

# Přednáška 12: Shoda posuzovatelů

---

30. 11. 2021 | PSYn4790 | Psychometrika: Měření v psychologii  
Katedra psychologie, Fakulta sociálních studií MU

Hynek Cígler | [hynek.cigler@mail.muni.cz](mailto:hynek.cigler@mail.muni.cz)

# Posuzování/hodnocení v psychologii

---

## Posuzovací škály

- Intenzita prožitků, příznaků nemoci, ...

## Pozorování a observační studie

- Bylo / nebylo pozorováno nějaké chování? Do jaké kategorie zařadit to, co jsem pozoroval(a)?

## Psychologická diagnostika

- Diagnostický nálezn, skóry z checklistu, ...

## Hodnocení výkonu

- V rámci školní třídy, v testu, pořadí uchazečů při náboru zaměstnanců, ...

## Kódování v kvalitativním výzkumu

**... napadne vás ještě nějaký příklad?**

# Vřelost

---

## 1 – Výrazný nedostatek lásky

- Takto jsou hodnoceni rodiče respondenta, kteří nejenže nebyli oporou jeden druhému, ale odmítali vzájemně spolupracovat nebo spolu soupeřili, nechovali se k sobě nikterak láskyplně či ohleduplně. Takto se posuzují vztahy charakteristické přítomností hněvu a nepřátelských projevů nebo vztahy, v nichž se rodiče k sobě chovali chladně a nezúčastněně. Toto hodnocení se využívá také v případech, kdy jeden z rodičů druhého psychicky či fyzicky týral či zneužíval. Manželství, která byla ukončena rozvodem, se hodnotí v rozmezí bodů 1–3.

## 3 – Nedostatek vřelosti

- Vztah se vyznačuje mírnou, nicméně neadekvátní nebo nekonzistentní oporou. Potřeby jednoho nebo obou rodičů bývají občas uspokojeny, většinou jsou však přehlíženy. Tyto páry se vyznačují vzájemnou lhostejností, každý z partnerů žil víceméně vlastním životem, které se prolínaly pouze sporadicky. Toto hodnocení se užívá i pro páry, které spolu sice žily aktivně, ale jejich vzájemná interakce byla charakterizována spíše negativně, jednali spolu například s neúctou a s nedostatečným poskytováním opory.

## 5 – Ani neláskyplný, ani aktivně láskyplný

- Respondent hodnotí vztah svých rodičů jako „dobrý“ či „láskyplný“, ale neuvádí detaily, které by tento pohled potvrdily či vyvrátily. Pokud je k dispozici více detailů, lze říci, že rodiče poskytovali adekvátní emocionální oporu jeden druhému. Přestože nijak výrazně nerozuměli potřebám toho druhého, snažili se být si ve většině oblastí soužití nápomocni.

- Někteří respondenti se mohou při popisu soustředit na dovednosti rodičů v oblasti výchovy, a výzkumník/tazatel tak získává dojem, že manželství rodičů hrálo sekundární roli oproti výchově dětí, která byla pro pár prvořadá. Toto hodnocení také slouží jako průměrné hodnocení, pokud se manželé v minulosti nechovali k sobě láskyplně, ale tyto negativní epizody byly ve vztahu vystřídaný či vynahrazeny věrohodnými láskyplnými či obětavými činy.

## 7 – Láskyplný

- Přestože se ve vztahu mohly objevovat problémy, rodiče se vůči sobě projevovali láskyplným a chápajícím způsobem. Lze vytušit, že vztah byl plný důvěry a opory. Hodnocení 7 je odpovídající, pokud respondent souvisle a srdečně hovoří o vztahu rodičů a udává, že se k sobě pár choval s láskou, ale současně to dokládá menším množstvím specifických detailů.

## 9 – Velmi láskyplný

- Tito rodiče se k sobě aktivně chovali láskyplně a s vzájemnou náklonností a očividně se cítili dobře a užívali si vzájemnou společnost. Respondent uvádí konkrétní příklady, jak si byli jeho rodiče oporou sobě navzájem, partnersky, tak svým dětem jako rodiče. Poskytovali si navzájem přátelství a útěchu. Není nutné, aby byl vztah popisován jako absolutně perfektní, pro toto hodnocení se rozhodujeme tehdy, existují-li silné důkazy, že se rodiče navzájem milovali, respektovali a podporovali jeden druhého.

# Proč se zabývat shodou?

---

Kdo může zaručit „objektivitu“ posuzování/hodnocení?

- I pokud jsou hodnotící kritéria jasně definována, jsou stejně chápána a používána?

**Ověření reliability** výzkumné/diagnostické metody.

- **Hodnocení** na posuzovacích škálách, pozorování chování, hodnocení výkonu
- **Administrace** diagnostických metod – vliv administrátora

Zajištění **interní validity** výzkumných designů.

- Shoda posuzovatelů, pozorovacích schémat atp.

# Co dělat s (ne)shodou?

---

Shodu můžeme „**vynutit**“ (např. použít průměrné hodnocení)

- Tím se ale připravujeme o informace.

... nebo ji můžeme nějak **kvantifikovat** a vyjádřit její míru.

- Míra (ne)shody je důležitý a interpretovatelný údaj.

Po kvantifikaci můžeme (ne)shodu efektivněji **studovat**

- Jak velké jsou mezi hodnotiteli rozdíly?
- Jsou tyto rozdíly náhodné?
- Jsou tyto rozdíly systematické (např. rozdílně „přísní“ hodnotitelé)?

# Dvě hlavní použití míry (ne)shody<sup>1</sup>

---

Lze několik různých hodnocení „redukovat“ na jediný údaj?

- Kolik spolu mají hodnocení „společného“, jde stále o tu stejnou proměnnou?

Jaká je reliabilita takovéto redukce v případě...

- ... průměrného/výsledného hodnocení několika hodnotiteli?
- ... hodnocení jedním hodnotitelem?



<sup>1</sup> dle Cíglera a Širůčka, nejde o autoritativní zdroj

# Proč je o tom samostatná přednáška?

---

1. Typicky zobecňujeme na všechny potenciální hodnotitele.
  - „Absolutní D-studie“ z pohledu GT.
2. Velmi často nominální nebo ordinální proměnné.
3. Přítomné i v kvalitativním výzkumu.

# Dva hlavní typy neshody

---

1. Nesystematický rozdíl mezi hodnotiteli.

- Náhodný rozdíl.

2. Systematický rozdíl mezi hodnotiteli.

- Rozdíl v poměru, průměru...

...zpravidla ale pozorujeme kombinaci obou typů.

# Nominální proměnné

---

*Při náboru do armády posuzují dva psychologové, jestli se rekruti hodí spíš na pilota nebo na tankistu.*

## **Systematický rozdíl**

- Rozdíl v poměru.
- Jeden z psychologů může dávat více závěrů „pilot“ než druhý.

## **Nesystematický rozdíl**

- Oba psychologové mají tento poměr stejný, ale neshodnou se v určitém procentu % případů.

# Nominální proměnné

SYSTEMATICKÁ  
( $\kappa = 0,6$ , shoda 80 %)

	B		
A	30	0	30
	20	50	70
	50	50	100

NESYSTEMATICKÁ  
( $\kappa = 0,6$ , shoda 80 %)

	B		
A	40	10	50
	10	40	50
	50	50	100

SMÍŠENÁ  
( $\kappa = 0,4$ , shoda 70 %)

	B		
A	25	5	30
	25	45	70
	50	50	100

# (Alespoň) ordinální proměnné

---

*Během náboru zaměstnanců mají dva psychologové za úkol obodovat každého uchazeče na stupnici 0–10.*

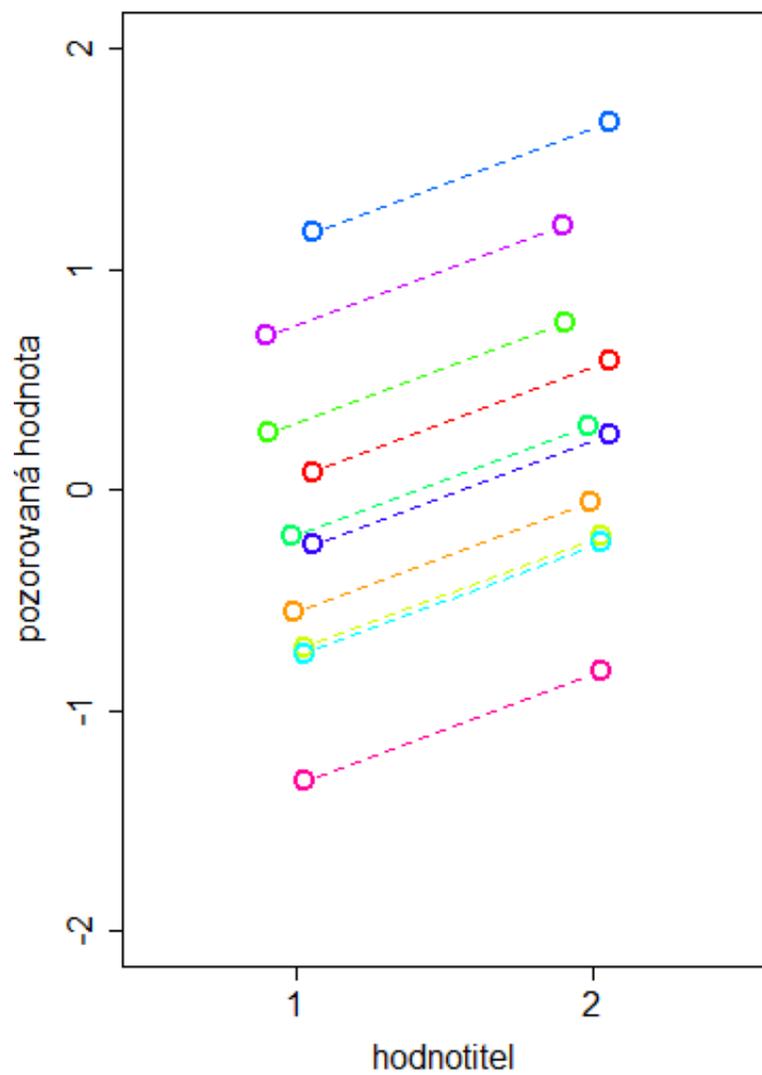
## **Systematický rozdíl**

- Rozdíl v průměru.
- Jeden z psychologů je „přísnější“ a hodnotí každého méně body.

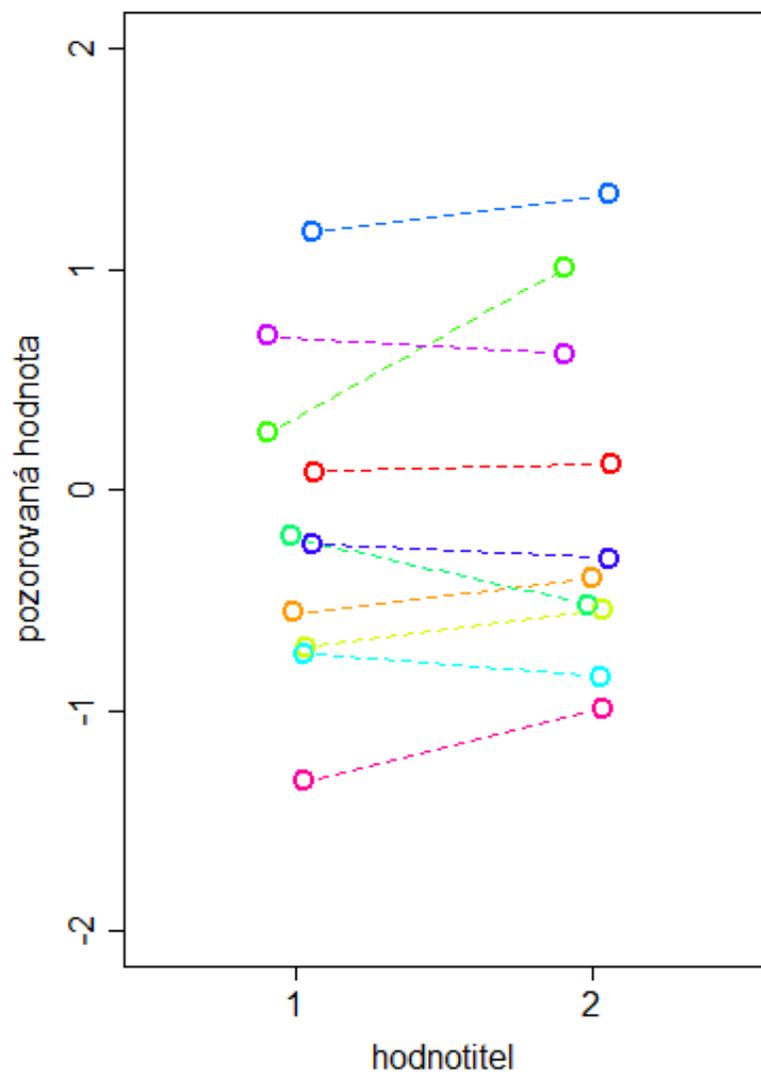
## **Nesystematický rozdíl**

- Oba psychologové se neshodnou na tom, kdo je nejlepší, kdo druhý nejlepší, třetí nejlepší, atd.

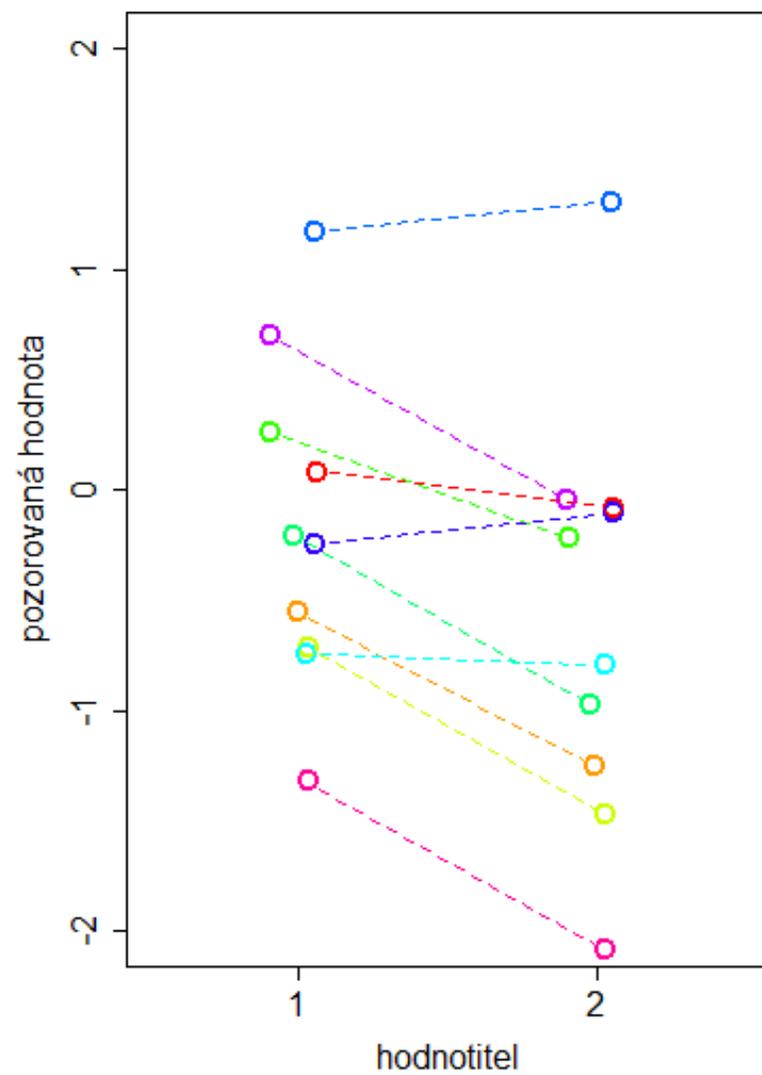
**systematická neshoda**



**nesystematická neshoda**



**smíšená**



# Míra shody

Vpravo je odhad vnitrotřídní korelace na datech z předchozího slidu.

Systematická shoda:

- Relativní ICC(3,1) = 1
- Absolutní ICC < 1

Nesystematická:

- Všechny koeficienty jsou shodné

Smíšená:

- Různorodé výsledky.

```
> psych::ICC(data.frame(dat1, dat2a), lmer = F)
Call: psych::ICC(x = data.frame(dat1, dat2a), lmer = F)
```

Intraclass correlation coefficients

	type	ICC	F	df1	df2	p	lower bound	upper bound
Single_raters_absolute	ICC1	0.79	8.7e+00	9	10	1.1e-03	0.485	0.93
Single_random_raters	ICC2	0.81	6.9e+31	9	9	3.5e-142	0.018	0.96
Single_fixed_raters	ICC3	1.00	6.9e+31	9	9	3.5e-142	1.000	1.00
Average_raters_absolute	ICC1k	0.89	8.7e+00	9	10	1.1e-03	0.653	0.96
Average_random_raters	ICC2k	0.90	6.9e+31	9	9	3.5e-142	0.035	0.98
Average_fixed_raters	ICC3k	1.00	6.9e+31	9	9	3.5e-142	1.000	1.00

```
Number of subjects = 10      Number of Judges = 2>
```

```
> psych::ICC(data.frame(dat1, dat2b), lmer = F)
Call: psych::ICC(x = data.frame(dat1, dat2b), lmer = F)
```

Intraclass correlation coefficients

	type	ICC	F	df1	df2	p	lower bound	upper bound
Single_raters_absolute	ICC1	0.93	26	9	10	8.2e-06	0.79	0.98
Single_random_raters	ICC2	0.93	27	9	9	1.8e-05	0.79	0.98
Single_fixed_raters	ICC3	0.93	27	9	9	1.8e-05	0.79	0.98
Average_raters_absolute	ICC1k	0.96	26	9	10	8.2e-06	0.89	0.99
Average_random_raters	ICC2k	0.96	27	9	9	1.8e-05	0.89	0.99
Average_fixed_raters	ICC3k	0.96	27	9	9	1.8e-05	0.88	0.99

```
Number of subjects = 10      Number of Judges = 2>
```

```
> psych::ICC(data.frame(dat1, dat2c), lmer = F)
Call: psych::ICC(x = data.frame(dat1, dat2c), lmer = F)
```

Intraclass correlation coefficients

	type	ICC	F	df1	df2	p	lower bound	upper bound
Single_raters_absolute	ICC1	0.80	8.9	9	10	1.0e-03	0.50	0.93
Single_random_raters	ICC2	0.81	18.2	9	9	9.6e-05	0.25	0.94
Single_fixed_raters	ICC3	0.90	18.2	9	9	9.6e-05	0.70	0.97
Average_raters_absolute	ICC1k	0.89	8.9	9	10	1.0e-03	0.66	0.96
Average_random_raters	ICC2k	0.89	18.2	9	9	9.6e-05	0.41	0.97
Average_fixed_raters	ICC3k	0.94	18.2	9	9	9.6e-05	0.83	0.98

```
Number of subjects = 10      Number of Judges = 2
```

```
>
```

# Jaké otázky si klást?

---

## Kdo se má shodovat s kým?

- **Shoda administrátorů:** Vede individuální vyšetření různými administrátory ke stejným výsledkům? (WISC...)
- **Shoda hodnotitelů:** Ohodnotí již získaný protokol různí lidé stejně? (ROR; kvalitativní výzkum).
- **Intra-rater reliability:** Obdobné otázky, ale pro jednoho administrátora/hodnotitele v různých časech.

## Kolik bylo hodnotitelů?

- Dva (a nebo jeden dvakrát).
- Tři a více (nebo jeden alespoň třikrát).

# Typy proměnných a související hypotézy

---

## **Nominální** nebo **ordinální**

- Jaká je absolutní/relativní míra shody 2 nebo více osob?

## **Ordinalní**

- Jaká je míra shody v pořadí hodnocených osob?
- Jaká je míra shody ve střední hodnotě?
- Absolutní shoda (pořadí a střední hodnoty dohromady).

## **Intervalová/poměrová**

- Jaká je míra shody v pořadí hodnocených osob?
- Jaká je míra shody ve střední hodnotě?
- Absolutní shoda (pořadí a střední hodnoty dohromady).

- V psychologické diagnostice je typickým postupem ověření shody v případě položek nominálními či ordinálními statistikami (analogie korigovaných korelací se škálou) a pro celkové skóry intervalovými statistikami.

# Statistiky pro odhad shody posuzovatelů

---

# Nominální proměnné (n = 2)

---

## Cohenovo kappa

- Kolikrát je shoda hodnotitelů vyšší než náhodná shoda?

$$\kappa = \frac{P_o - P_e}{1 - P_e}$$

- $P_o$  = pozorovaná shoda hodnocení
- $P_e$  = shoda hodnocení očekávaná na základě prosté náhody
- Signifikance: chí-kvadrát test (ale lze spočítat přímo chyba odhadu).

# Nominální proměnné (n = 2)

	0	1	SUM
0	35	13	48
1	3	49	52
SUM	38	62	100

$$\kappa = \frac{P_o - P_e}{1 - P_e}$$

Pozorovaná shoda hodnocení:

- $P_o = \frac{35+49}{100} = 0,84$

Očekávaná shoda hodnocení na základě náhody:

- $P_e = \left(\frac{35+3}{100} \cdot \frac{35+13}{100}\right) + \left(\frac{13+49}{100} \cdot \frac{3+49}{100}\right) = 0,505$
- V případě, že by oba odpovídali zcela nezávisle na sobě, shodli by se v 50,5 % případů.

Kohenovo kappa:  $\kappa = \frac{P_o - P_e}{1 - P_e} = \frac{0,84 - 0,505}{1 - 0,505} = 0,677$

Kritika za příliš silnou penalizaci  $P_e$  (Grant et al., [2017](#)).

# Nominální proměnné (n = 2)

---

## Cohenovo kappa

$$\kappa = \frac{P_o - P_e}{1 - P_e} = \frac{0,84 - 0,505}{1 - 0,505} = 0,677$$

**Interpretace:** Podíl nárůstu shody oproti náhodné shodě je 0,68 maximálního možného nárůstu.

Cohenovo kappa nabývá hodnot mezi -1 a 1.

- Interpretace vzdáleně podobná korelaci, ale měřítko je jiné.
- Více k interpretaci: Warrens, M. J. (2015). Five Ways to Look at Cohen's Kappa. *Journal of Psychology & Psychotherapy*, 5(4). <https://doi.org/10.4172/2161-0487.1000197>

Proč není dobré  
používat procentuální shodu?

---

# Proč není dobré používat procentuální shodu?

	0	1	SUM
0	42	4	46
1	4	50	54
SUM	46	54	100

$$P_o = 0,920$$
$$P_e = 0,503$$
$$\kappa = 0,839$$

	0	1	SUM
0	1	4	5
1	5	91	95
SUM	5	95	100

$$P_o = 0,920$$
$$P_e = 0,905$$
$$\kappa = 0,158$$

Použití % shody je téměř vždy špatně. Zpravidla **nadhodnocuje** skutečnou míru shody!

# Nominální proměnné ( $n > 2$ )

---

Cohenovo kappa je určeno jen pro dva hodnotitele.

Pro  $n$  hodnotitelů je zobecněním Fleissovo kappa.

Stejná logika a interpretace, pouze složitější výpočet.

- Jednoduše jen multidimenzionální kontingenční tabulka.
- Může být výpočetně náročnější; důležitá je volba [efektivního algoritmu](#).

# Ordinální proměnné

---

Lze do jisté míry použít běžné statistiky, které už znáte:

Shoda středních hodnot (přísnost hodnotitelů):

- 2 hodnotitelé: Mann-Whitney („neparametrický t-test“).
- N hodnotitelů: Kruskal-Wallis („neparametrická ANOVA“).

Shoda pořadí:

- 2 hodnotitelé: Běžná pořadová korelace (Spearman, Kendall) pro shodu pořadí.
- N hodnotitelů: Kendallův koeficient konkordance (W) – viz dále

...ale máme k dispozici lepší nástroje 😊

# Ordinální proměnné (n=2)

Můžeme k nim přistupovat jako k nominálním proměnným, ale výsledkem je obvykle podhodnocení shody

Řešením je **vážená Cohenova kappa (weighted kappa)**.

Neshody jsou váženy různým způsobem – čím dále od diagonály, tím jde o větší neshodu

- Jak vážit?
- lineární váhy (vzdálenost od diagonály)
- kvadratické váhy (vzdálenost od diagonály<sup>2</sup>)
- vlastní váhy

shoda		hodnotitel A		
		1	2	3
hodnotitel B	1	<b>15</b>	<b>12</b>	<b>1</b>
	2	<b>9</b>	<b>23</b>	<b>5</b>
	3	<b>0</b>	<b>8</b>	<b>17</b>

# Ordinální proměnné (n=2)

Běžná (kategorická) kappa:  $\kappa = 0,401$ .

Ordinální kappa (lineární váhy):  $\kappa_{wlin} = 0,502$ .

Ordinální kappa (kvadratické váhy):  $\kappa_{wquad} = 0,620$ .

- Asi nejčastější případ.
- Vzdálenost je v řádku i sloupci... proto na druhou.

Matice vah ale může být libovolná.

- Např. i stejné váhy pro různá pole.

shoda		hodnotitel A		
		1	2	3
hodnotitel B	1	<b>15</b>	<b>12</b>	<b>1</b>
	2	<b>9</b>	<b>23</b>	<b>5</b>
	3	<b>0</b>	<b>8</b>	<b>17</b>

lineární váhy		hodnotitel A		
		1	2	3
hodnotitel B	1	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>2</b>
	2	<b>1</b>	<b>0</b>	<b>1</b>
	3	<b>2</b>	<b>1</b>	<b>0</b>

kvadr. váhy		hodnotitel A		
		1	2	3
hodnotitel B	1	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>4</b>
	2	<b>1</b>	<b>0</b>	<b>1</b>
	3	<b>4</b>	<b>1</b>	<b>0</b>

# Ordinální proměnné (n>2)

---

## Vážená Fleissova kappa

- Kombinace Fleissovy kappy a vážené Cohenovy kappy
- Bere v potaz shodu pořadí i středních hodnot

## Shoda pořadí: **Kendallův koeficient konkordance (W)**

- Odpovídá na otázku, nakolik hodnotitelé udávají stejné pořadí.
- Analogie Spearmanovy pořadové korelace pro více hodnotitelů.
- $W = \bar{\rho} - \frac{\bar{\rho}-1}{k}$ , kde  $\bar{\rho}$  je průměrná Spearmanova korelace napříč všemi páry hodnotitelů a  $k$  je počet hodnotitelů.

# Intervalové proměnné

---

Opět lze do jisté míry použít běžné statistiky.

Shoda průměrů (přísnost hodnotitelů):

- 2 hodnotitelé: t-test
- N hodnotitelů: one-way ANOVA

Shoda pořadí:

- 2 hodnotitelé: Pearsonova korelace
- N hodnotitelů: Cronbachova alfa

... ale máme k dispozici lepší nástroje 😊 (ano, už zase...)

# Intervalové proměnné

---

## Teorie zobecnitelnosti 😊

Pro zjednodušení jsou definovány 2×3 základní typy intra-class korelací, které jsou konkrétními speciálními případy teorie zobecnitelnosti.

- Historicky ale starší přístup předcházející GT (Fisher, zřejmě [1925](#)).

Intra-class korelace: Jak moc se podobají hodnoty v rámci stejných tříd?

- Vnitrotřídní korelace.

Inter-class korelace: Jak moc se podobají hodnoty napříč třídami?

- Příkladem je Pearsonova korelace.

Třídou je myšlen subjekt pozorování (typicky respondent).

# Intra-class / vnitrotřídní korelace (ICC)

---

*One key difference between the two statistics is that **in the ICC, the data are centered and scaled using a pooled mean and standard deviation, whereas in the Pearson correlation, each variable is centered and scaled by its own mean and standard deviation.** This pooled scaling for the ICC makes sense because all measurements are of the same quantity (albeit on units in different groups).*

*For example, in a paired data set where each "pair" is **a single measurement made for each of two units** (e.g., weighing each twin in a pair of identical twins) rather than two different measurements for a single unit (e.g., measuring height and weight for each individual), the ICC is a more natural measure of association than Pearson's correlation.*

Popis originální definice ICC podle Fishera ([Wikipedie](#))

# Intra-class / vnitrotřídní korelace (ICC)

---

## PEARSONOVA KORELACE

$$\rho_{X,Y} = \frac{\mathbb{E}[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]}{\sigma_X \sigma_Y} \quad (\text{Eq.2})$$

where:

$\sigma_Y$  and  $\sigma_X$  are defined as above

$\mu_X$  is the mean of  $X$

$\mu_Y$  is the mean of  $Y$

$\mathbb{E}$  is the expectation.

## VNITROTŘÍDNÍ KORELACE

$$r = \frac{1}{Ns^2} \sum_{n=1}^N (x_{n,1} - \bar{x})(x_{n,2} - \bar{x}),$$

where

$$\bar{x} = \frac{1}{2N} \sum_{n=1}^N (x_{n,1} + x_{n,2}),$$

$$s^2 = \frac{1}{2N} \left\{ \sum_{n=1}^N (x_{n,1} - \bar{x})^2 + \sum_{n=1}^N (x_{n,2} - \bar{x})^2 \right\}$$

# Intra-class / vnitrotřídní korelace

---

Dva krát tři typy / modely (proč modely?) podle Shrouta a Fleisse ([1979](#)):

ICC1: každý subjekt je hodnocen stejným počtem **různých náhodných** hodnotitelů, kteří jsou ale **pokaždé jiní**.

- Hodnotitelé jsou striktně paralelními a pro každé měření znovu a náhodně losovanými testy.

ICC2: každý subjekt je hodnocena **stejnými náhodnými** hodnotiteli, ti jsou **pokaždé stejní**.

- Zobecňujeme na všechny hodnotitele, absolutní D-studie.
- Typicky je tohle to, co chcete.

ICC3: každý subjekt je hodnocen **stejnými nenáhodných** hodnotiteli.

- Zobecňujeme pouze na daný vzorek hodnotitelů, relativní D-studie.

# Intra-class / vnitrotřídní korelace

---

Tyto tři modely se dále dělí podle toho, jestli reálně dochází k:

- Udělení jednoho hodnocení jedním hodnotitelem:  $ICC(x, 1)$ 
  - Reliabilita jednoho posuzovatele.
- Udělení průměrného hodnocení od všech hodnotitelů:  $ICC(x, k)$ .
  - Kde  $k$  je počet hodnotitelů; například  $ICC(2, 3)$  pro ICC II. typu a 3 hodnotitele.
  - Reliabilita průměru posuzovatelů.

$ICC(3, k)$  je shodná s Cronbachovou alfou.

- Relativní D-studie napříč všemi položkami, které jsou „fixed“.

Odhad s pomocí ANOVA nebo smíšeného (mixed) lineárního modelu.

# Vnitrotřídní korelace pro P×I design

Shrout a Fleiss (nejběžněji používané)	McGraw a Wong (občasně používané)	GT design
ICC(1,1)	One-way random, single score ICC(1)	I:p (jediná faseta plus error, $N_e=1$ )
ICC(2,1)	Two-way random, single score ICC(A,1)	p×I (absolutní, $N_i = 1$ )
ICC(3,1)	Two-way mixed, single score ICC(C,1)	p×I (relativní, $N_i = 1$ )
ICC(1,k)	One-way random, average score ICC(k)	I:p (jediná faseta plus error, $N_e=k$ )
ICC(2,k)	Two-way random, average score ICC(A,k)	p×I (absolutní, $N_i = k$ )
ICC(3,k)	Two-way mixed, average score ICC(C,k)	p×I (relativní, $N_i = k$ )



# Krippendorfova alfa

---

Zobecnění konceptu klasického koeficientu alfa (např. Cronbachovy).

Cronbachova alfa:  $\alpha = 1 - \frac{\text{chybový rozptyl}}{\text{celkový rozptyl}}$

- (plus nějaké korekce na počet stupňů volnosti)

Krippendorfova alfa:

$$\alpha = 1 - \frac{\text{pozorovaná neshoda}}{\text{očekávaná neshoda}} \sim 1 - \frac{\text{rozdílnost v hodnocení subjektů}}{\text{rozdílnost subjektů} + \text{rozdílnost v hodnocení subjektů}}$$

Použitelné pro nominální, ordinální i intervalové proměnné a libovolný počet hodnotitelů.

- Jen se různým způsobem vyjádří pozorovaná a očekávaná neshoda.
- **Díky tomu stejný význam napříč různými typy proměnných, koeficienty lze srovnávat!**
- Použitelné i v případě chybějících dat.

# Kde začít? Software

---

SPSS: scale (ICC), crosstabs (kappa) a pluginy.

R: zejm. balíčky `irr`, `raters`, `concord`, `psych`.

Reálně existuje mnohem větší množství dalších koeficientů.

- Je v tom celkově zmatek.
- Pokusil jsem se představit ty hlavní a nejčastěji používané.

# Diskuze

---

Který typ neshody je větší problém? Systematická vs. nesystematická?

- V jakých situacích?

Jaké důsledky má zpravidla systematická vs. nesystematická neshoda na odhad reliability např. ve standardizační studii inteligenčního testu?

Co mají společného Cronbachova alfa a Kendallův koeficient konkordance?

# Kazuistika: Přijímací zkoušky do NMGR studia

---

Cígler, H., Ježek, S., Širůček, J., & Lacinová, L. (2022, in press). Hodnocení bakalářských prací jako přijímací kritérium do navazujícího magisterského studia: Psychometrická kazuistika. *Studia Paedagogica*.

## Odkazy:

- Popularizace: <https://psych.fss.muni.cz/cosedaje/aktuality/prijimaci-zkouska-hodnoceni-bp>
- Preprint: <https://psyarxiv.com/dt7nr>
- Data: <https://doi.org/10.17605/OSF.IO/QX5U7>