

Neparametrické testy o mediánech

Motivace: Při aplikaci t-testů či analýzy rozptylu by měly být splněny určité předpoklady:

- normalita dat (pro výběry větších rozsahů ($n \geq 30$) nemá mírné porušení normality závažný dopad na výsledky)
- homogenita rozptylů
- intervalový či poměrový charakter dat

Pokud nejsou tyto předpoklady splněny, použijeme tzv. neparametrické testy, které nevyžadují předpoklad o konkrétním typu rozložení (např. normálním), stačí např. předpokládat, že distribuční funkce rozložení, z něhož náhodný výběr pochází, je spojitá.

Nevýhoda - ve srovnání s klasickými parametrickými testy jsou neparametrické testy slabší, tzn., že nepravdivou hypotézu zamítají s menší pravděpodobností než testy parametrické.

V této kapitole se omezíme na ty neparametrické testy, které se týkají mediánů.

Jednovýběrové testy (Jde o neparametrické obdoby jednovýběrového t-testu a párového t-testu.)

Znaménkový test a jeho asymptotická varianta

Nechť X_1, \dots, X_n je náhodný výběr ze spojitého rozložení. Nechť $x_{0,50}$ je mediánem tohoto rozložení a c je reálná konstanta.

Testujeme hypotézu $H_0: x_{0,50} = c$ proti oboustranné alternativě $H_1: x_{0,50} \neq c$ (resp. proti levostranné alternativě

$H_1: x_{0,50} < c$ resp. proti pravostranné alternativě $H_1: x_{0,50} > c$).

Znaménkový test se nejčastěji používá jako párový test, kdy máme náhodný výběr ze spojitého dvourozměrného rozložení

$\begin{pmatrix} X_1 \\ Y_1 \end{pmatrix}, \dots, \begin{pmatrix} X_n \\ Y_n \end{pmatrix}$ a testujeme hypotézu o rozdílu mediánů, tj. $H_0: x_{0,50} - y_{0,50} = 0$ proti $H_1: x_{0,50} - y_{0,50} \neq 0$ (resp. proti jednostranným alternativám).

Přejdeme k rozdílům $Z_1 = X_1 - Y_1, \dots, Z_n = X_n - Y_n$ a testujeme hypotézu o mediánu těchto rozdílů, tj.

$H_0: z_{0,50} = 0$.

a) Utvoříme rozdíly D_1, \dots, D_n pro jednovýběrový test resp. D_1, \dots, D_n pro párový test, $1 \leq i \leq n$. (Jsou-li některé rozdíly nulové, pak za n bereme jen počet nenulových hodnot.)

b) Zavedeme statistiku S_{Z^+} , která udává počet těch rozdílů D_i , které jsou kladné. S_{Z^+} je součtem náhodných veličin s alternativním rozložením (i -tá veličina nabývá hodnoty 1, když i -tý rozdíl je kladný a hodnoty 0, když je záporný). Platí-li H_0 , pak pravděpodobnost kladného i záporného rozdílu je stejná, tedy $S_{Z^+} \sim B(n, \frac{1}{2})$. Z vlastností binomického rozložení plyne, že $ES_{Z^+} = \frac{n}{2}$, $DS_{Z^+} = \frac{n}{4}$.

c) Stanovíme kritický obor.

Pro oboustrannou alternativu: $W = \{k_1, \dots, k_2\}$, pro levostrannou alternativu: $W = \{k_1\}$, pro pravostrannou alternativu: $W = \{k_2, n\}$.

(Nezáporná celá čísla k_1, k_2 pro oboustranný test i pro jednostranné testy lze najít v tabulkové příloze. Pozor – čísla k_1, k_2 pro oboustrannou alternativu jsou jiná než pro jednostranné alternativy!)

d) H_0 zamítáme na hladině významnosti α když $S_{Z^+} \in W$.

Asymptotická varianta testu

Pro velká n (prakticky $n \geq 10$) lze využít asymptotické normality statistiky S_Z^+ .

Testová statistika $U_0 = \frac{S_Z^+ - \frac{n}{2}}{\sqrt{np_Z^+}} = \frac{S_Z^+ - \frac{n}{2}}{\sqrt{\frac{n}{4}}}$ má za platnosti H_0 asymptoticky rozložení $N(0,1)$.

Kritický obor pro oboustranný test: $W = (-\infty, -u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}, \infty)$.

Kritický obor pro levostranný test: $W = (-\infty, -u_{1-\alpha})$.

Kritický obor pro pravostranný test: $W = (u_{1-\alpha}, \infty)$.

Aproximace rozložením $N(0,1)$ se zlepší, když použijeme tzv. **korekci na nespojitost**. Testová statistika pak má

tvar $U_0 = \frac{S_Z^+ - \frac{n}{2} + \frac{1}{2}}{\sqrt{\frac{n}{4}}}$, přičemž $\frac{1}{2}$ přičteme, když $S_Z^+ < \frac{n}{2}$ a odečteme v opačném případě.

Příklad na párový znaménkový test

U 9 náhodně vybraných manželských párů byl zjištěn průměrný roční příjem (v tisících Kč).

číslo páru	1	2	3	4	5	6	7	8	9
příjem manžela	216	336	384	432	456	528	552	600	1872
příjem manželky	336	240	192	336	384	288	960	312	576

Na hladině významnosti 0,05 testujte hypotézu, že mediány příjmů manželů a manželek jsou stejné.

Řešení:

Jedná se o párový test. Vypočteme rozdíly mezi příjmy manželů a manželek, čímž úlohu převedeme na jednovýběrový test.

Testujeme $H_0: Z_{0,50} = 7$ proti oboustranné alternativě $H_1: Z_{0,50} \neq 7$, kde $Z_{0,50}$ je medián rozložení, z něhož pochází rozdílový náhodný výběr Z_1, \dots, Z_9 .

Vypočtené rozdíly X_i : -120 96 192 96 72 240 -408 288 1296

Testová statistika $S_{Z^+} = 7$.

Ve statistických tabulkách najdeme pro $n = 9$ a $\alpha = 0,05$ kritické hodnoty $k_1 = 2$, $k_2 = 8$.

Protože kritický obor $W = \{1, 2, \dots, 8\}$ neobsahuje hodnotu 7, nemůžeme H_0 zamítnout na hladině významnosti 0,05.

Neprokázaly se tedy významné rozdíly v mediánech příjmů manželů a manželek.

Výpočet pomocí systému STATISTICA:

Vytvoříme nový datový soubor se dvěma proměnnými a 9 případy. Do proměnné X napíšeme příjmy manželů, do proměnné Y příjmy manželek.

Statistiky – Neparametrická statistika – Porovnání dvou závislých vzorků – OK – 1. seznam proměnných X, 2. seznam proměnných Y – OK – Znaménkový test.

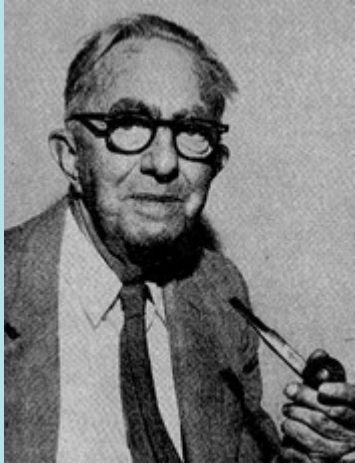
Dvojice prom.	Počet různý	procento $v < v$	Z	Uroveň
X & Y	9	22,22	1,333	0,182

Vidíme, že nenulových hodnot $n = 9$. Z nich záporných je 22,2%, tj. 2. Hodnota testové statistiky $S_Z = \dots$.

Asymptotická testová statistika U_0 (zde označená jako Z) se realizuje hodnotou 1,3. Odpovídající asymptotická p-hodnota je 0,1824, tedy na asymptotické hladině významnosti 0,05 nezamítáme hypotézu, že mediány příjmů manželů a manželek jsou stejné.

Upozornění: V tomto případě není splněna podmínka pro využití asymptotické normality statistiky S_Z , tj. $n \geq 10$. Je tedy vhodnější najít v tabulkách kritické hodnoty pro znaménkový test. Pro $n = 9$ a $\alpha = 0,05$ jsou kritické hodnoty $k_1 = 1$, $k_2 = 8$. Protože kritický obor $W = \{1, \dots, 8\}$ neobsahuje hodnotu 7, nezamítáme H_0 na hladině významnosti 0,05. Dostáváme týž výsledek jako při použití asymptotického testu.

Jednovýběrový Wilcoxonův test a jeho asymptotická varianta



Frank Wilcoxon (1892 – 1965): Americký statistik a chemik

Nechť X_1, \dots, X_n je náhodný výběr ze spojitého rozložení s hustotou $\varphi(x)$, která je symetrická kolem mediánu $x_{0,50}$, tj.

$\varphi(x_{0,50} + x) = \varphi(x_{0,50} - x)$. Nechť c je reálná konstanta.

Testujeme hypotézu $H_0: x_{0,50} = c$

proti oboustranné alternativě $H_1: x_{0,50} \neq c$ nebo

proti levostranné alternativě $H_1: x_{0,50} < c$ nebo

proti pravostranné alternativě $H_1: x_{0,50} > c$.

Postup provedení testu:

a) Utvoříme rozdíly $D_i = X_i - c$, $i = 1, \dots, n$. (Jsou-li některé rozdíly nulové, pak za n bereme jen počet nenulových hodnot.)

b) Absolutní hodnoty $|D_i|$ uspořádáme vzestupně podle velikosti a spočteme pořadí R_i .

c) Zavedeme statistiky

$S_W^+ = \sum_{D_i > 0} R_i^+$, což je součet pořadí přes kladné hodnoty D_i ,

$S_W^- = \sum_{D_i < 0} R_i^-$, což je součet pořadí přes záporné hodnoty D_i .

Přitom platí, že součet $S_W^+ + S_W^- = n(n+1)/2$.

Je-li H_0 pravdivá, pak $E(S_W^+) = n(n+1)/4$ a $D(S_W^+) = n(n+1)(2n+1)/24$.

d) Testová statistika = $\min(S_W^+, S_W^-)$ pro oboustrannou alternativu,
= S_W^+ pro levostrannou alternativu,
= S_W^- pro pravostrannou alternativu.

e) H_0 zamítáme na hladině významnosti α , když testová statistika je menší nebo rovna tabelované kritické hodnotě.

Asymptotická varianta jednovýběrového Wilcoxonova testu:

Pro $n \geq 30$ lze využít asymptotické normality statistiky S_w^+ .

Platí-li H_0 , pak $U_0 = \frac{S_w^+ - E(S_w^+)}{\sqrt{V(S_w^+)}} = \frac{S_w^+ - n(n+1)/4}{\sqrt{n(n+1)(n+2)/24}} \approx N(0,1)$.

Kritický obor:

pro oboustrannou alternativu $W = (-\infty, u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{\alpha/2}, \infty)$,

pro levostrannou alternativu $W = (-\infty, u_{1-\alpha})$,

pro pravostrannou alternativu $W = (u_{\alpha}, \infty)$.

H_0 zamítáme na asymptotické hladině významnosti α , když $U_0 \in W$.

Předpoklady použití jednovýběrového Wilcoxonova testu:

- rozložení, z něhož daný náhodný výběr pochází, je spojité
- hustota tohoto rozložení je symetrická kolem mediánu
- sledovaná veličina X má aspoň ordinální charakter

(Není-li splněn předpoklad o symetrii hustoty kolem mediánu, lze použít např. znaménkový test.)

Příklad: U 12 náhodně vybraných zemí bylo zjištěno procento populace starší 60 let:

4,9 6,0 6,9 17,6 4,5 12,3 5,7 5,3 9,6 13,5 15,7 7,7.

Na hladině významnosti 0,05 testujte hypotézu, že medián procenta populace starší 60 let je 12 proti oboustranné alternativě.

Řešení:

Testujeme hypotézu $H_0: x_{0,50} = 12$ proti oboustranné alternativě $H_1: x_{0,50} \neq 12$.

Vypočteme rozdíly pozorovaných hodnot od čísla 12: -7,1 -6,0 -5,1 5,6 -7,5 0,3 -6,3 -6,7 -2,4 1,5 3,7 -4,3.

Absolutní hodnoty těchto rozdílů uspořádáme vzestupně podle velikosti. Kladné rozdíly přitom označíme červeně:

usp. $x_i - 12$	0,3	1,5	2,4	3,7	4,3	5,1	5,6	6	6,3	6,7	7,1	7,5
pořadí	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12

$$S_w^+ = 1 + 2 + 4 + 7 = 14,$$

$$S_w^- = 3 + 5 + 6 + 8 + 9 + 10 + 11 + 12 = 64,$$

$n = 12$, $\alpha = 0,05$, tabelovaná kritická hodnota pro $n = 12$ a $\alpha = 0,05$ je 13,

testová statistika = $\min(S_w^+, S_w^-) = \min(14, 64) = 14$.

Protože $14 > 13$, H_0 nezamítáme na hladině významnosti 0,05. Znamená to, že na hladině významnosti 0,05 se nepodařilo prokázat, že aspoň v polovině zemí by se podíl populace nad 60 let odlišoval od 12 %.

Výpočet pomocí systému STATISTICA:

Utvoříme nový datový soubor se dvěma proměnnými a 12 případy. Do proměnné procento napíšeme zjištěné hodnoty a do proměnné konst uložíme číslo 12.

Statistiky – Neparametrická statistika – Porovnání dvou závislých vzorků – OK – 1. seznam proměnných rozdíl, Druhý seznam proměnných konst – OK – Wilcoxonův párový test.

Wilcoxonův párový test (populace)				
Označené testy jsou významné				
Dvojice proměnných	Počet platných	T	Z	Uroveň významnosti
procento & konst	12	14,00	1,961	0,049

Výstupní tabulka poskytne hodnotu testové statistiky SW^+ (zde označena T), hodnotu asymptotické testové statistiky U_0 a p-hodnotu pro U_0 . V tomto případě je p-hodnota 0,049861, tedy nulová hypotéza se zamítá na asymptotické hladině významnosti 0,05. Tento výsledek je v rozporu s výsledkem, ke kterému jsme dospěli při přesném výpočtu. Je to způsobeno tím, že není splněna podmínka pro využití asymptotické normality statistiky SW^+ , tj. $n \geq 30$.

Párový Wilcoxonův test

Nechť $(X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n)$ je náhodný výběr ze spojitého dvourozměrného rozložení.

Testujeme $H_0: x_{0,50} - y_{0,50} = c$ proti $H_1: x_{0,50} - y_{0,50} \neq c$ (resp. proti jednostranným alternativám).

Utvoříme rozdíly $Z_i = X_i - Y_i$, $i = 1, \dots, n$ a testujeme hypotézu o mediánu $z_{0,50}$, tj. $H_0: z_{0,50} = c$ proti $H_1: z_{0,50} \neq c$.

Příklad: K zjištění cenových rozdílů mezi určitými dvěma druhy zboží bylo náhodně vybráno 15 prodejen a byly zjištěny ceny zboží A a ceny zboží B: (11,10), (14,11), (11,9), (13,9), (11,9), (10,9), (12,10), (10,8), (12,11), (11,9), (13,10), (14,10), (14,12), (19,15), (14,12). Na hladině významnosti 0,05 je třeba testovat hypotézu, že medián cenových rozdílů činí 3 Kč.

Řešení: Testujeme $H_0: z_{0,50} = 3$ proti oboustranné alternativě $H_1: z_{0,50} \neq 3$, kde $z_{0,50}$ je medián rozložení, z něhož pochází rozdílový náhodný výběr $Z_1 = X_1 - Y_1, \dots, Z_{15} = X_{15} - Y_{15}$. Vypočteme rozdíly mezi cenou zboží A a cenou zboží B, čímž úlohu převedeme na jednovýběrový test. Výpočty uspořádáme do tabulky:

č. prodejny	cena zboží A	cena zboží B	rozdíl	rozdíl-medián	pořadí
1	11	10	1	2	12
2	14	11	3	0	-
3	11	9	2	1	5,5
4	13	9	4	1	5,5
5	11	9	2	1	5,5
6	10	9	1	2	12
7	12	10	2	1	5,5
8	10	8	2	1	5,5
9	12	11	1	2	12
10	11	9	2	1	5,5
11	13	10	3	0	-
12	14	10	4	1	5,5
13	14	12	2	1	5,5
14	19	15	4	1	5,5
15	14	12	2	1	5,5

(Tučně jsou vytištěna pořadí pro kladné hodnoty rozdíl - medián.)

$$S_w^+ = 5,5 + 5,5 + 5,5 = 16,5,$$

$$S_w^- = 12 + 5,5 + 5,5 + 12 + 5,5 + 5,5 + 12 + 5,5 + 5,5 + 5,5 = 74,5,$$

$n = 13$, $\alpha = 0,05$, tabelovaná kritická hodnota = 17, testová statistika = $\min(S_w^+, S_w^-) = \min(16,5; 74,5) = 16,5$. Protože $16,5 \leq 17$, H_0 zamítáme na hladině významnosti 0,05.

Výpočet pomocí systému STATISTICA:

Vytvoříme nový datový soubor se čtyřmi proměnnými A, B, rozdíl, konst a 15 případy. Do proměnných A, B napíšeme ceny zboží A a B, do proměnné rozdíl uložíme rozdíl cen A a B a do proměnné konst uložíme číslo 3.

Statistiky – Neparametrická statistika – Porovnání dvou závislých vzorků – OK – 1. seznam proměnných rozdíl, 2. seznam proměnných konst – OK – Wilcoxonův párový test.

		Wilcoxonův párový test, (ceny zboží)		
		Označené testy jsou významné		
Dvojice proměnných	Počet platných	T	Z	Uroveň významnosti
rozdíl & konst	15	16,50	2,026	0,042

Testová statistika (zde označená jako T) nabývá hodnoty 16,5, asymptotická testová statistika (označená jako Z) nabývá hodnoty 2,026684, odpovídající asymptotická p-hodnota je 0,042696, tedy na asymptotické hladině významnosti 0,05 nulovou hypotézu zamítáme.

Dvouvýběrové testy (Jedná se o neparametrickou obdobu dvouvýběrového t-testu)

Dvouvýběrový Wilcoxonův test a jeho asymptotická varianta

Nechť X_1, \dots, X_n a Y_1, \dots, Y_m jsou dva nezávislé náhodné výběry ze dvou spojitých rozložení, jejichž distribuční funkce se mohou lišit pouze posunutím. Označme $x_{0,50}$ medián prvního rozložení a $y_{0,50}$ medián druhého rozložení. Na hladině významnosti 0,05 testujeme hypotézu, že distribuční funkce těchto rozložení jsou shodné neboli mediány jsou shodné proti alternativě, že jsou rozdílné, tj.

$H_0: x_{0,50} - y_{0,50} = 0$ proti $H_1: x_{0,50} - y_{0,50} \neq 0$.

Postup provedení testu:

- Všech $n + m$ hodnot X_1, \dots, X_n a Y_1, \dots, Y_m uspořádáme vzestupně podle velikosti.
- Zjistíme součet pořadí hodnot X_1, \dots, X_n a označíme ho T_1 .
Součet pořadí hodnot Y_1, \dots, Y_m označíme T_2 .
- Vypočteme statistiky $U_1 = mn + n(n+1)/2 - T_1$, $U_2 = mn + m(m+1)/2 - T_2$.
Přitom platí $U_1 + U_2 = mn$.
- Pokud $\min(U_1, U_2) \leq$ tabelovaná kritická hodnota (pro dané rozsahy výběrů m , n a dané α), pak nulovou hypotézu o totožnosti obou distribučních funkcí zamítáme na hladině významnosti α . V tabulkách: $n = \min\{m, n\}$ a $m = \max\{m, n\}$.

Asymptotická varianta dvouvýběrového Wilcoxonova testu:

Pro velká n, m ($n, m > 30$) lze využít asymptotické normality statistiky U_1 .

Platí-li H_0 , pak $U_0 = \frac{U_1 - U_2}{\sqrt{\frac{U_1 + U_2}{n+m}}}$ $\approx N(0,1)$, kde $U_1 = \min(U_1, U_2)$.

Kritický obor:

pro oboustrannou alternativu $W = (-\infty, u_{1-\alpha/2}) \cup (u_{1-\alpha/2}, \infty)$,

pro levostrannou alternativu $W = (-\infty, u_{1-\alpha})$,

pro pravostrannou alternativu $W = (u_{1-\alpha}, \infty)$.

H_0 zamítáme na asymptotické hladině významnosti α , když $U_0 \in W$.

Předpoklady použití dvouvýběrového Wilcoxonova testu:

- dané dva náhodné výběry jsou nezávislé
- rozložení, z nichž dané dva náhodné výběry pocházejí, jsou spojitá
- distribuční funkce těchto rozložení se mohou lišit pouze posunutím
- sledovaná veličina má aspoň ordinální charakter

(Není-li splněn předpoklad, že distribuční funkce se mohou lišit pouze posunutím, lze použít např. dvouvýběrový Kolmogorovův – Smirnovův test.)

Příklad:

Bylo vybráno 10 polí stejné kvality. Na čtyřech z nich se zkoušel nový způsob hnojení, zbylých šest bylo ošetřeno starým způsobem. Pole byla oseta pšenicí a sledoval se její hektarový výnos. Je třeba zjistit, zda nový způsob hnojení má týž vliv na průměrné hektarové výnosy pšenice jako starý způsob hnojení.

hektarové výnosy při novém způsobu: 51 52 49 55

hektarové výnosy při starém způsobu: 45 54 48 44 53 50

Test proveďte na hladině významnosti 0,05.

Řešení:

Na hladině významnosti 0,05 testujeme $H_0: x_{0,50} - y_{0,50} = 0$ proti oboustranné alternativě $H_1: x_{0,50} - y_{0,50} \neq 0$.

usp. hodnoty	44	45	48	49	50	51	52	53	54	55
pořadí x-ových hodnot				4		6	7			10
pořadí y-ových hodnot	1	2	3		5			8	9	

$$T_1 = 4 + 6 + 7 + 10 = 27, T_2 = 1 + 2 + 3 + 5 + 8 + 9 = 28$$

$$U_1 = 4.6 + 4.5/2 - 27 = 7, U_2 = 4.6 + 6.7/2 - 28 = 17$$

Kritická hodnota pro $\alpha = 0,05$, $\min(4,6) = 4$, $\max(4,6) = 6$ je 2. Protože $\min(7,17) = 7 > 2$, nemůžeme na hladině významnosti 0,05 zamítnout hypotézu, že nový způsob hnojení má na hektarové výnosy pšenice stejný vliv jako starý způsob.

Výpočet pomocí systému STATISTICA:

Utvoříme nový datový soubor se dvěma proměnnými a 10 případy. Do proměnné vynos napíšeme zjištěné hodnoty a do proměnné hnojeni napíšeme 4x číslo 1 pro nový způsob hnojení a 6x číslo 2 pro starý způsob hnojení.

Statistiky – Neparametrická statistika – Porovnání dvou nezávislých vzorků – OK – Proměnné – Seznam závislých proměnných vynos, Nezáv. (grupov.) proměnná hnojeni – OK – M-W U test.

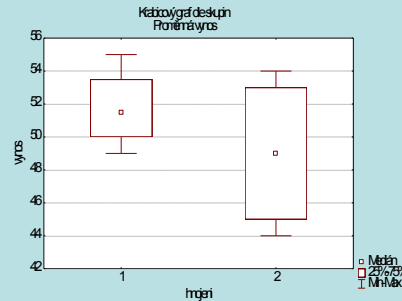
Upozornění: Ve STATISTICE je dvouvýběrový Wilcoxonův test uveden pod názvem Mannův – Whitneyův test.

Mann-Whitneyův U test (vynos)										
Dle proměnné hnojeni										
Označené testy jsou významné na hladině $p < ,05000$										
Promě	Sčt p	Sčt p	U	Z	Urove	Z	Urove	N pla	N pla	2*1st
vynos	skup.	skup.			uprave			skup.	skup.	přesné
	27,00	28,00	7,000	1,066	0,286	1,066	0,286	4	6	0,352

Ve výstupní tabulce jsou součty pořadí T_1 , T_2 , hodnota testové statistiky

$\min(U_1, U_2)$ označená U, hodnota asymptotické testové statistiky U_0 (označená Z), asymptotická p-hodnota pro U_0 a přesná p-hodnota (ozn. 2*1 str. přesné p – ta se používá pro rozsahy výběrů pod 30). V našem případě přesná p-hodnota = 0,352381, tedy H_0 nezamítáme na hladině významnosti 0,05.

Výpočet je vhodné doplnit krabicovým diagramem.



Je zřejmé, že výnosy při novém způsobu hnojení jsou vesměs nižší než při starém způsobu a také vykazují mnohem větší variabilitu.

Dvouvýběrový Kolmogorovův - Smirnovův test

Nechť X_1, \dots, X_n a Y_1, \dots, Y_m jsou dva nezávislé náhodné výběry ze dvou spojitých rozložení, jejichž distribuční funkce se mohou lišit nejenom posunutím, ale také tvarem.

Testujeme hypotézu H_0 : distribuční funkce těchto rozložení jsou shodné (tj. všech $n + m$ veličin pochází z téhož rozložení) proti alternativě H_1 : distribuční funkce jsou rozdílné.

Nechť $F_1(x)$ je výběrová distribuční funkce 1. výběru a $F_2(y)$ je výběrová distribuční funkce 2. výběru.

Testová statistika $D = \max_x |F_1(x) - F_2(x)|$.

H_0 zamítáme na hladině významnosti α , když $D > D_{nm, \alpha}$, kde $D_{nm, \alpha}$ je tabelovaná kritická hodnota.

Pro větší rozsahy lze kritickou hodnotu aproximovat vzorcem $\sqrt{\frac{n+m}{2nm} \ln \frac{2}{\alpha}}$.

Příklad: Výrobce určitého výrobku se má rozhodnout mezi dvěma dodavateli polotovarů vyrábějících je různými technologiemi. Rozhodující je procentní obsah určité látky.

1. technologie: 1,52 1,57 1,71 1,34 1,68

2. technologie: 1,75 1,67 1,56 1,66 1,72 1,79 1,64 1,55

Na hladině významnosti 0,05 posuďte pomocí dvouvýběrového K-S testu, zda je oprávněný předpoklad, že obě technologie poskytují stejné procento účinné látky.

Výpočet pomocí systému STATISTICA:

Utvoříme nový datový soubor se dvěma proměnnými a 13 případy. Do proměnné X napíšeme zjištěné hodnoty a do proměnné ID napíšeme 5x číslo 1 pro první technologii a 8x číslo 2 pro starý druhou technologii.

Statistiky – Neparametrická statistika – Porovnání dvou nezávislých vzorků – OK – Proměnné – Seznam závislých proměnných X, Nezáv. (grupov.) proměnná ID – OK – Kolmogorov-Smirnovův 2-výběrový test.

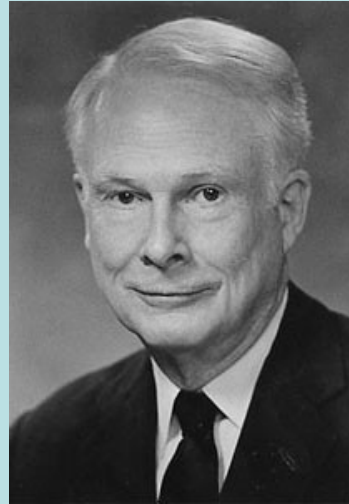
Promě.	Max z. rozdíl	Max k. rozdíl	Urove.	Prům. skup.	Prům. skup.	Sm.od. skup.	Sm.od. skup.	N pla. skup.	N pla. skup.
obsah	-0,400	0,025	p > .	1,564	1,667	0,147	0,085	5	8

Ve výstupní tabulce pro dvouvýběrový K-S test dostaneme maximální záporný a maximální kladný rozdíl mezi hodnotami obou výběrových distribučních funkcí, dolní omezení pro p-hodnotu ($p > 0,1$), průměry, směrodatné odchylky a rozsahy obou výběrů. Jelikož p-hodnota převyšuje hladinu významnosti 0,05, na této hladině nelze nulovou hypotézu zamítnout.

Kruskalův - Wallisův test



William Kruskal (1919 – 2005):
Americký matematik



Wilson Allen Wallis (1912 – 1988):
Americký matematik

Nechť je dáno $r \geq 3$ nezávislých náhodných výběrů o rozsazích n_1, \dots, n_r . Předpokládáme, že tyto výběry pocházejí ze spojitých rozložení. Označme $n = n_1 + \dots + n_r$. Na asymptotické hladině významnosti α chceme testovat hypotézu, že všechny tyto výběry pocházejí z téhož rozložení.

Postup testu:

- Všech n hodnot seřadíme do rostoucí posloupnosti.
- Určíme pořadí každé hodnoty v tomto sdruženém výběru.
- Označme T_j součet pořadí těch hodnot, které patří do j -tého výběru, $j = 1, \dots, r$ (kontrola: musí platit $T_1 + \dots + T_r = n(n+1)/2$).
- Testová statistika má tvar: $Q = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{j=1}^r \frac{T_j^2}{n_j} - 3(n+1)$. Platí-li H_0 , má statistika Q asymptoticky rozložení $\chi^2(r-1)$.
- Kritický obor: $W = [r-1, \infty)$.
- H_0 zamítneme na asymptotické hladině významnosti α , když $Q \geq \chi_{1-\alpha}^2(r-1)$.

Mediánový test

Výchozí situace je stejná jako u K-W testu

Postup testu:

- Všech n hodnot uspořádáme do rostoucí posloupnosti.
- Najdeme medián $x_{0,50}$ těchto n hodnot.
- Označme P_j počet hodnot v j -tém výběru, které jsou větší nebo rovny mediánu $x_{0,50}$.
- Testová statistika má tvar $Q_M = 4 \frac{\sum_{j=1}^r P_j^2}{n}$. Platí-li H_0 , má statistika Q_M asymptoticky rozložení $\chi^2(r-1)$.
- Kritický obor: $W = [\chi_{1-\alpha}^2, \infty)$.
- H_0 zamítneme na asymptotické hladině významnosti α , když $Q_M \geq \chi_{1-\alpha}^2(r-1)$.

Metody mnohonásobného porovnávání

Zamítneme-li hypotézu, že všechny náhodné výběry pocházejí z téhož rozložení, zajímá nás, které dvojice náhodných výběrů se liší na zvolené hladině významnosti. Testujeme H_0 : k-tý a l-tý náhodný výběr pocházejí z téhož rozložení, $k, l = 1, \dots, r, k \neq l$ proti H_1 : aspoň jedna dvojice výběrů pochází z různých rozložení.

a) Neményiho metoda (Peter Neményi 1927 – 2002: Americký matematik maďarského původu)

- Všechny výběry mají též rozsah p (třídění je vyvážené).
- Vypočteme $|T_l - T_k|$.
- V tabulkách najdeme kritickou hodnotu (pro dané p, r, α).
- Pokud $|T_l - T_k| \geq$ tabelovaná kritická hodnota, pak na hladině významnosti α zamítáme hypotézu, že l-tý a k-tý výběr pocházejí z téhož rozložení.

b) Obecná metoda mnohonásobného porovnávání

- Vypočteme $\left| \frac{T_l}{n_l} - \frac{T_k}{n_k} \right|$.
- Ve speciálních statistických tabulkách najdeme kritickou hodnotu $h_{KW}(\alpha)$. Při větších rozsazích výběrů je možno ji nahradit kvantilem $\chi_{1-\alpha}^2(r-1)$.
- Jestliže $\left| \frac{T_l}{n_l} - \frac{T_k}{n_k} \right| \geq \sqrt{\frac{1}{n_l} \left(\frac{1}{n_l} + \frac{1}{n_k} \right)} h_{KW}(\alpha)$, pak na hladině významnosti α zamítáme hypotézu, že l-tý a k-tý výběr pocházejí z téhož rozložení.

Příklad:

Čtyři laboranti provedli analytické stanovení procenta niklu v oceli. Každý hodnotil pět vzorků.

Laborant A: 4,15 4,26 4,10 4,30 4,25

Laborant B: 4,38 4,40 4,29 4,39 4,45

Laborant C: 4,23 4,16 4,20 4,24 4,27

Laborant D: 4,41 4,31 4,42 4,37 4,43

Na asymptotické hladině významnosti 0,05 testujte hypotézu, že všechny čtyři náhodné výběry pocházejí ze stejného rozložení. Pokud nulovou hypotézu zamítnete, zjistěte, které dvojice výběrů se liší.

Výpočet pomocí systému STATISTICA:

Vytvoříme nový datový soubor o dvou proměnných a 20 případech. Do proměnné nikl napíšeme změřené hodnoty, do proměnné laborant napíšeme 5x1 pro 1. laboranta atd. až 5x4 pro 4. laboranta.

Statistiky – Neparametrická statistika – Porovnání více nezávislých vzorků - OK – Seznam závislých proměnných nikl, Nezáv. (grupovací) proměnná laborant – OK – Summary: Kruskal-Wallis ANOVA & Median test. Ve dvou výstupních tabulkách se objeví výsledky K-W testu a mediánového testu.

Kruskal-Wallisova ANOVA závislá na				
Nezávislá (grupovací) proměnná:				
Kruskal-Wallisův test: $H(3, N=20)$				
Závislá nikl	Ko	Počet platný	Součet pořadí	
1	1	5	29,00	
2	2	5	75,00	
3	3	5	27,00	
4	4	5	79,00	

Mediánový test, celk. medián = 4,5					
Nezávislá (grupovací) proměnná:					
Chi-Kvadr. = 13,60000 sv = 3 p =					
Závislá: nikl	1	2	3	4	Celkem
<= Median: počet	4,00	1,00	5,00	0,00	10,00
oček.	2,50	2,50	2,50	2,50	
poz.-	1,50	-1,50	2,50	-2,50	
> Median: počet	1,00	4,00	0,00	5,00	10,00
oček.	2,50	2,50	2,50	2,50	
poz.-	-1,50	1,50	-2,50	2,50	
Celkem:	5,00	5,00	5,00	5,00	20,00

Oba testy zamítají hypotézu o shodě mediánů v daných čtyřech skupinách na asymptotické hladině významnosti 0,05.

Nyní provedeme mnohonásobné porovnávání, abychom zjistili, které dvojice laborantů se liší. Zvolíme Vícenás. porovnání průměrného pořadí pro vš. skupiny.

Vícenásobné porovnání p-hodnot (0,05)
 Nezávislá (grupovací) proměnná:
 Kruskal-Wallisův test: $H(3, N=20) =$

Závislá	1	2	3	4
ni	R: 5,8	R: 15,0	R: 5,4	R: 15,0
1		0,083	1,000	0,045
2	0,083		0,061	1,000
3	1,000	0,061		0,032
4	0,045	1,000	0,032	

Tabulka obsahuje p-hodnoty pro porovnání dvojic skupin. Vidíme, že na hladině významnosti 0,05 se liší laboranti A, D a laboranti C, D.

Grafické znázornění výsledků

