení
- Bodový vs intervalový odhad
- Základy testování
- Jednovýběrový, párový a dvouvýběrový test
- Analýza rozptylu
- Korelace
- Jednoduchá lineární regrese
- Chyby měření

Výuka bude probíhat ve statistickém software R, v prostředí R Commander.

- volně stažitelný software – návod na stažení a instalaci v podkladech pro praktickou část
- většinu používaných metod je možné volit přes menu – snadná obsluha
- vyžaduje základní znalosti angličtiny

Realizujeme měření / výzkum / pokus, jehož výsledkem jsou čísla nebo i textové charakteristiky. Tyto informace – **data** uložíme do databáze, kterou následně načteme do statistického softwaru a analyzujeme.

Co nás zajímá?

- popis získaných dat
- zobecnění získaných výsledků na celou populaci

Příklad. *Zajímá nás průměrná výška dospělých lidí v České republice. Změříme 200 lidí a popíšeme získané hodnoty. Na základě těchto údajů chceme něco říci i o celé populaci.*

Data, která jsme naměřili, se nazývají **výběr**. Chceme po nich, aby

- byly získány objektivně
- tvořily reprezentativní výběr
pokud chceme informace za celou ČR, nemůžeme získávat data jen v Ústí nad Labem
- jednotlivé hodnoty byly vzájemně nezávislé
není dobré, aby mezi 200 vybranými lidmi bylo 50 z jedné sportovní školy

Pokud máme nezávislá data, získaná "náhodně", která tvoří reprezentativní výběr z celé populace, říkáme, že pracujeme s **náhodným výběrem**. Na jeho základě je možné výsledky zobecnit na celou populaci.

Terminologie

- **Nahodná veličina** – cokoliv, co měříme a můžeme to měřit opakovaně, např. výška, koncentrace, úroveň vzdělání
- **Populace** – úplný soubor, pro nějž chceme udělat nějaký závěr, např. všichni dospělí obyvatelé České republiky
- **Náhodný výběr** – v porovnání s populací malý soubor pozorování, který tvoří nezávislé, stejně rozdělené náhodné veličiny, např. výběr 200 lidí
- **Populační charakteristika** – charakteristika popisující populaci, např. populační průměr
- **Výběrová charakteristika** – charakteristika spočítaná na výběru pomocí níž odhadujeme populační ekvivalent, např. výběrový průměr.

Abychom správně určili, které charakteristiky máme pro proměnnou počítat, je třeba nejprve určit typ proměnné.

- **Číselné proměnné** – pr. výška, váha, věk, atd.
- **Kategorické proměnné** – pr. barva, kraj, povolání, nebo taky známka ve škole, číslo, které padne na kostce, atd.
- Kategorické proměnné se dále dělí na
 - **Nominální** – neuspořádané, př. barva, kraj
 - **Ordinální** – uspořádané, př. známka, číslo na kostce

Jak popisujeme jednotlivé typy proměnných

- **Číselné proměnné**

- popisné statistiky polohy – průměr, medián, vybrané percentily (kvartily, extrémy)
- popisné statistiky variability – rozptyl, směrodatná odchylka, mezikvartilové rozpětí, koeficient variace
- popisné statistiky tvaru rozdělení – šikmost, špičatost
- grafické charakteristiky – krabicový graf, histogram

- **Nominální proměnné**

- číselné charakteristiky – absolutní a relativní četnosti
- grafické charakteristiky – sloupcový a koláčový graf

- **Ordinální proměnné**

- lze použít jak průměr, medián atd.
- a pro malé počty kategorií i absolutní a relativní četnosti

Problémy v datech – aneb co dělat když

- **Chybějící pozorování**

snažíme se, aby jich bylo co nejméně,
když jich je málo, tak pracujeme bez nich – většina statistických
metod implementovaných v různých softwarech si s tím poradí
je možné je doplnit na základě nějakého modelu (*imputation*)

- **Odlehlé hodnoty**

kontrola, zda nedošlo k chybě měření
pokud ne, tak z popisných statistik se většinou nevynechávají,
ale je dobré zmínit, že se jedná o odlehlé hodnoty
pro popis proměnné je pak lépe zvolit ukazatele necitlivé na
odlehlé pozorování
ze složitějších analýz se často vynechávají

Popisné statistiky polohy

Příklad. *Mějme náhodný výběr 18-ti dospělých lidí a předpokládejme, že jsme u nich naměřili výšky 176, 184, 167, 193, 174, 182, 181, 179, 187, 165, 168, 172, 184, 178, 160, 168, 171, 159. Spočtěme průměr, medián, kvartily a extrémy.*

Jak vypočítat **průměr** z n hodnot značených $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$

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

Jak vypočítat **medián**

- z uspořádané řady – hodnota prostřední podle velikosti, nebo průměr prostředních dvou

Jak vypočítat **kvartily**

- z uspořádané řady – hodnoty v jedné a ve třech čtvrtinách

Jak vypočítat **extrémy**

- minimum a maximum

Popisné statistiky polohy – výpočet kvartilů podle R

Výpočet pro obecný p -tý percentil – vážený průměr dvou sousedních uspořádaných hodnot.

Označme

- p – číslo mezi 0 a 1, díl dat, které chcete p -tým percentilem oddělit
- $X_{(k)}$ – hodnoty z uspořádané řady, k -tý nejmenší prvek
- q – koeficient, kterým se násobí uspořádané hodnoty do váženého průměru

$$p\text{-tý percentil} = (1 - q)X_{(k)} + qX_{(k+1)}$$

$$k = \lfloor 1 + (n - 1)p \rfloor$$

$$q = 1 + (n - 1)p - k$$

Grafické popisné statistiky

Pro popis číselné proměnné se používají 2 typy grafů

- **Krabicový graf**

jsou v něm zobrazeny vybrané percentily (medián a kvartily), tykadla dosahují k nejvzdálenějšímu neodlehlému pozorování (odlehlé pozorování se vyznačují zvlášť)

odlehlé pozorování je takové, které je od bližšího kvartilu dále než jeden a půl násobek mezikvartilového rozpětí $1.5(Q_3 - Q_1)$

- **Histogram**

počet sloupců je určen vybraným pravidlem
nejčastěji se používá *Sturgesovo pravidlo*

$$k = 1 + 3.32 \log_{10}(n)$$

kde n je počet pozorování

V praxi je často používáný **vážený průměr**

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^k X_i w_i}{\sum_{i=1}^k w_i}$$

kde

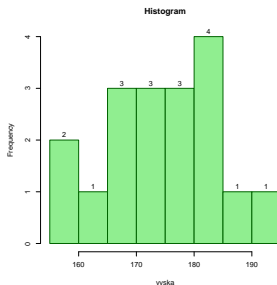
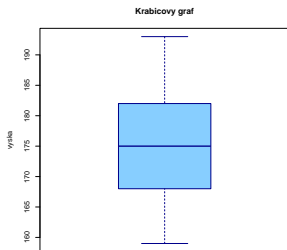
- X_i jsou hodnoty
- w_i jsou váhy

Příklad. *Spočtete průměrnou známku u termínu zkoušky z matematiky, když víte, že 5 studentů dostalo 1, 7 studentů dostalo 2 a 13 studentů dostalo 3.*

Popisné statistiky polohy – výsledky

- průměr – 174.89
- medián – 175
- kvartily – 168, 181.75
- extrémny – 159, 193

Grafy



Popisné statistiky variability

- Rozptyl a směrodatná odchylka

$$\text{Var}(X) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n - 1}, \quad \text{sd}(X) = \sqrt{\text{Var}X}$$

- Mezikvartilové rozpětí

$$IQR(X) = Q_3 - Q_1$$

kde Q_3 je třetí kvartil a Q_1 je první kvartil

- Variační koeficient

$$\text{cv}(X) = \frac{\text{sd}(X)}{\bar{X}}$$

Popisné statistiky tvaru rozdělení

Pro obě statistiky (šíkmost i špičatost) je třeba nejprve spočítat standardizované proměnné, tak zvané **Z-skóry**

$$Z_i = \frac{X_i - \bar{X}}{\text{sd}(X)}$$

- **Šíkmost** – průměr ze třetích mocnin z-skóru

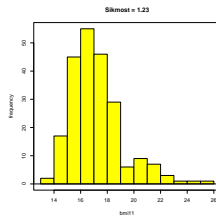
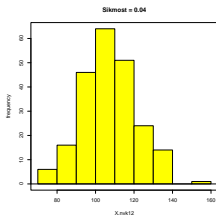
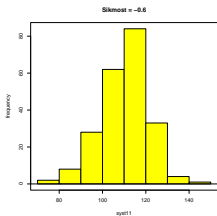
$$\text{Skew}(X) = \frac{1}{n} \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^3}{\text{sd}(X)} = \frac{\sum_{i=1}^n Z_i^3}{n}$$

- **Špičatost** – průměr ze čtvrtých mocnin z-skóru mínus 3

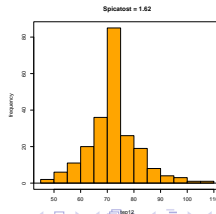
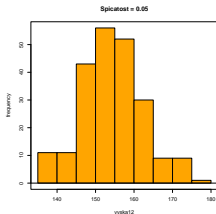
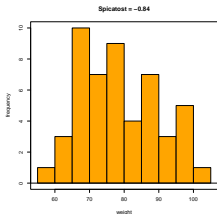
$$\text{Kurt}(X) = \frac{1}{n} \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^4}{\text{sd}(X)} - 3 = \frac{\sum_{i=1}^n Z_i^4}{n} - 3$$

Popisné statistiky tvaru rozdělení

Ukázka záporné, nulové a kladné šikmosti



Ukázka záporné, nulové (špičatost normálního rozdělení) a kladné špičatosti



Popisné statistiky variability – výsledky

- rozptyl – 88.81
- směrodatná odchylka – 9.42
- mezikvartilové rozpětí – 13.75
- variační koeficient – 0.054

Popisné statistiky tvaru rozdělení – výsledky

- šikmost – 0.027
- špičatost – -1.04

Otázky na promyšlení

- Kdy kterou charakteristiku použít a proč
- Jaké mají jednotlivé statistiky rozměry
- Jak se jednotlivé statistiky mění v závislosti na posunutí a změně měřítka u původní veličiny

Číselné popisné statistiky

Příklad. Mějme náhodný výběr 10-ti dospělých lidí a předpokládejme, že jsme u nich zjišťovali barvu očí. Ve výběru jsme rozlišovali 3 barvy: modrá (M), hnědá (H) a zelená (Z). Zjistili jsme následující barvy M, M, Z, H, H, H, M, Z, M, H. Popišme zjištěné výsledky.

Tabulka absolutních a relativních četností.

Barva	Absolutní	Relativní %
Modrá	4	40%
Hnědá	4	40%
Zelená	2	20%
Celkem	10	100%

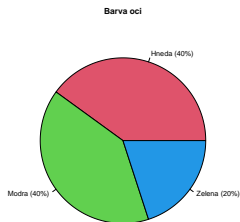
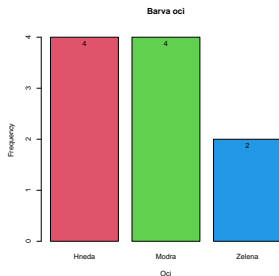
Jak vypočítat **relativní četnost**?

Označme n_j četnosti v jednotlivých kategoriích a n celkový počet pozorování, pak relativní četnost p_j spočteme jako

$$p_j = \frac{n_j}{n}$$

Grafické popisné statistiky

Sloupcový a koláčový graf – je možné je popisovat v absolutních počtech, nebo v procentech



Pravděpodobnostní rozdělení

Pravděpodobnostní rozdělení popisuje pravděpodobnosti možných výsledků náhodného pokusu.

- **Náhodný pokus** – pokus konaný za přesně daných podmínek, o němž není dopředu známo jak dopadne
Př. hod kostkou, měření výšky lidí, výsledek studenta u zkoušky
- **Náhodný jev** – možný výsledek náhodného pokusu
Př. na kosce padne sudé číslo, výška člověka bude větší než 170 cm, student zkoušku udělá
- **Elementární jev** – nejmenší možné náhodné jevy, které nemohou nastat současně, ale musí nastat vždy alespoň jeden z nich
Př. na kostce padne 1, 2, 3, 4, 5 nebo 6, výška člověka bude 160 cm, student zkoušku udělá nebo neudělá
- Součet všech elementárních jevů je prostor všech možných výsledků náhodného pokusu

Náhodné jevy

- **Jev jistý** Ω – soubor všech elementárních jevů, tj. celý prostor možných výsledků, $P(\Omega) = 1$
Př. na kostce padne číslo od jedné do šesti
- **Jev nemožný** \emptyset – jev, který neobsahuje ani jeden elementární jev, $P(\emptyset) = 0$
Př. na kostce padne mínus jedna
- **Jev opačný** k jevu A , tj. \bar{A} – soubor elementárních jevů, které nastanou právě když nenastane jev A ,
Př. na kostce padne sudé číslo, a na kostce padne liché číslo
- **Neslučitelné jevy** – jevy A a B jsou neslučitelné, když mají prázdný průnik
Př. na kostce padne sudé číslo, a na kostce padne 1
- **Podjev** – jev A je podjevem jevu B , když je jeho částí
Př. na kostce padne liché číslo a na kostce padne 3

Pravděpodobnostní rozdělení

Pravděpodobnost je funkce, která náhodnému jevu A přiřadí hodnotu mezi 0 a 1. Značíme ji $P(A)$.

- pravděpodobnost nemožného jevu $P(\emptyset) = 0$
- pravděpodobnost jistého jevu $P(\Omega) = 1$
- jsou-li A a B dva náhodné jevy, pro něž platí, že $A \subset B$, pak $P(A) \leq P(B)$
- pro každé dva náhodné jevy A a B platí $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$
- pro náhodný jev A a opačný jev \bar{A} platí $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$

V diskrétním případě se pravděpodobnost náhodného jevu A vypočte jako

$$P(A) = \frac{\text{počet příznivých možností}}{\text{počet všech možností}}$$

Příklad. *Házíme dvěma šestistěnnými kostkami, červenou a modrou. Elementární jevy jsou všechny možné dvojice hodnot $(1,1)$, $(1,2)$, $(1,3)$, \dots , $(6,5)$, $(6,6)$. Celkem jich je 36. Nás zajímají pravděpodobnosti následujících náhodných jevů.*

- *Na červené kostce padne liché číslo*
- *Na modré kostce padne číslo dělitelné třemi*
- *Součet na obou kostkách bude větší nebo rovno 10*

Náhodné jevy

- **Podmíněná pravděpodobnost** – hledáme pravděpodobnost jevu A za podmínky že víme, že nastal jev B

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

Předpokládáme $P(B) > 0$.

Př. jaká je pst, že součet bodů na dvou kostkách je větší nebo rovno 10, když víme, že na modré kostce padlo sudé číslo.

- **Nezávislost jevů** – jevy A a B jsou nezávislé, když

$$P(A) = P(A|B)$$

nebo jinak zapsáno

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

Př. jsou jevy "na červené kostce padne liché číslo" a "na modré kostce padne číslo dělitelné třemi" nezávislé

Náhodné jevy

- **Vzorec pro celkovou pravděpodobnost** – chceme spočítat pst jevu A , když známe pouze podmíněné psti $P(A|H_i)$, kde H_i jsou neslučitelné jevy, jejichž sjednocení je jev jistý, tj. $H_1 \cup H_2 \cup \dots \cup H_k = \Omega$ a $H_i \cap H_j = \emptyset$ pro všechna i, j

$$P(A) = \sum_{i=1}^k P(A|H_i)P(H_i)$$

- **Bayesův vzorec** – jak vypočítat podmíněnou pravděpodobnost $P(A|B)$ ze znalosti $P(B|A)$

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

neboli vzorec v obecné podobě

$$P(H_i|A) = \frac{P(A|H_i)P(H_i)}{\sum_{j=1}^k P(A|H_j)P(H_j)}$$

pravděpodobnosti $P(H_i)$ se nazývají *apriorní* a pravděpodobnosti $P(H_i|A)$ *aposteriorní*

Pravděpodobnostní rozdělení dělíme podle typu proměnné na

- **Spojité** – pro číselné proměnné ,
př. normální, exponenciální, chí-kvadrát, ...
- **Diskrétní** – pro kategorické proměnné (mohou být jak
nominální, tak ordinální)
př. binomické, poissonovo, alternativní, ...

Funkce určující rozdělení

- **Distribuční funkce** – $F(t) = P(X \leq t)$, $t \in \mathbb{R}$
 - neklesající, zprava spojitá, obor hodnot je mezi 0 a 1
- **Pravděpodobnostní funkce** – $p(t) = P(X = t)$, $t \in \mathbb{R}$
 - definovaná pouze pro diskrétní rozdělení
 - nespojitá, nenulová jen v hodnotách, kterých může náhodná veličina nabývat
- **Hustota** – $f(t) = \frac{d}{dt}F(t)$
 - definovaná pouze pro spojitá rozdělení – obdoba pravděpodobnostní funkce, ale nedefinuje konkrétní pravděpodobnosti
 - pravděpodobnost jedné konkrétní hodnoty u spojitého rozdělení je 0
 - derivace funkce distribuční

Další charakteristiky pro diskrétní i spojitá rozdělení

- Střední hodnota

$$E(X) = \sum_{i=1}^n X_i p_i,$$

$$EX = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx$$

- Rozptyl

$$\text{Var}(X) = \sum_{i=1}^n (X_i - E(X))^2 p_i, \text{Var}(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - E(X))^2 f(x)dx$$

Pravděpodobnostní rozdělení

Binomické rozdělení – zástupce diskretních rozdělení

Mějme náhodný pokus, který může skončit jedním ze dvou výsledků: úspěch – neúspěch. Opakujme tento pokus mnohokrát a počítejme počet úspěchů. Počet úspěchů má binomické rozdělení.

Značení $Bi(n, p)$, kde

- n – počet pokusů,
- p – pravděpodobnost úspěchu

Hodnoty pravděpodobnostní funkce

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

Střední hodnota a rozptyl

$$E(X) = np,$$

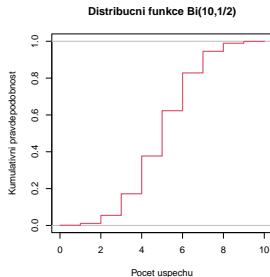
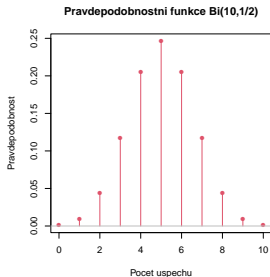
$$\text{Var}(X) = np(1 - p)$$

Pravděpodobnostní rozdělení

Binomické rozdělení

Příklad. *Házíme 10x mincí a počítáme, kolikrát padla panna. Počet pokusů je $n = 10$, pravděpodobnost úspěchu $p = 1/2$. Máme tedy rozdělení $Bi(10, 1/2)$.*

Pravděpodobnostní a distribuční funkce.



Střední hodnota a rozptyl

$$E(X) = np = 10 \frac{1}{2} = 5,$$

$$\text{Var}(X) = np(1 - p) = 10 \frac{1}{2} \frac{1}{2} = 2.5$$

Normální rozdělení – zástupce spojitých rozdělení

Jedná se o "hezké" rozdělení, se kterým se dobře pracuje. Toto rozdělení má výška lidí určitého věku, IQ,

Značení $N(\mu, \sigma^2)$, kde

- μ – střední hodnota
- σ^2 – rozptyl

Hustota normálního rozdělení má tvar

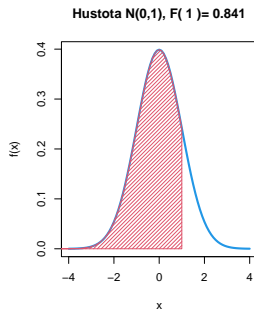
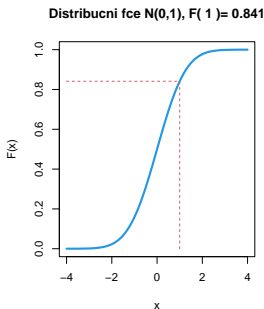
$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2} \right\}$$

Je to tak zvaná **Gaussova křivka**.

Ve statistice se nejčastěji používá standardní normální rozdělení $N(0, 1)$.

Normální rozdělení

Vztah mezi hustotou a distribuční funkcí u standardního normálního rozdělení $N(0, 1)$. Červeně je na obou grafech zobrazena stejná hodnota.

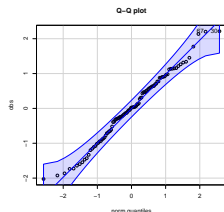
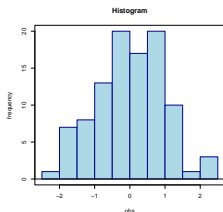


Pravděpodobnostní rozdělení

Většina statistických postupů, odhadů a testů je odvozena právě pro normální rozdělení. Je proto dobré zjistit, zda náhodná veličina normální rozdělení má či nemá.

K tomuto účelu se využívají

- **Grafické testy** – histogram a pravděpodobnostní graf



- **Číselné testy** – nejčastěji Shapiro-Wilkův test

Příklad. *Mějme situaci, kdy potřebujeme odhadnout průměrnou výšku dospělých lidí v celé České republice. Náhodně jsme vybrali a změřili 500 lidí. Výběrový průměr vyšel 178.12 cm a výběrová směrodatná odchylka 7.9 cm. Odhadněte populační průměr výšky dospělých lidí.*

- nejlepší bodový odhad je výběrový průměr $\bar{X} = 178.12$
- jaká je pravděpodobnost, že se populační průměr bude rovnat přesně tomuto číslu?
- jaká je chyba tohoto odhadu
- střední chyba odhadu průměru

$$\text{SEM} = \frac{\text{sd}(X)}{\sqrt{n}}$$

Chceme interval, ve kterém se s vysokou pravděpodobností bude nacházet skutečný populační průměr/ skutečná střední hodnota.

Na čem tento interval závisí a jak?

- **Výběrový průměr** – leží ve středu intervalu spolehlivosti
- **Výběrový rozptyl** – čím větší variabilitu výběr má, tím širší bude interval spolehlivosti
- **Počet pozorování** – čím více pozorování, tím přesnější odhad a tím užší interval spolehlivosti
- **Požadovaná spolehlivost** – čím spolehlivější výsledek chci, tj. čím větší pravděpodobnost, že výběrový průměr bude ležet uvnitř intervalu spolehlivosti, tím širší interval dostanu

Intervalový odhad střední hodnoty

Výpočet intervalu spolehlivosti vychází z faktu, že výběrový průměr má normální rozdělení

$$\bar{X} \sim N(\mu, \sigma/\sqrt{n}),$$

kde μ je odhadovaná teoretická střední hodnota, σ je teoretická směrodatná odchylka a n je počet pozorování.

Když znám skutečný rozptyl dat, pak interval spolehlivosti pro střední hodnotu má tvar

$$\left(\bar{X} - z(1 - \alpha/2)\sigma/\sqrt{n}, \bar{X} + z(1 - \alpha/2)\sigma/\sqrt{n}\right)$$

kde $z(1 - \alpha/2)$ je kvantil standardního normálního rozdělení.

Častější je případ, že rozptyl neznám, pak

$$\frac{\bar{X} - \mu}{\text{sd}(X)/\sqrt{n}} \sim t_{n-1},$$

a meze intervalu spolehlivosti pak jsou

$$\left(\bar{X} - t_{n-1}(1 - \alpha/2)\text{sd}(X)/\sqrt{n}, \bar{X} + t_{n-1}(1 - \alpha/2)\text{sd}(X)/\sqrt{n}\right)$$

kde $t_{n-1}(1 - \alpha/2)$ je kvantil t -rozdělení o $n - 1$ stupních volnosti

Je možné říci, že platí následující tvrzení?

- Nový lék je lepší než ten stávající.
- Průměrná výška lidí se za posledních 50 let zvýšila.
- Výnosy z jednotlivých druhů jabloní se liší.
- Krevní tlak závisí na hmotnosti.

Platnost tvrzení je možné ověřit pomocí **statistických testů**.

Při statistickém testu testujeme proti sobě 2 hypotézy

- **Nulovou hypotézu** – značíme H_0
 - je v ní vždy pouze jedna varianta
 - př. nový lék je stejný jako ten stávající, výnosy druhů jabloní jsou stejné, průměrná výška lidí je 175 cm
- **Alternativní hypotézu** – značíme H_1
 - obsahuje více možností (např. interval)
 - př. nový lék je lepší než ten stávající, výnosy druhů jabloní se liší, lidé jsou v průměru vyšší než 175 cm
 - není přesně řečeno, jak moc je nový lék lepší, o kolik se liší výnosy jabloní, nebo o kolik jsou lidé vyšší než 175 cm

Na základě statistického testu uděláme jedno ze dvou rozhodnutí

- **Zamítneme nulovou hypotézu**
– tím jsme prokázali platnost alternativy
- **Nezamítneme nulovou hypotézu**
– tím jsme neprokázali nic

Důležité je

- závěr je pomocí nulové hypotézy
- prokázat lze pouze platnost alternativy
- to, co mě zajímá, musí být v alternativě
- musíte vědět, co Vám test říká vzhledem k Vaší otázce

Při rozhodování můžeme udělat chybu

- **chyba prvního druhu** – zamítneme H_0 , přestože platí
 - značí se α , a jmenuje se hladina významnosti
 - závažnější z obou chyb
 - každý test má velikost této chyby předem omezenou
- **chyba druhého druhu** – nezamítneme H_0 , přestože neplatí
 - značí se β
 - hodnota $1 - \beta$ se nazývá síla testu
 - při dané hladině významnosti chceme test co nejsilnější

Základy testování hypotéz

	Skutečně platí H_0	Skutečně platí H_1
Zamítáme H_0	Chyba I. druhu $\leq \alpha$	OK síla testu
Nezamítáme H_0	OK	Chyba II. druhu β

Podle toho, co testujeme a podle typu dat vybereme vhodný statistický test, kterým budeme o platnosti testovaných hypotéz rozhodovat. Rozhodnutí můžeme udělat buď na základě

- porovnání **testové statistiky** (T) a kritické hodnoty (c)
- porovnání **p -hodnoty** a hladiny významnosti (α)

Platí, že

- absolutní hodnota testové statistiky $|T| \geq c$ nebo **p -hodnota $\leq \alpha$ potom ZAMÍTÁME H_0**
- absolutní hodnota testové statistiky $|T| < c$ nebo **p -hodnota $> \alpha$ potom NEZAMÍTÁME H_0**

S testovou statistikou se většinou pracuje při ručním výpočtu. Statistické softwary vrací jako výsledek testu *p-hodnotu*.

p-hodnota je

- aktuální dosažená hladina testu
- pravděpodobnost, že za platnosti H_0 nastal výsledek, jaký nastal, nebo jakýkoliv jiný, který ještě více odpovídá alternativě
- definice *p-hodnoty* se týká testové statistiky

Nejjednodušším testem je **jednovýběrový test o střední hodnotě**.

Testujeme

- H_0 střední hodnota = μ_0

Proti jedné ze tří alternativ

- H_1 střední hodnota $\neq \mu_0$
- H_1 střední hodnota $< \mu_0$
- H_1 střední hodnota $> \mu_0$

Není-li řečeno jinak, testujeme na hladině významnosti $\alpha = 0.05$

Testová statistika jednovýběrového t-testu je

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\text{sd}(X)} \sqrt{n}$$

za platnosti nulové hypotézy má tato statistika t -rozdělení o $n - 1$ stupních volnosti.

Testovou statistiku T porovnáваме s kritickými hodnotami t -rozdělení (tzv. **kvantily**), na základě čehož buď můžeme přímo rozhodnout o zamítnutí nebo nezamítnutí nulové hypotézy, nebo můžeme spočítat p -hodnotu a test vyhodnocovat na základě ní.

Předpokladem jednovýběrového t-testu je, že průměr testované veličiny má **normální rozdělení**.

Příklad. *Bylo změřeno 222 jedenáctiletých dětí. Průměrná výška tohoto výběru je 148.8 cm, a směrodatná odchylka výšky vyšla 7.1. Dá se předpokládat, že průměrná výška všech jedenáctiletých dětí v republice je menší než 150 cm?*

Testované hypotézy

- H_0 průměrná výška = 150 cm
- H_1 průměrná výška < 150 cm

Testujeme na hladině významnosti $\alpha = 0.05$.

Jednovýběrový t-test

Pokračování příkladu.

Testová statistika vyšla

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\text{sd}(X)} \sqrt{n} = \frac{148.8 - 150}{7.1/\sqrt{222}} = -2.5618$$

Tuto hodnotu porovnám s kvantilem t -rozdělení $t_{221}(1 - 0.05) = 1.65$. Jelikož testová statistika je v absolutní hodnotě větší než kritická hodnota, **zamítám nulovou hypotézu**. P-hodnota vyšla $p = 0.005 < 0.05$, což také vede na zamítnutí nulové hypotézy.

Závěr: Prokázala jsem, že průměrná výška jedenáctiletých dětí je menší než 150 cm.

Párový test se používá v případě, že porovnáváme střední hodnotu ve dvou **závislých** výběrech.

Např.

- *Jsou otcové v průměru o 10 cm vyšší než matky?*
- *Mají praváci silnější pravou ruku než levou?*
- *Klesl pacientům po podání léku krevní tlak?*

Ať je otázka formulována jakkoliv, tak test porovnává průměrné hodnoty. Vyjde nám tedy odpověď, jak je to "v průměru".

Závislé výběry poznám tak, že data tvoří přirozené páry.

Při aplikaci testu je důležité udržet párová data u sebe, (abyste neporovnávali Vaší pravou ruku se sousedovou levou).
V prvním kroku jsou pro všechny páry vypočteny **rozdíly**:

$$R_i = X_i - Y_i$$

dále je testována střední hodnota těchto rozdílů, tedy je aplikován jednovýběrový t-test na hodnoty rozdílu.
Předpokladem testu je **normalita** rozdílů R_i .

Příklad. Bylo měřeno 222 dětí v jedenáctém a dvanáctém roce věku. Průměrná výška jedenáctiletých vyšla 148.8 cm, u dvanáctiletých pak 154.9 cm. Směrodatná odchylka u jedenáctiletých vyšla 7.1 cm, u dvanáctiletých pak 7.9 cm. Průměrná hodnota rozdílu výšek vyšla 6.1 cm a směrodatná odchylka 2.8 cm. Vyrostly děti mezi jedenáctým a dvanáctým rokem v průměru alespoň o 5 cm?

Do testové statistiky vkládáme charakteristiky rozdílu (tedy nikoliv rozdíl průměrů, ale průměr rozdílů).

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\text{sd}(X)} \sqrt{n} = \frac{6.1 - 5}{2.8} \sqrt{222} = 5.9$$

Tuto testovou statistiku porovnáváme s kvantilem t-rozdělení $t_{221}(1 - 0.05) = 1.65$. Jelikož testová statistika je větší než příslušný kvantil, **zamítám nulovou hypotézu**. P-hodnota pro tento případ vychází $p = 7.26 \cdot 10^{-9}$, což je menší než $\alpha = 0.05$.

Závěr: Prokázali jsme, že mezi jedenáctým a dvanáctým rokem děti vyrostly v průměru o více než o 5 cm.

Dvouvýběrový t-test

Porovnáváme-li střední hodnotu dvou **nezávislých** výběrů, používá se **dvouvýběrový test**.

Testová statistika má tvar

$$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \mu_0}{S}$$

kde S je střední chyba rozdílu průměrů. Tato střední chyba se počítá jinak, když oba výběry mají stejné rozptyly, a když je mají různé. V případě stejných rozptylů je S následující

$$S = \frac{1}{n_1 + n_2 - 2} \left(\sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2 + \sum_{i=1}^{n_2} (Y_i - \bar{Y})^2 \right) \sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2}}$$

n_1, n_2 je rozsah výběru X , respektive Y .

Za platnosti nulové hypotézy má tato statistika t -rozdělení o $n_1 + n_2 - 2$ stupních volnosti.

Předpokladem použití dvouvýběrového testu je normalita dat v obou výběrech.

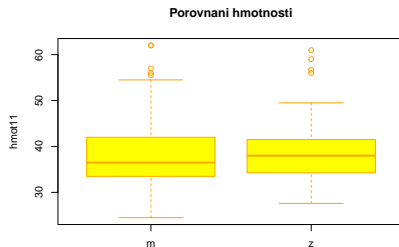
Dvouvýběrový t-test

Příklad. *Ve výběru mám 222 jedenáctiletých dětí, z toho 159 hochů a 63 dívek. Průměrná hmotnost hochů vyšla 38.1 kg a u dívek 39.1. Směrodatná odchylka pro hochy vyšla 6.7 kg a pro dívky 7.1. Je hmotnost jedenáctiletých dětí u obou pohlaví stejná?*

Testované hypotézy

- H_0 : hmotnost hochů a hmotnost dívek se neliší
- H_1 : hmotnost hochů a dívek se liší

Grafické porovnání



Dvouvýběrový t-test

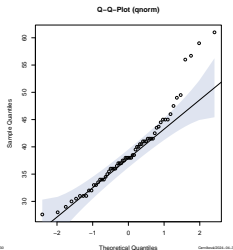
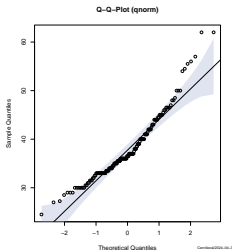
Testová statistika testu vychází

$$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \mu_0}{S} = \frac{38.1 - 39.1}{1.0168} = -1.001$$

Tomu odpovídá p-hodnota 0.3151. P-hodnota je větší než $\alpha = 0.05$, nulovou hypotézu nezamítám

Závěr: Na hladině významnosti 5% jsem neprokázala, že by se hmotnost jedenáctiletých hochů a dívek lišila.

Kontrola normality.



Porovnáváme-li střední hodnotu ve více než ve dvou nezávislých výběrech, používá se **analýza rozptylu**. Vždy se testují následující hypotézy

- H_0 : všechny střední hodnoty jsou stejné
- H_1 : alespoň jedna střední hodnota se liší

Myšlenka spočívá v porovnání variability **mezi výběry** s variabilitou **v rámci výběrů**.

Stejně jako u dvouvýběrového testu budeme brát pouze analýzu rozptylu pro **normálně rozdělená data**

Analýza rozptylu – ANOVA

Označme X_{ij} i -té pozorování z j -tého výběru, \bar{X}_i průměr i -tého výběru, $\bar{X}_{..}$ celkový průměr všech pozorování, n_i rozsah i -tého výběru a k počet výběrů.

Analýza rozptylu rozkládá celkovou variabilitu

$$SST = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_{..})^2$$

na variabilitu vysvětlenou výběry (mezi výběry) SS_A a variabilitu nevysvětlenou (zbytkovou, v rámci výběrů) SS_e . Platí

$$\begin{aligned} SST &= \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_{..})^2 = \\ &= \sum_{i=1}^k n_i (\bar{X}_i - \bar{X}_{..})^2 + \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2 = \\ &= SSA + SSe \end{aligned}$$

Výstupem z analýzy rozptylu je tzv. **tabulka analýzy rozptylu**

	Součty čtverců	Stupně volnosti	Průměrné čtverce	Testová statistika	p -hodnota
Faktor A	SSA	$df_A = k - 1$	$MSA = \frac{SSA}{df_A}$	$F = MSA / MSe$	p
Chyba e	SSe	$dfe = n - k$	$MSe = \frac{SSe}{dfe}$		
Celkem	SST	$dft = n - 1$			

Za platnosti nulové hypotézy má testová statistika F -rozdělení o $k - 1$ a $n - k$ stupních volnosti.

Zajímá-li nás, které konkrétní dvojice výběrů se od sebe významně liší, **nelze toto zjistit větším počtem běžných dvouvýběrových testů**, neboť by tím příliš vzrostla chyba prvního druhu (tj. neudržela by se celková hladina významnosti). Je nutné použít párové srovnání, např. **Tukeyův test**.

Testuje se

- H_0 : střední hodnoty μ_i a μ_j jsou stejné
- H_1 : střední hodnoty μ_i a μ_j se liší

pro všechny dvojice i a j .

Testová statistika má tvar

$$Q = \frac{|\bar{X}_{i.} - \bar{X}_{j.}|}{s^*}, \text{ kde } s^* = \sqrt{\frac{SSe}{n(n-k)}}$$

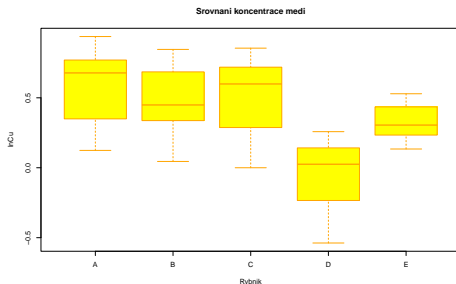
Rozdělení těchto statistik se jmenuje studentizované rozpětí a má své vlastní kritické hodnoty.

Příklad. Byla měřena koncentrace mědi v těle ryb. Porovnáváno bylo 5 rybníků, kde z každého byl vyloven vzorek 7-mi ryb. Výběrové rozptyly pro jednotlivé rybníky vyšly 0.57, 0.48, 0.50, -0.06 a 0.33. Liší se od sebe tyto rybníky?

Testujeme

- H_0 : všechny rybníky jsou stejné
- H_1 : alespoň jeden rybník se liší

Grafické porovnání



Tabulka analýzy rozptylu vyšla

	Součty čtverců	Stupně volnosti	Průměrné čtverce	Testová statistika	p -hodnota
Rybník	1.796	4	0.4491	5.896	0.00127
Chyba	2.285	30	0.0762		
Celkem	4.081	34			

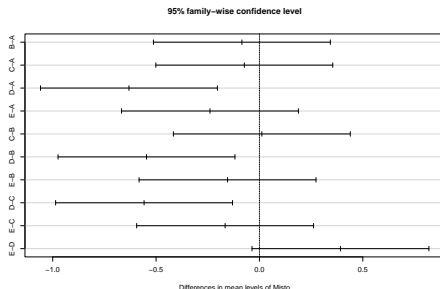
P-hodnota vyšla menší než $\alpha = 0.05$, což znamená, že **nulovou hypotézu zamítáme** a rybníky se mezi sebou významně liší.

Párové srovnání vrátí následující tabulku

	rozdíl	dolní mez	horní mez	p-hodnota
B-A	-0.08485714	-0.51274077	0.3430265	0.9777112
C-A	-0.07314286	-0.50102648	0.3547408	0.9871500
D-A	-0.63114286	-1.05902648	-0.2032592	0.0015454
E-A	-0.23914286	-0.66702648	0.1887408	0.4960690
C-B	0.01171429	-0.41616934	0.4395979	0.9999904
D-B	-0.54628571	-0.97416934	-0.1184021	0.0070956
E-B	-0.15428571	-0.58216934	0.2735979	0.8319549
D-C	-0.55800000	-0.98588362	-0.1301164	0.0057762
E-C	-0.16600000	-0.59388362	0.2618836	0.7920009
E-D	0.39200000	-0.03588362	0.8198836	0.0850175

Analýza rozptylu – ANOVA

Graf pro párové srovnání. Pro kterou dvojici rybníků interval spolehlivosti neobsahuje svislou čárkovanou čáru (nulu), pak mezi ní je významný rozdíl.



Závěr: Rybníky se v koncentraci mědi v těle ryb významně liší, konkrétně se liší rybník D od rybníků A, B a C.

Pearsonův korelační koeficient

Je-li cílem výzkumu zjistit, zda spolu lineárně souvisí dvě číselné proměnné, používá se **korelační koeficient**.

Pearsonův korelační koeficient vypočteme jako

$$\text{Cor}(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X)\text{Var}(Y)}} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}}$$

Libovolný korelační koeficient nabývá hodnot mezi -1 a 1 a platí, že

- absolutní nepřímá závislost má $\text{Cor}(X, Y) = -1$
- lineární nezávislost/ nekorelovanost má $\text{Cor}(X, Y) = 0$
- absolutní přímá závislost má $\text{Cor}(X, Y) = 1$

Pearsonův korelační koeficient

O statistické významnosti závislosti rozhodujeme testem

- H_0 : korelační koeficient = 0
- H_1 : korelační koeficient $\neq 0$,

Za platnosti nulové hypotézy platí, že testová statistika

$$T = \frac{\text{Cor}(X, Y)}{\sqrt{1 - \text{Cor}(X, Y)^2}} \sqrt{(n - 2)}$$

má t -rozdělení o $n - 2$ stupních volnosti.

Pearsonův korelační koeficient

Příklad. Do výzkumu bylo zahrnuto 204 mužů s jedním rizikovým faktorem ischemické choroby srdeční. U těchto mužů byly měřeny různé charakteristiky. Souvisí spolu výška a hmotnost těchto mužů?

Nejprve grafické porovnání



Z grafu je patrná rostoucí závislost mezi oběma proměnnými.

Dále jsme testovali

- H_0 : váha a výška spolu nesouvisí, korelační koeficient = 0
- H_1 : váha a výška spolu souvisí, korelační koeficient $\neq 0$

Korelační koeficient vyšel 0,5, testová statistika

$$T = \frac{\text{Cor}(X, Y)}{\sqrt{1 - \text{Cor}(X, Y)^2}} \sqrt{(n - 2)} = \frac{0.5}{\sqrt{1 - 0.25}} \sqrt{202} = 8.19.$$

P-hodnota testu vyšla $2.926 * 10^{-14}$, což je menší než $\alpha = 0.05$. **Nulovou hypotézu** tedy **zamítáme**. Závislost je průkazná.

Vztah mezi dvěma spojitými proměnnými lze hodnotit i z pohledu **lineární regrese**, která zkoumá příčinnou závislost. V tomto případě máme

- **nezávisle proměnnou** X – příčinu
- **závisle proměnnou** Y – důsledek

Výsledkem je odhad lineárního modelu ve tvaru

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i$$

kde

- Y_i jsou hodnoty závisle proměnné
- X_i jsou hodnoty nezávisle proměnné
- β_0 je absolutní člen
- β_1 je lineární člen
- e_i jsou náhodné chyby

Graficky popisujeme pomocí bodového grafu, ale není jedno, která proměnná je na které ose

- na x-ovou osu se kreslí nezávisle proměnná
- na y-ovou osu se kreslí závisle proměnná

Odhad probíhá **metodou nejmenších čtverců**, která minimalizuje součet druhých mocnin residuů

$$\min \sum_{i=1}^n R_i^2 = \min \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = \min_{b_0, b_1} \sum_{i=1}^n (Y_i - (b_0 + b_1 X_i))^2$$

Hodnoty \hat{Y}_i se nazývají odhady, nebo též predikce. Hodnoty b_0, b_1 jsou pak odhady regresních koeficientů. Pomocí modelu je možné predikovat budoucí hodnoty závisle proměnné.

Koeficient determinace říká, kolik procent variability závisle proměnné se modelem vysvětlí.

Jinými slovy, z kolika procent závisle proměnná závisí na X a z kolika na něčem jiném.

Na základě modelu lze též zkonstruovat **test nezávislosti**.

Testujeme

- H_0 : váha na výšce lineárně nezávisí, $\beta_1 = 0$
- H_1 : váha na výšce lineárně závisí, $\beta_1 \neq 0$

Test je založen na faktu, že $b_1/se(b_1) \sim N(0, 1)$, kde b_1 je odhad lineárního členu β_1 a $se(b_1)$ je jeho střední chyba.

Předpokladem lineární regrese je, že residua jsou nezávislá, s normálním rozdělením a konstantním rozptylem.

Příklad. Pokračujme příkladem závislosti hmotnosti na výšce u mužů s jedním rizikovým faktorem ischemické choroby srdeční.

Odhadli jsme model ve tvaru

$$Y_i = -66.85 + 0.85X_i$$

P-hodnota testu o nulovosti koeficientu β_1 vyšla $2.93 * 10^{-14}$, což je menší než $\alpha = 0.05$ a nezávislost (nulovou hypotézu) zamítáme.

Závěr: Můžeme tedy říci, že u mužů s jedním rizikovým faktorem ischemické choroby srdeční hmotnost na výšce závisí. Závislost je přímá a vysvětlí se jí 25% variability závisle proměnné.

Test používaný v situacích, kdy potřebujeme porovnat naměřené hodnoty s hodnotami očekávanými. Používá se

- pro testy parametrů v tzv. *multinomickém rozdělení* mějme kategorickou náhodnou veličinu, která může nabývat k kategorií a ke každé náleží pravděpodobnost testem můžeme zjistit, zda se tyto pravděpodobnosti rovnají konkrétním hodnotám
- testy o konkrétním rozdělení porovnávají se naměřené kvantily s teoretickými kvantily z daného rozdělení

Test o pravděpodobnostech multinomického rozdělení

- $H_0 : p_1 = \pi_1, \dots, p_k = \pi_k$
- $H_1 : \text{neplatí } p_1 = \pi_1, \dots, p_k = \pi_k$

Testová statistika má tvar

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(np_i - n\pi_i)^2}{n\pi_i}$$

a za platnosti H_0 má χ^2 -rozdělení o $k - 1$ stupních volnosti. Test porovnává pozorované četnosti (np_i) a pozorované četnosti ($n\pi_i$). Předpokladem testu je, že všechny očekávané četnosti jsou větší než 5.

Příklad. Házíme 50 krát šestistěnnou kostkou a počítáme, kolikrát padla která hodnota: 1 – 8×, 2 – 5×, 3 – 12×, 4 – 7×, 5 – 9× a 6 – 9×. Můžeme o kostce říci, že je spravedlivá?

Testujeme hypotézy

- $H_0 : p_1 = p_2 = \dots = p_6 = 1/6$
- $H_1 : \text{alespoň jedna z pravděpodobností } p_1, \dots, p_6 \text{ se nerovná } 1/6.$

Očekávané četnosti jsou zde $n\pi_i = 50 * 1/6 = 8.\bar{3}$, tedy větší než 5. Dosazením do vzorce dostaneme $\chi^2 = 3.28$ a p-hodnotu $p = 0.6569$. Jelikož $p > \alpha$ **nezamítáme nulovou hypotézu**. *Neprokázali jsme, že by kostka byla falešná.*

χ^2 -test nezávislosti

Vztah dvou kategorických proměnných popisujeme **kontingenční tabulkou**. Označme

- X_1, \dots, X_k hodnoty jedné kategorické proměnné
- Y_1, \dots, Y_l hodnoty druhé kategorické proměnné
- $n_{i,j}$ četnost současného výskytu znaků X_i, Y_j
- $n_{i.}$ marginální četnost znaku X_i
- $n_{.j}$ marginální četnost znaku Y_j
- n celkový počet pozorování

Kontingenční tabulka absolutních četností pak má tvar

	Y_1	\dots	Y_l	
X_1	$n_{1,1}$	\dots	$n_{1,l}$	$n_{1.}$
\vdots		\ddots		\vdots
X_k	$n_{k,1}$	\dots	$n_{k,l}$	$n_{k.}$
	$n_{.1}$	\dots	$n_{.l}$	n

Zajímá nás, zda jsou sledované veličiny nezávislé, tedy testujeme

- H_0 : proměnné na sobě nezávisí
- H_1 : proměnné na sobě závisí

Testová statistika má obdobný tvar jako u předešlého testu

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^l \frac{(\text{pozorovane}_{i,j} - \text{ocekavane}_{i,j})^2}{\text{ocekavane}_{i,j}} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^l \frac{(n_{i,j} - n_{i.}n_{.j}/n)^2}{n_{i.}n_{.j}/n}$$

Tato testová statistika má za platnosti nulové hypotézy χ^2 -rozdělení o $(k - 1)(l - 1)$ stupních volnosti.

Očekávané četnosti se dopočítávají z definice nezávislosti $P(A \cap B) = P(A)P(B)$.

Předpokladem testu je, že všechny očekávané četnosti jsou větší než 5.

Fisherův exaktní test

Není-li splněn předpoklad použití χ^2 -testu, používá se **Fisherův exaktní test**, známý též jako **Fisherův faktoriálový test**. Tento test počítá přímo p-hodnotu, tj. pravděpodobnost, že za platnosti H_0 bude pozorována právě naše tabulka četností. Pro čtyřpolní tabulku

	Y_1	Y_2	
X_1	n_{11}	n_{12}	$n_{1.}$
X_2	n_{21}	n_{22}	$n_{2.}$
	$n_{.1}$	$n_{.2}$	n

se p-hodnota vypočítá následujícím způsobem

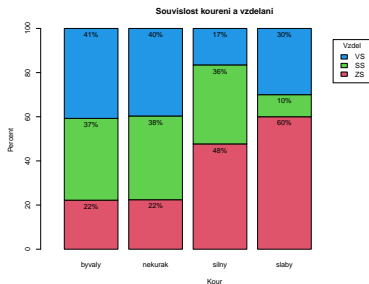
$$p = \frac{n_{1.}!n_{2.}!n_{.1}!n_{.2}!}{n!n_{11}!n_{12}!n_{21}!n_{22}!}$$

Pro větší tabulky je test složitější.

Příklad. U 204 mužů s jedním rizikovým faktorem ischemické choroby srdeční bylo zjišťováno i vzdělání a kategorie kouření. Výsledky jsou shrnuty v následující tabulce absolutních četností. Souvisí spolu tyto dvě veličiny?

	ZŠ	SŠ	VŠ
bývalý kuřák	6	10	11
nekuřák	13	22	23
slabý kuřák	52	39	18
silný kuřák	6	1	3

Vztah dvou kategoričkových proměnných se zobrazuje pomocí sloupcového grafu



Můžeme zobrazovat pomocí řádkových nebo sloupcových procent.

Testem nezávislosti jsme zjišťovali

- H_0 : kouření se vzděláním nespojuje
- H_1 : kouření se vzděláním souvisí

Testová statistika vyšla 21.286. Porovnááme ji s kvantilem χ^2 -rozdělení $\chi_6^2 = 12.59$. Jelikož testová statistika vyšla vyšší, tak **zamítáme nulovou hypotézu**. P-hodnota testu vyšla 0.00163, což je menší než $\alpha = 0.05$.

Jelikož však nejsou splněny předpoklady testu, měli bychom vypočítat ještě p-hodnotu Fisherova exaktního testu. Ta vychází 0.00084.

Závěr: Prokázali jsme, že kouření se vzděláním souvisí.

Chyba měření je rozdíl mezi skutečnou hodnotou a naměřenou hodnotou. Rozlišujeme několik typů chyb

- **Hrubá chyba** – velká chyba daná nepozorností, volbou špatné metody či jinou nečekanou situací
často je možné ji odhalit přes *odlehle pozorování*
náprava je možná jen přes nové měření/ vymazání
- **Systematická chyba** – je dána přesností měřícího přístroje
většinou udávána výrobcem přístroje, není-li dána, uvažujeme ji jako polovinu nejmenší měřitelné jednotky
je možné ji korigovat
- **Náhodná chyba** – vzniká náhodnými rušivými vlivy
v přírodě může mít poměrně velkou hodnotu, v laboratorních podmínkách bývá malá
není možné ji opravit, ale je možné ji měřit opakovaným pozorováním
často má normální rozdělení

Nejistota měření – parametr, který souvisí s výsledkem měření a charakterizuje rozsah hodnot, které je možné přiřadit k měřené veličině.

Celková nejistota bývá součtem nejistoty statistické a nejistoty odhadnutelné.

- Statistická nejistota – jedná se o střední chybu odhadu pro výběrový průměr je rovna

$$u_A = \text{se}(\bar{X}) = \frac{\text{sd}(X)}{\sqrt{n}} = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1}}}{\sqrt{n}}$$

- Odhadnutelná nejistota – dána chybou měření udávanou výrobcem, změnou referenčních podmínek, výsledky minulých šetření, atd.

$$u_B = \sqrt{\sum_{j=1}^m A_j^2 u_{Bj}^2}$$

kde A_j jsou součinitelé citlivosti zdrojů a u_{Bj} jsou maximální odchylky zdrojů

Celková nejistota $u = \sqrt{u_A^2 + u_B^2}$

Jak reportovat chybu měření

- **Absolutní chyba měření** – měřena přímo v jednotkách měřené veličiny

Absolutní chyba = ukazovaná hodnota – skutečná hodnota

např. naměříme hodnotu 1 ± 0.05 , což znamená, že skutečná hodnota bude v rozmezí od 0.95 do 1.05.

- **Relativní chyba měření** – nejčastěji měřena v procentech

Relativní chyba = (absolutní chyba)/(měřená hodnota)

např. relativní chyba při výše zmíněném příkladu je $0.05/1 \times 100\% = 5\%$

- **Interval spolehlivosti** – nejistota měření se často udává pomocí intervalu spolehlivosti, který v sobě zahrnuje všechny dostupné chyby

Další typy chyb

- **Základní chyba měření** – dosahuje se jí při předepsaných referenčních podmínkách
nejčastěji jsou dány podmínky na teplotu, tlak, stabilitu napájení, atd.
bývá dáno velice úzké rozpětí hodnot
této chyby lze většinou dosáhnout pouze v laboratorních podmínkách
- **Pracovní chyba měření** – chyba, kterou dosahuje přístroj při běžných pracovních podmínkách
podmiňuje se na stejné veličiny, a rozpětí povolených hodnot bývá širší
tato chyba je větší než chyba základní, podle normy ČSN 61557 může být relativní chyba měřicího přístroje maximálně 30%

Pravidla o chybách měření

- Měříme-li veličiny x_1, x_2 , které ve výsledku sčítáme ($y = x_1 + x_2$), měly by mít obě přibližně stejnou *absolutní chybu*. Má-li jedna chybu větší, rozhoduje pak sama o chybě výsledku.
- Je-li výsledkem sčítání $y = x_1 + x_2$ malá hodnota, snažíme se ji měřit přímo, jinak je výsledek zatížen velkou relativní chybou.
- Je-li výsledkem součin měřených veličin $y = x_1 x_2$, pak by obě veličiny měly mít stejnou *relativní chybu*.