

## Statistické metody a zpracování dat

### VI. Analýza rozptylu (ANOVA)

Petr Dobrovolný

### K čemu to je (příklad)

Studenti se připravovali na test ze statistiky třemi různými metodami.

Existuje na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  rozdíl mezi metodami přípravy?

Metoda učení		
A	B	C
89	104	86
101	120	98
87	98	100
87	110	96



#### Faktor

Výběr	Počet	Součet	Průměr	Rozptyl
A	4	364	91	45,3
B	4	432	108	88
C	4	380	95	38,7

#### ANOVA

Zdroj variability	SS	Rozdíl	MS	F	Hodnota P	F krit
Mezi výběry	632	2	316	5,511628	0,027364	4,256492
Všechny výběry	516	9	57,33333			
Celkem	1148	11				

Existuje rozdíl

### K čemu to je?

- Porovnávání libovolného počtu průměrů (více než dvou).
- Jeden či více tzv. **faktorů** dělí vyšetřované znaky do skupin.
- Testujeme, zda existuje významný rozdíl v průměrech skupin

#### Příklady:

- Vliv průmyslové lokality na koncentraci přízemního ozónu v ovzduší. Pro čtyři lokality jsme získali několik vzorků měření koncentrace přízemního ozónu. Máme zjistit, zda má lokalita významný vliv na koncentraci ozónu. Existuje lokalita, která se významně liší od ostatních?
- Existuje významný rozdíl v názoru různých skupin obyvatelstva na problém polohy brněnského nádraží?

### Obecný problém, který řeší ANOVA

	Skupina1	Skupina2	.	.	Skupina m
Měření1	$x_{11}$	$x_{12}$	.	.	$x_{1m}$
Měření2	$x_{21}$	$x_{22}$	.	.	
Měření3	.	.	$\dots$	.	
.	.	.	.	.	
Měření n	$x_{n1}$			.	
Počet	$n_1$	$n_2$	$n_3$	.	$n_m$
Průměr	$\bar{x}_1$	$\bar{x}_2$		.	$\bar{x}_m$
Šm. odch.	$s_1$	$s_2$		.	$s_m$

Máme  $m$  nezávislých náhodných výběrů ( $m > 2, j=1,2,\dots,m$ ) vyšetřované proměnné  $x$ . Rozsahy výběrů  $n_j$  nemusí být stejné. V každém výběru je znám průměr  $\bar{x}_j$  a rozptyl  $s_j^2$ .

Výběry vzniknou obvykle tak, že základní soubor rozdělíme podle určitého znaku (FAKTORU) do  $m$  skupin a v každé z nich pak vybereme  $n_j$  prvků.

Prvek  $x_{ij}$  označuje  $i$ -té pozorování v  $j$ -tém výběru

### Základní druhy ANOVA

- ANOVA při jednoduchém třídění (**jednofaktorová**) – sledujeme efekt jednoho faktoru na závisle proměnnou
- ANOVA **vícefaktorová** – při dvojnásobném třídění, ...
- ANOVA při **vyváženém** třídění (stejný počet prvků ve skupinách) a při **nevyváženém** třídění
- ANOVA s **opakováním** měření
- **Neparametrická** ANOVA

### Dva důvody, proč nemůžeme analýzu provést postupným testováním jednotlivých dvojic (poznámka)

(např. t-testem):

- 1) Museli bychom provádět **velký počet testování** (pro  $m$  skupin  $m(m-1)/2$  testů)
- 2) Opakovaným porovnáváním významnosti bychom neoprávněně **zvýšovali pravděpodobnost chyby prvního druhu**.

U každého testu je řekněme 5% možnost chybného pozitivního výsledku (tedy chyby prvního druhu - hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ ) pokud neexistuje žádný rozdíl.

Máme-li tři skupiny a provedeme všechny tři testy, pravděpodobnost, že dostaneme nejméně jeden chybný pozitivní výsledek (chybu prvního druhu) je větší než 5 %.

S rostoucím počtem provedených testů roste pravděpodobnost, že alespoň jeden výsledek bude statisticky významný, přestože ve skutečnosti platí nulová hypotéza.

Abychom se tomuto problému vyhnuli, použijeme k testování hypotézy metodu analýzy rozptylu a testů, které řeší tzv. mnohonásobná porovnávání (viz. dále).

### Obecný model analýzy rozptylu

ANOVA je založena na **předpokladu**, že každý z  $m$  výběrů pochází z populace s normálním rozdělením se stejnou směrodatnou odchylkou.

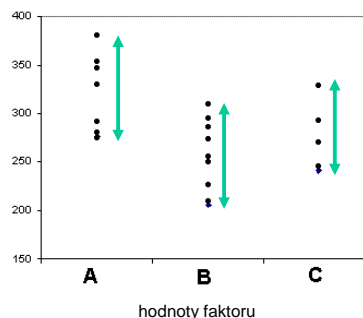
Zajímá nás, zda střední hodnoty (průměry) skupin jsou všechny shodné, nebo zda se navzájem liší.

$$x_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij}$$

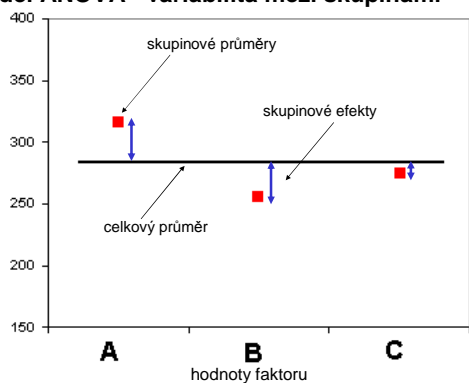
$x_{ij}$  je  $i$ -té pozorování z  $j$ -té skupiny.

Každé pozorované  $x$  je funkcí nějaké celkové průměrné hodnoty  $\mu$ , **skupinového efektu**  $\alpha_i$  a blíže nespecifikované náhodné chyby  $\varepsilon_{ij}$ .

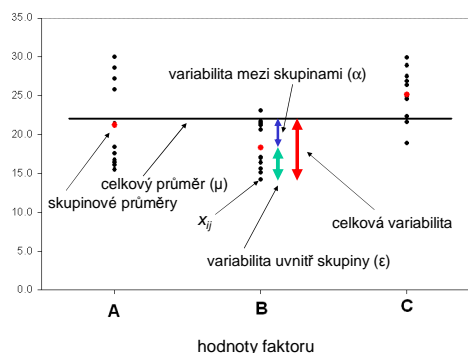
### Model ANOVA - variabilita uvnitř skupin



### Model ANOVA - variabilita mezi skupinami



### Zdroje variability v modelu ANOVA



### Obecný model analýzy rozptylu

Z předchozího plyne, že střední hodnota  $j$ -té skupiny je rovna:

$$\mu_j = \mu + \alpha_j$$

V analýze rozptylu chceme zjistit, zda jsou skupinové efekty důležité, tj. zda existuje nějaký rozdíl mezi průměry jednotlivých skupin.

**Nulová hypotéza  $H_0$ :** všechny výběry pocházejí z jednoho základního souboru s normálním rozdělením (jinými slovy – faktor neovlivňuje závisle proměnnou)

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_i = \dots = \mu_m = \mu$$

nebo:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_i = \dots = \alpha_m = 0$$

**Cílem ANOVA je zjistit, zda se jednotlivé dílčí průměry  $\mu_m$  mezi sebou a tedy i od celkového průměru  $\mu$  liší pouze v mezích náhodného kolísání.**

### Obecný výpočet ANOVA

Podstatou výpočtů při ANOVA je rozdělení celkového rozptylu ( $S_T$ ) závisle proměnné do dvou částí, na **variabilitu uvnitř skupin** ( $S_A$ ) a **variabilitu mezi skupinami** ( $S_e$ )

$$S_T = S_A + S_e$$

**Variabilita uvnitř skupin** popisuje, jak se každá hodnota ve skupině liší od skupinového průměru.

**Variabilita mezi skupinami** je funkcí, která ukazuje, jak se navzájem liší skupinové průměry. Zahrnuje porovnání všech  $k$  skupinových průměrů s tzv. celkovým průměrem.

Pokud neexistuje žádný rozdíl mezi skupinovými průměry, pak variabilita mezi skupinami i variabilita v rámci skupiny popisují stejný jev - stejný populační rozptyl.

Toto porovnání variability v rámci skupiny a mezi skupinami se provádí pomocí **F testu**.

### Obecný výpočet ANOVA

Zkoumáme, že vypočtené průměry  $\bar{x}_j$  se liší jen v mezích náhodného kolísání  $\bar{x}$

Odchylku konkrétního měření  $x_{ij}$  od celkového průměru lze zapsat:

$$x_{ij} - \bar{x} = (x_{ij} - \bar{x}_j) + (\bar{x}_j - \bar{x})$$

odhad parametru  $\alpha_j$  - tedy efekt kategorie  $j$

Umocníme a sečteme obě strany rovnice pro všechna měření:

$$S_T = \sum_j \sum_i (x_{ij} - \bar{x})^2 = \sum_j n_j (\bar{x}_j - \bar{x})^2 + \sum_j \sum_i (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 = S_A + S_e$$

### Obecný výpočet ANOVA

Jednotlivé složky celkového rozptylu mají tento význam:

$S_T$  - celkový součet čtverců odchylek všech měření od celkového průměru

$S_A$  - vážený součet druhých mocnin rozdílů každého skupinového průměru a celkového průměru

$S_e$  - součet druhých mocnin rozdílů hodnot a příslušného skupinového průměru

Každé složce rozptylu přísluší jistý počet stupňů volnosti  $v$ :

$v_T$  pro  $S_T$  - počet pozorování - 1: (n-1)

$v_A$  pro  $S_A$  - počet skupin - 1: (m-1)

$v_e$  pro  $S_e$  - počet pozorování - počet skupin: (n - m)

### Obecný výpočet ANOVA

Charakteristiky

$$MS_A = \frac{S_A}{V_A} \quad MS_e = \frac{S_e}{V_e}$$

představují součty čtverců dělené odpovídajícím počtem stupňů volnosti. Tyto veličiny jsou **mírou variability pro jednotlivé zdroje rozptylu** a ve statistických programech jsou označovány anglicky jako Mean Square (průměrné čtverce).

Testovací kritérium se potom vypočte jako podíl míry variability mezi skupinami a míry variability uvnitř skupin podle následujícího vztahu:

$$F = \frac{MS(\text{mezi\_skupinami})}{MS(\text{uvnitř\_skupin})} = \frac{S_A / v_A}{S_e / v_e}$$

### Typická tabulka výstupu z ANOVA

Zdroj variability	S	st.v.	MS	F
faktor A	$S_A$	$m - 1$	$MS_A = \frac{S_A}{m - 1}$	$F = \frac{MS_A}{MS_e}$
reziduální	$S_e$	$n - m$	$MS_e = \frac{S_e}{n - m}$	
Celková variabilita	$S_T$	$n - 1$		

Výstupy ze statistického programu ještě nabízejí **p hodnotu** příslušející vypočtené hodnotě testovacího kritéria

### Interpretace testovacího kritéria

- V případě platnosti  $H_0$  (všechny populační průměry shodné) bude čísel F statistiky (zhruba) stejný jako jmenovatel (tzv. reziduální rozptyl)
- Pak by tedy hodnota F statistiky byla přibližně rovna jedné. Ve statistických tabulkách zjistíme, zda hodnota F je významně větší než 1
- To by ukazovalo, že MS mezi skupinami je významně větší než MS uvnitř skupin, a tedy že se průměry skupin liší.
- (Pokud by F statistika byla menší než 1, pak to znamená, že variabilita mezi skupinami může být dokonce menší než uvnitř skupin, a tedy tím spíše není důvod zamítat nulovou hypotézu.)
- K výpočtu příslušných kritických hodnot i dosažených hladin významnosti lze využít i různé statistické programy.

### Příklad ANOVA při jednoduchém třídění

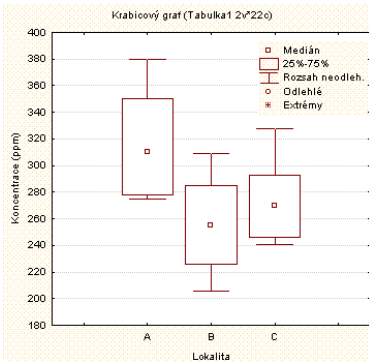
Zjistěte, zda se na hladině významnosti  $\alpha=0,05$  liší se koncentrace znečišťující látky (ppm) v ovzduší měřené na třech lokalitách?

Lokalita	A	B	C
1	276	206	241
2	280	210	246
3	275	226	270
4	291	249	293
5	347	255	328
6	354	273	
7	380	285	
8	330	295	
9		309	
n	8	9	5
$\bar{x}$	316,6	256,4	275,6
s	41,2	37,1	35,9



### Příklad

Vizuální analýza jednotlivých skupin za pomoci vhodného grafu a porovnání úrovně a variability skupin.



### Příklad

Výpočet v EXCELU:

Nástroje – Analýza dat – ANOVA jeden faktor

A	B	C	Anova: jeden faktor					
276	206	241	Faktor					
280	210	246	Výběr	Počet	Součet	Příměr	Rozptyl	
275	226	270	A	8	2533	316,625	1699,411	
291	249	293	B	9	2308	256,4444	1378,028	
347	255	328	C	5	1378	275,6	1268,3	
354	273		ANOVA					
380	285		Zdroj variability	SS	Rozdíl	MS	F	Hodnota P
330	295		Mezi výběry	15663,48	2	7831,738	5,300518	0,014816
	309		Všechny výběry	28073,3	19	1477,542		
			Celkem	43736,77	21			

Protože  $p = 0,0148$ , což je méně než  $\alpha = 0,05$ , můžeme zamítnout nulovou hypotézu a učinit závěr, že průměrná koncentrace znečišťující látky není ve všech třech skupinách stejná.

### Příklad ANOVA v programu Statistica – část I.

Statistika – ANOVA – jednofaktorová ANOVA – Rychlé nastavení

### Dva problémy výsledku ANOVA:

- 1) Zda jsou výsledky ANOVA vůbec použitelné - musíme ověřit, že náš model splňuje předpoklady
- 2) Výsledek ANOVA nám neřeká, které průměry se navzájem liší. Můžeme se podívat na skupinové průměry a zjistit, že určitá skupina má vyšší průměr než ostatní skupiny. V tuto chvíli ale nemůžeme říci, že tento průměr je významně vyšší. Musíme data analyzovat dále použitím metod **mnohonásobného porovnávání**, abychom zjistili, které průměry se navzájem významně liší.

### Předpoklady ANOVA

Aby byly výsledky analýzy rozptylu správné, musí být splněny následující předpoklady:

- a) Všechna měření musí být vzájemně nezávislá uvnitř skupin i mezi skupinami
- b) Vyšetřovaný znak, jehož průměry chceme porovnávat musí mít normální rozdělení
- c) Rozptyly jednotlivých výběrů se mezi sebou statisticky neliší (což ověřujeme testy (Bartlettův test nebo tzv. Hartleyův test ( $F_{\max}$  test) - pokud mají všechny výběry stejný rozsah.)

### Ad c) předpoklad rovnosti rozptylů

Zkoumáme, zda je splněno:

$$\frac{\max s_j}{\min s_j} \leq 3$$

Hodnoty  $s_j$  jsou směrodatné odchylky měření v jednotlivých skupinách

### Ad b) předpoklad normálního rozdělení

Ověřování lze provádět graficky analýzou tzv. **reziduálních** (zbytkových) hodnot

Hodnoty pozorovaných veličin můžeme vyjádřit takto:

$$x_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij}$$

$\varepsilon_{ij}$  jsou náhodné navzájem nezávislé chybové složky (**rezidua**)

- Model platí pro základní soubor
- Skutečné parametry však můžeme pouze odhadovat z výběrových souborů.
- V následujícím příkladu index  $o$  u symbolu parametru znamená, že se jedná o odhad.

### Ověřování normality

$\alpha_{oi}$  - odhady skupinových efektů - tedy toho, jak se každý průměr liší od celkového průměru.

Předpovídaná hodnota pro pozorování z  $j$ -té skupiny je průměr  $j$ -té skupiny:

$$\mu_{oi} = \mu_o + \alpha_{oi}$$

**Příklad:**

$\mu_o$  - celkový průměr = 282,7

$\alpha_{o1}$  = průměr první skupiny - celkový průměr = 316,6 - 282,7 = 33,9

$\alpha_{o2}$  = průměr druhé skupiny - celkový průměr = 256,4 - 282,7 = -26,3

$\alpha_{o3}$  = průměr třetí skupiny - celkový průměr = -7,1

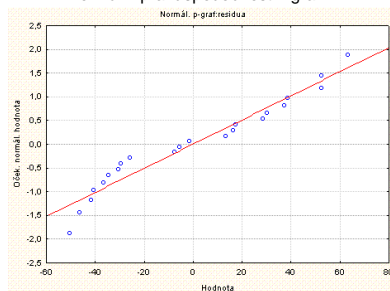
Naším modelem ANOVA jsme tedy vypočetli, že například průměrná hodnota koncentrace měřené látky se v první skupině rovná 282,7 + 33,9 = 316,6.

### Ověřování normality

Rezidua (zbytkové hodnoty) pro každé pozorování spočteme jako rozdíl mezi pozorovanou hodnotou a předpovídanou hodnotou:

LOK.	MĚŘENO	MODEL	REZIDUUM
A	276	316,6	-40,6
A	280	316,6	-36,6
A	275	316,6	-41,6
A	291	316,6	-25,6
A	347	316,6	30,4
A	354	316,6	37,4
A	380	316,6	63,4
A	330	316,6	13,4
B	206	256,4	-50,4
B	210	256,4	-46,4
B	226	256,4	-30,4
B	249	256,4	-7,4
B	255	256,4	-1,4
B	273	256,4	16,6
B	285	256,4	28,6
B	295	256,4	38,6
B	309	256,4	52,6
C	241	275,6	-34,6
C	246	275,6	-29,6
C	270	275,6	-5,6
C	293	275,6	17,4
C	328	275,6	52,4

Normální pravděpodobnostní graf



Statistika- Základní statistiky/tabulky – Popisné statistiky – Prav. & bod. grafy

### Ověřování předpokladu normality

• Vytvoříme nejprve graf předpovídaných hodnot vs. pozorovaných hodnot.

• Mají-li rezidua normální rozdělení, měl by tzv. normální pravděpodobnostní graf vytvořit přímku.

• Přítomnost jakýchkoli velkých odchylek by mohla znamenat doporučení transformace dat před provedením analýzy nebo nutnost provedení neparametrické verze testu.

• Jak je patrné z normálního grafu, v našem případě je sestavený model ANOVA vyhovující.

### Mnohonásobná porovnávání

- Analýza rozptylu nám pouze říká, že průměry nejsou stejné. Je třeba provést další analýzu, abychom zjistili, jak se liší.
- Jednou z možností je porovnat každou dvojici průměrů, nebo dvojice, které nás zajímají.
- Mnohonásobné testování významnosti dává vysokou pravděpodobnost, že bude nalezen významný rozdíl pouze náhodou.
- Například: test má 5% možnost chybného pozitivního výsledku (hladina významnosti  $\alpha$ ).
- To znamená, že při opakovaném testování bychom chybně zamítli nulovou hypotézu v 5 % případů – **tedy např. při padesáti testech uděláme při  $\alpha = 0,05$  2-3 chyby**.
- Kdybychom měli čtyři skupiny a porovnali je navzájem tak, že bychom provedli všech šest testů, potom by pravděpodobnost, že dostaneme nejméně jednu chybný pozitivní výsledek (**chyba prvního druhu**), byla mnohem větší než 5 %.

### Mnohonásobná porovnávání

Tato situace se označuje jako problém mnohonásobného porovnávání a pro jeho řešení existuje několik metod (např. Bonferroniho, Tukeyova, Newman-Keulsova, Duncanova, Fisherovo LSD (nejmenší významný rozdíl - Least Significant Difference) a Scheffého).

Úkolem každé metody je udržet danou hladinu pravděpodobnosti chyby prvního druhu (5 %) a v podstatě ji rozdělit mezi všechna porovnání.

## Mnohonásobná porovnávání

**Bonferroniho metoda:** Pro ta porovnání, která nás zajímají, provedeme modifikované t-testy s upravenou hladinou významnosti.

Tu získáme tak, že hladinu  $\alpha$  jednoduše vydělíme celkových počtem porovnání, která chceme provést.

Tato hodnota pak bude naší hladinou významnosti pro každý t-test.

Řekněme, že pro náš příklad chceme provést všechna možná porovnání - pro tři skupiny existují tři.

Naše hladina významnosti pro každé porovnání nebude tedy 5 %, ale  $(5/3) \% = 1,67 \%.$

Nulová a alternativní hypotéza jsou stejné jako pro obyčejný t test.

## Mnohonásobná porovnávání

Testová statistika t-testu se v tomto případě počítá následujícím způsobem:

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{S_e \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}}$$

Od běžného t-testu se liší ve jmenovateli – na místo rozptylu jen ze dvou skupin (které porovnáváme) použijeme sdruženou verzi rozptylu ze **všech** skupin, včetně těch, které nepoužíváme při porovnávání.

Za platnosti nulové hypotézy má testová charakteristika t rozdělení s  $v_e$  stupni volnosti.

Upravená hladina významnosti při třech skupinách (viz. výše) se rovná 1,67%.

Je-li tedy vypočtená hladina významnosti (p hodnota) menší než 0,0167, potom zamítáme nulovou hypotézu o rovnosti průměrů dvou testovaných skupin.

## Výsledky mnohonásobných porovnávání

**Příklad:** srovnání jednotlivých skupin:

první – druhá  $t = 3,22$   $p < 0,0167$   
 první – třetí  $t = 1,87$   $p > 0,0167$   
 druhá – třetí  $t = -0,90$   $p > 0,0167$

Výsledky ANOVA nám ukazují, že existuje významný rozdíl mezi průměry skupin 1 a 2.

## Příklad ANOVA v programu Statistica – část II. pokračování

1) Porovnání – 2) Více výsledků – 3) Bonferroniův

**Závěr: významně se liší lokality A, B**

## Jednofaktorová ANOVA – základní interpretace výsledků v programu Statistica

**Příklad:** Zjistěte, zda se významně liší hodnoty maximálních měsíčních nárazů větru naměřené v letech 1921 až 1923 na stanici Praha -Karlov

**Příklad řešený v EXCELU:**

D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O
1	FMAV21	FMAV22	FMAV23		Anova: jeden faktor						
2	25,8	25,0	19,7								
3	18,4	17,0	21,2		Faktor						
4	15,5	23,1	13,7		Výběr	Počet	Součet	Průměr	Rozptyl		
5	16,4	19,0	16,4		FMAV21	12	254,8	21,23333	28,36242		
6	16,1	16,1	21,7		FMAV22	12	242,6	20,21667	9,32687		
7	17,6	18,9	22,3		FMAV23	12	239,5	19,95833	10,86902		
8	16,7	23,6	19,4								
9	21,1	18,3	22,3								
10	28,6	18,3	17,2		ANOVA						
11	21,4	17,5	24,7		Zdroj variací	SS	Rozdíl	MS	F	Hodnota P	F krit
12	30,0	23,3	17,2		Mezi výběr	10,90389	2	5,451944	0,336897	0,716409	3,284918
13	27,2	22,5	23,7		Všechny v	534,0325	33	16,1626			
14	21,2	20,2	20,0								
15	5,068911	2,923991	3,155011		Celkem	544,9364	35				
16	254,8	242,6	239,5								

Hodnoty maximálních měsíčních nárazů větru pro  $\alpha=0,05$  se neliší

## Příklad ANOVA v programu Statistica

Statistica – ANOVA – jednofaktorová ANOVA – Rychlé nastavení

1) uspořádání vstupních dat  
 2) zadání vstupních dat pro ANOVA  
 3) výsledná tabulka ANOVA  
 4) testovací kritérium  
 5) odpovídající p-hodnota

## Neparametrická Analýza rozptylu (Kruskalův –Wallisův test)

- měření nejsou normálně rozdělena, jsou měřena na ordinální škále, ...
- využívá ne vlastních měřených hodnot, ale jejich pořadí (rank), které získáme jejich setříděním.

**Nulová hypotéza  $H_0$ :** Měření ve skupinách mají stejné mediány

$$H_0: \tilde{\mu}_1 = \tilde{\mu}_2 = \dots = \tilde{\mu}_m$$

**Alternativní hypotéza  $H_1$ :** Alespoň pro jednu dvojici  $i, j$  platí:

$$\tilde{\mu}_i \neq \tilde{\mu}_j$$

## Kruskalův –Wallisův test – obecný postup

- Uspořádáme všech  $n$  měření podle velikosti.
- Nahradíme hodnoty měření jejich pořadími
- Vypočítáme hodnoty  $SR_j$  – tj. součet pořadí měření ze skupiny  $j$
- Vypočítáme testovací charakteristiku  $H$  jako míru rozdílnosti mediánu pořadí ve skupinách

$$H = \left[ \frac{12}{n(n+1)} \sum_j \frac{(SR_j)^2}{n_j} \right] - 3(n+1)$$

- Pokud platí  $H_0$ , potom pro velká  $n_j$  má testovací statistika  $H$  přibližně  $\chi^2$  rozdělení
- Na zvolené hladině významnosti  $\alpha$  zamítáme  $H_0$ , pokud testovací statistika  $H$  je větší než kritická hodnota  $\chi^2$  rozdělení o  $m-1$  stupňů volnosti.
- A nebo: vypočtenému  $H$  příslušející  $p$  hodnota je menší než hladina významnosti  $\alpha$ .

## Kruskalův – Wallisův test příklad

Zjistěte, zda existuje významný rozdíl v názorech lidí žijících v různých lokalitách na ohrožení životního prostředí?



Tři skupiny respondentů po 10 členech.

- Skupina A – lidé pracující v chemickém závodě a bydlící v jeho okolí
- Skupina B – lidé pracující mimo lokalitu a bydlící v sousedství chemického závodu
- Skupina C – lidé, kteří nepracují v chemické továrně, ani nebydlí v jejím okolí

Výsledky dotazníku jsou v dispozici ve formě skóre.

## Kruskalův – Wallisův test - příklad

Vstupní data:

Skupina A		Skupina B		Skupina C	
skóre	pořadí	skóre	pořadí	skóre	pořadí
2	7	3	15	3	15
3	15	4	24	4	24
1	2	4	24	2	7
2	7	5	29,5	1	2
2	7	3	15	3	15
1	2	4	24	4	24
3	15	2	7	2	7
4	24	4	24	3	15
3	15	5	29,5	3	15
2	7	4	24	4	24

$$\sum R_A = 101 \quad \sum R_B = 216 \quad \sum R_C = 148$$

## Kruskalův –Wallisův test

Výpočet testovacího kritéria

$$H = \left[ \frac{12}{n(n+1)} \cdot \left( \frac{(\sum R_A)^2}{n_A} + \frac{(\sum R_B)^2}{n_B} + \frac{(\sum R_C)^2}{n_C} \right) \right] - 3(n+1)$$

$$H = \left[ \frac{12}{30 \cdot 31} \cdot \left( \frac{101^2}{10} + \frac{216^2}{10} + \frac{148^2}{10} \right) \right] - 3 \cdot 31 = 8,627$$

V tabulkách najdeme kritickou hodnotu  $\chi^2$  rozdělení pro  $\alpha = 0,05$  a pro  $v = m - 1$ , tedy 2 stupně volnosti: 5,991

**Závěr:** Odmítáme nulovou hypotézu. V názorech lidí žijících v různých lokalitách na ohrožení životního prostředí je statisticky významný rozdíl na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ .

## Kruskalův –Wallisův test - Statistica

Statistika – Neparametrická statistika –  
Porovnání více nezávislých vzorků (skupiny)

1	2	3	4	5	6	7	8	9
skóre	skupina	Prom5	Prom6	Prom7	Prom8	Prom9		
1	2	A						
2	3	A						
3	1	A						
4	2	A						
5	2	A						
6	1	A						
7	3	A						
8	4	A						
9	3	A						
10	2	A						
11	3	B						
12	4	B						
13	4	B						
14	5	B						
15	3	B						
16	4	B						
17	2	B						
18	4	B						
19	5	B						
20	4	B						
21	3	C						
22	4	C						
23	2	C						
24	1	C						
25	3	C						
26	2	C						
27	4	C						

Kruskal-Wallisova ANOVA založ. na poř. skóre (Tabulka1)  
Nezávislá (grupovací) proměnná : skupina  
Kruskal-Wallisův test: H (2, N=30) =9,246257 p =,008

Závislá skóre	Kód	Počet	Součet platných pořadí
A	102	10	101,0000
B	103	10	216,0000
C	104	10	148,0000

### Analyza rozptylu při dvojném třídění

Zkoumáme vliv dvou faktorů (např. A, B) na závisle proměnnou

a – počet úrovní faktoru A

b – počet úrovní faktoru B

$n_{ij}$  – počet objektů odpovídajících i-té úrovni faktoru A a j-té úrovni faktoru B

Často jsou všechny četnosti  $n_{ij}$  stejné:  $n_{ij} = c$  (tzv. vyvážené třídění)

	Chlapci (hladina B1)	Divky (hladina B2)
Metoda výuky 1 (hladina A1)	89 101	87 87
Metoda výuky 2 (hladina A2)	120 110	98 104
Metoda výuky 3 (hladina A3)	100 98	86 96

### Model ANOVA při dvojném třídění

$$x_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

$\mu$  - společná část průměru závisle proměnné

$\alpha_i$  - efekt faktoru A na úrovni  $i$  ( $i=1, \dots, a$ )

$\beta_j$  - efekt faktoru B na úrovni  $j$  ( $j=1, \dots, b$ )

$\gamma_{ij}$  - interakce mezi faktorem A na úrovni  $i$  a faktorem B na úrovni  $j$

$\varepsilon_{ijk}$  - náhodná chyba s nulovou střední hodnotou, normálním rozdělením a stejným rozptylem pro všechna  $i, j$ .

Pro každou kombinaci faktorů měříme  $c$  objektů ( $k=1,2,\dots,c$ ),  $c>1$

### Model ANOVA při dvojném třídění

Zkoumáme tři páry hypotéz:

H01:  $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_a = 0$

H11: Ne všechny efekty  $\alpha_i$  jsou nulové

H02:  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_b = 0$

H12: Ne všechny efekty  $\beta_j$  jsou nulové

H03: Mezi faktory A B není žádná interakce (všechna  $\gamma_{ij}=0$ )

H13: Některé interakce jsou nenulové

Testovací statistika F opět vychází z rozkladu čtverců odchylek měření od společného průměru  $\bar{x}$

Symbolicky:

$$S_T = S_A + S_B + S_I + S_e$$

$S_A, S_B$  – efekty faktorů

$S_I$  – interakce

$S_e$  – variabilita uvnitř skupin

### Tabulka výstupu z ANOVA při dvojném třídění

Zdroj variability	S	st. v.	MS	F	H <sub>0</sub>
faktor A	$S_A$	$a - 1$	$MS_A$	$MS_A/MS_e$	H <sub>01</sub>
faktor B	$S_B$	$b - 1$	$MS_B$	$MS_B/MS_e$	H <sub>02</sub>
interakce	$S_I$	$(a-1)(b-1)$	$MS_I$	$MS_I/MS_e$	H <sub>03</sub>
reziduální	$S_e$	$ab(c-1)$	$MS_e$		
Celkový rozptyl	$S_T$	$abc - 1$			

#### INTERAKCE:

Značí, že faktory nepůsobí izolovaně - jinými slovy nejsou nezávislé.

Faktory produkují větší (menší) efekt, než který bychom zjistili, kdybychom posuzovali každý faktor zvlášť.

Významné interakce způsobují, že jednotlivé faktory nevysvětlují veškerou variabilitu

Hypotézu o existenci (H03) či neexistenci (H13) interakcí zkoumáme jako první.

### Příklad – výsledky ANOVA při dvojném třídění

Zdroj variability	S	st. v.	MS	F	Kritická hodnota
faktor A	632	2	316	9,88	$F_{0,05}(2, 6) = 5, 14$
faktor B	300	1	300	9,36	$F_{0,05}(1, 6) = 5, 99$
interakce A x B	24	2	12	0,38	$F_{0,05}(2, 6) = 5, 14$
reziduální	192	6	32		
Celkový $S_T$	1148	11			