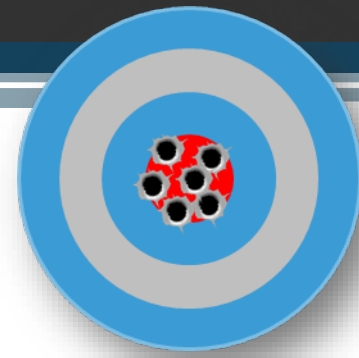


Pouzdanost u različitim modelima merenja

Psihometrija 2

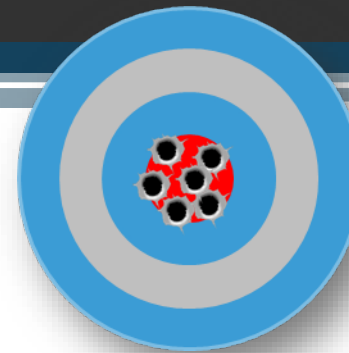
Prof. dr Bojan Janičić



Model uzorkovanja iz domena

- Osnovna jednakost:

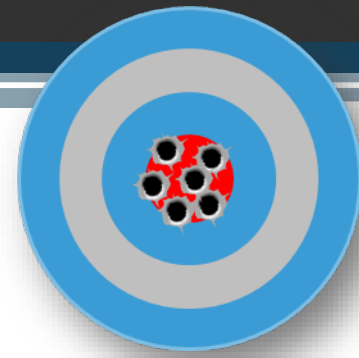
$$\bar{r}_{j.} = \bar{r}_{jk} = r_{jT}^2 = r_{tt}$$



M
prosečna korelacija nekog
testa sa svim ostalim iz
domena (najbolja procena
pouzdanosti)
nja iz domena

- Osnovna jednakost:

$$\bar{r}_{j.} = \bar{r}_{jk} = r_{jT}^2 = r_{tt}$$

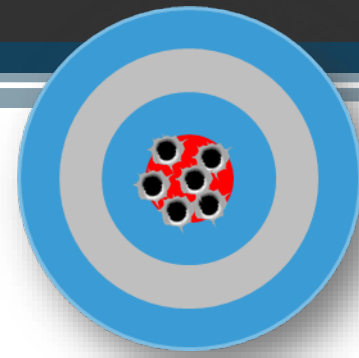


Model uzorkovanja iz domena

prosečna korelacija
testova u domenu

- Osnovna jednakost:

$$\bar{r}_{j.} = \bar{r}_{jk} = r_{jT}^2 = r_{tt}$$



Model uzorkovanja iz demona

- Osnovna jednakost:

kvadrat korelacije
sa pravim skorom
(svim testovima)

$$\bar{r}_{j.} = \bar{r}_{jk} = r_{jT}^2 = r_{tt}$$

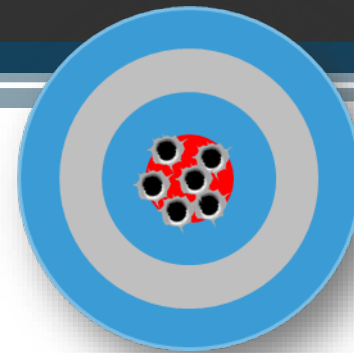
Model uzorkovanja iz domena

- Osnovna jednakost:

$$\bar{r}_{j.} = \bar{r}_{jk} = r_{jT}^2 = r_{tt}$$



pouzdanost

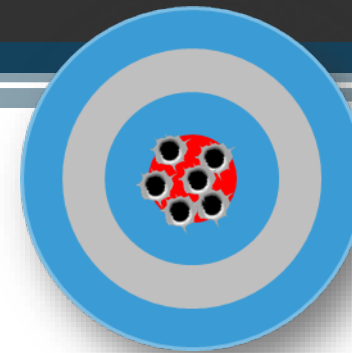


Model uzorkovanja iz domena

- Osnovna jednakost:

$$\bar{r}_{j.} = \bar{r}_{jk} = r_{jT}^2 = r_{tt}$$

Najbolja procena koeficijenta pouzdanosti bilo kog testa u domenu je prosečna korelacija tog testa sa svim ostalim testovima jednake dužine iz istog domena



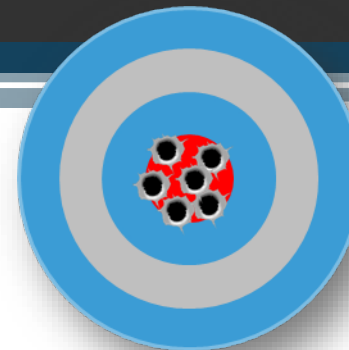
Model uzorkovanja iz domena

- Svi slučajno izabrani testovi iste dužine iz nekog domena predstavljaju paralelne indikatore
- Korelacija između dva paralelna indikatora ima status koeficijenta pouzdanosti
- Pošto model ne zahteva da svi indikatori imaju jednake korelacije već da su prosečne korelacije svakog testa sa svim ostalim – jednake
- ...sledi da je najbolja procena pouzdanosti je prosečna (ili *očekivana*) korelacija testa sa svim ostalim iz domena
- Alpha je *očekivana* (prosečna) korelacija testa sa nekom njegovom alternativnom formom

moguće jer je domen beskonačan

prosek ili "statističko očekivanje"

$$\alpha = \frac{m}{m-1} \left(1 - \frac{\sum_{j=1}^m \sigma_j^2}{\sigma_Y^2} \right)$$



Alpha prema modelu uzorkovanja iz domena

- Očekivana (prosečna) korelacija testa sa nekom njegovom alternativnom formom
 - Ta forma nije izmerena

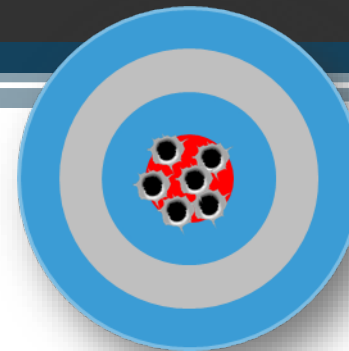
	X	Y
X	C_x	C_{xy}
Y	C_{xy}	C_y

C – matrice kovarijansi ajtema

X – mereni test

Y – hipotetički test koji nije meren

po modelu X i Y imaće jednake **prosečne** dijagonalne i vandijagonalne elemente



Alpha prema modelu uzorkovanja iz domena

- Korelacija testova X i Y može se napisati i ovako:

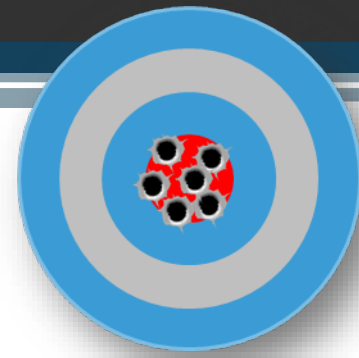
prosečna kovarijansa ajtema
merenog testa x i nemerenog testa y

$$r_{xy} = \frac{\overline{C}_{xy}}{\sqrt{\overline{C}_x \overline{C}_y}} = \alpha$$

prosečne kovarijanse ajtema testa x i
prosečne kovarijanse ajtema testa y

pošto po modelu imaju jednake
prosečne dijagonalne i vandijagonalne
elemente to je isto što i:

$$\sqrt{\overline{C}_x \overline{C}_x} \text{ odnosno } \overline{C}_x$$

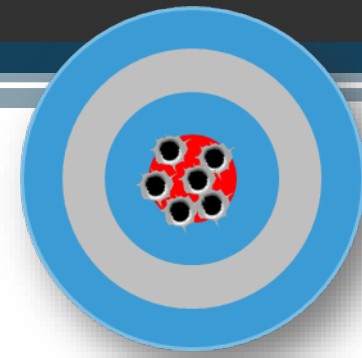


Alpha prema modelu uzorkovanja iz domena

- Korelacija testova X i Y može se napisati i ovako:

$$r_{xy} = \frac{\overline{C}_{xy}}{\overline{C}_x} = \alpha$$

Alpha prema modelu uzorkovanja iz domena

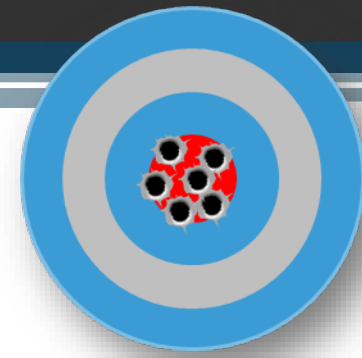


Može se proceniti iz \overline{C}_x sabiranjem vandijagonalnih elemenata i množenjem sa $m/(m-1)$

$$r_{xy} = \frac{\overline{C}_{xy}}{\overline{C}_x} = \alpha$$

Na osnovu pretpostavke modela o jednakim prosečnim korelacijama

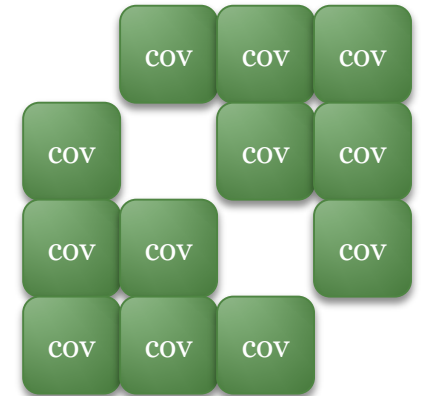
Alpha prema modelu uzorkovanja iz domena



Može se proceniti iz \bar{C}_x sabiranjem vandijagonalnih elemenata i množenjem sa $m/(m-1)$

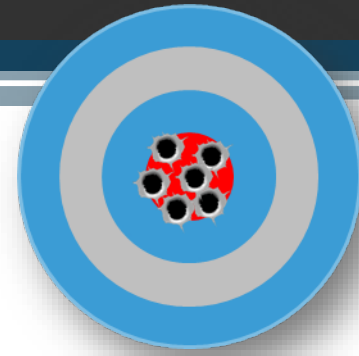
$$r_{xy} = \frac{\bar{C}_{xy}}{\bar{C}_x} = \alpha$$

Ne zanima nas dijagonala



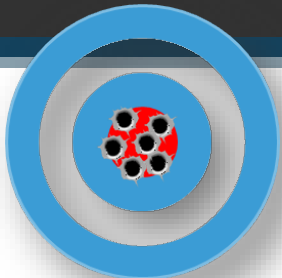
Na osnovu pretpostavke modela o jednakim prosečnim korelacijama

Alpha prema
modelu uzorkovanja iz domena

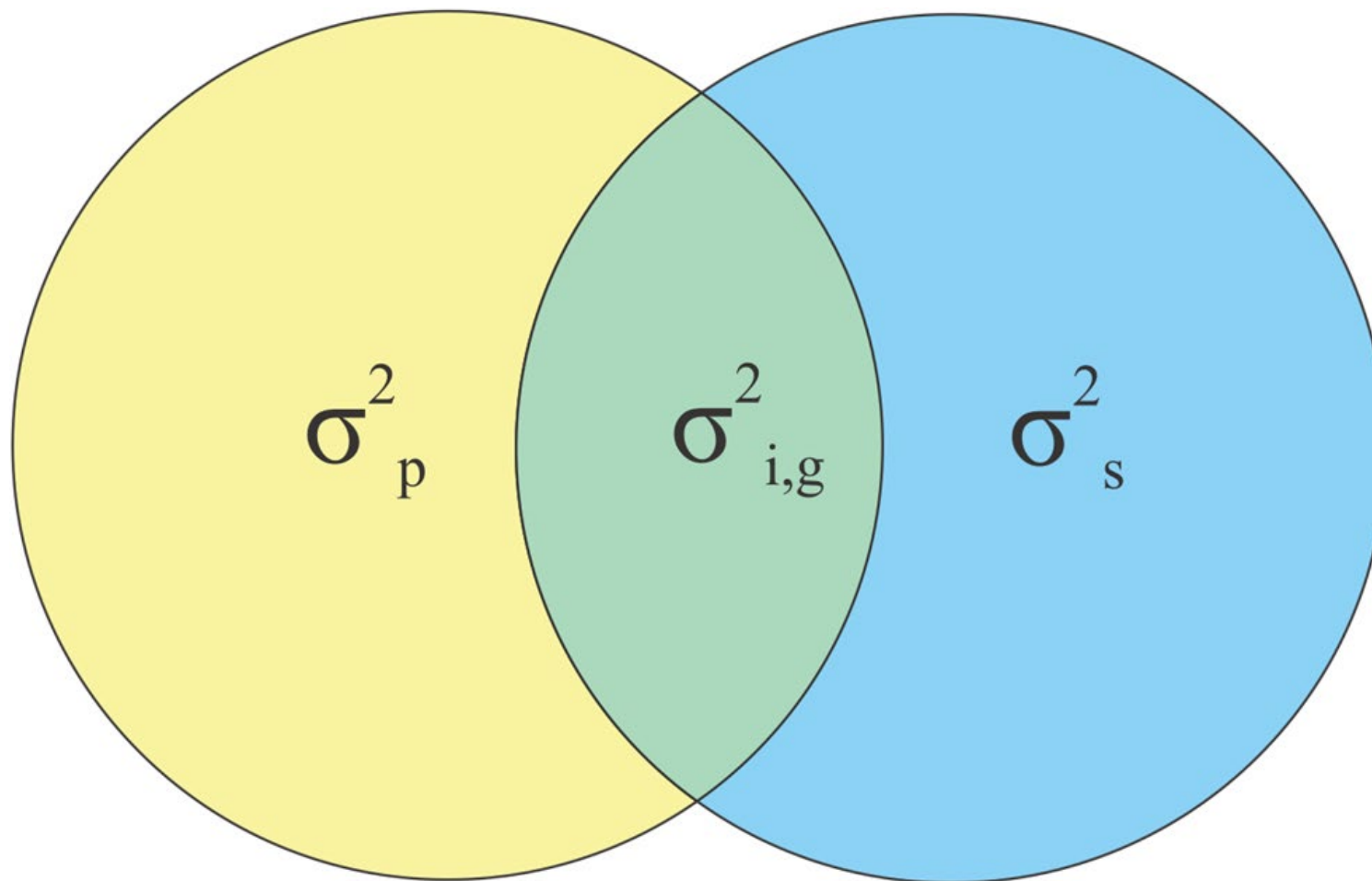


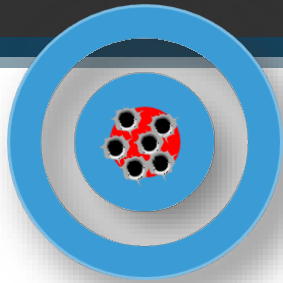
$$r_{xy} = \frac{\overline{C}_{x \frac{m}{m-1}}}{\overline{C}_x} = \alpha$$

Uopšte nije potrebno meriti Y



Pouzdanost u G teoriji





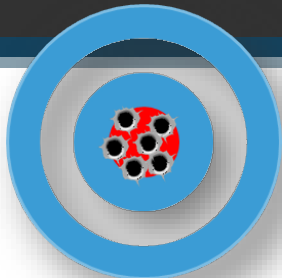
Pouzdanost u G teoriji

- Računaju se komponente varijanse faceta
 - Dobro je ako je varijansa faceta mala, a varijansa subjekata velika

komponente
varijanse na
populaciji

ANOVA za jednofacetni nacrt – ocene komponenti varijanse

Izvor varijabiliteta	Suma kvadrata	Stepeni slobode	Srednji kvadrati
Subjekti (s)	SS_s	$df_s = n_s - 1$	$MS_s = SS_s/df_s$
Posmatrači (p)	SS_p	$df_p = n_p - 1$	$MS_p = SS_p/df_p$
Rezidual (i, g)	$SS_{i,g}$	$df_{i,g} = (n_s - 1)(n_p - 1)$	$MS_{i,g} = SS_{i,g}/df_{i,g}$

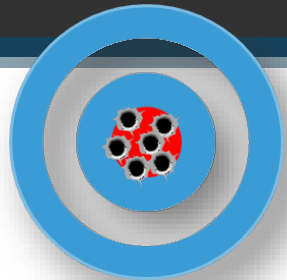


Koeficijenti generalizabilnosti

- Koriste se intraklasni koeficijenti korelacije
- Jedan od jednostavnih i uobičajenih je ICC(3,k)

$$\rho_{rel}^2 = \frac{\hat{\sigma}_s^2}{\hat{\sigma}_s^2 + \hat{\sigma}_{i,g}^2 / n_p} = \frac{MS_s - MS_{i,g}}{MS_s} = ICC(3, k)$$

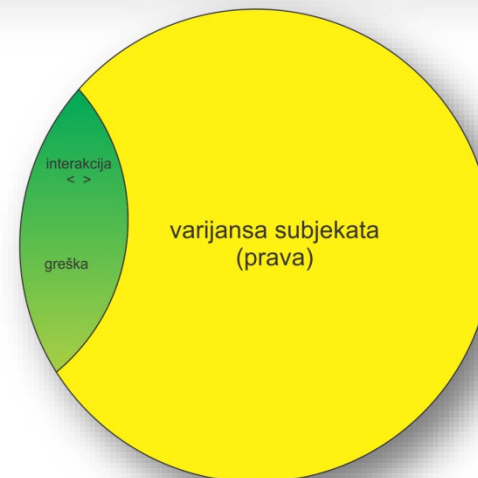
- koristi se za relativno odlučivanje, bez gnežđenja faceta i za slučajne facete
- jednak alfi (na jednofacetnom nacrtu, sa slučajnom facetom, potpuno ukrštenom)
- ICC(2,k) je za apsolutno odlučivanje
- ICC(1,.) za ugneždeni nacrt

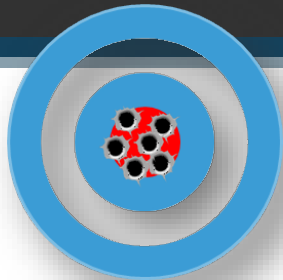


ICC(3,k)

- Relativno odlučivanje

$$\rho_{rel}^2 = \frac{\hat{\sigma}_s^2}{\hat{\sigma}_s^2 + \hat{\sigma}_{i,g}^2 / n_p} = \frac{MS_s - MS_{i,g}}{MS_s} = ICC(3,k)$$



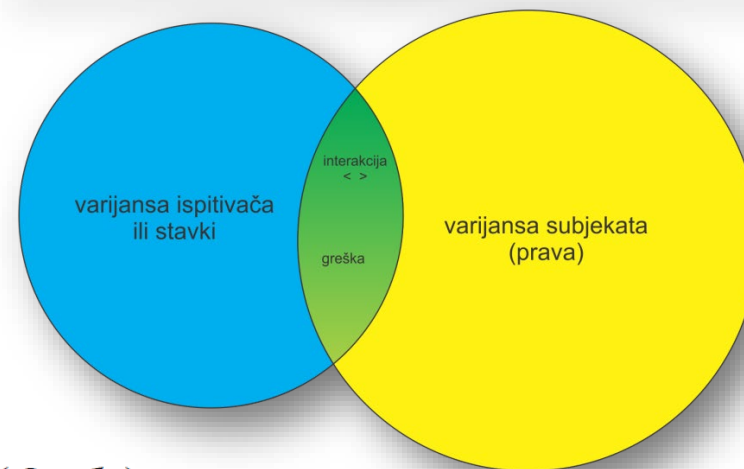


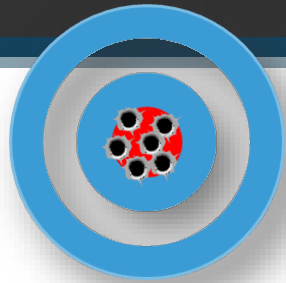
ICC(2,k)

- Apsolutno odlučivanje
- Obično je niži od alfe

$$\rho_{aps}^2 = \frac{\hat{\sigma}_s^2}{\hat{\sigma}_s^2 + (\hat{\sigma}_p^2 + \hat{\sigma}_{i,g}^2) / n_p} =$$

$$\frac{MS_s - MS_{i,g}}{MS_s + (MS_p - MS_{i,g}) / n_s} = ICC(2, k)$$





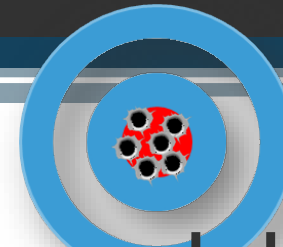
Koeficijenti generalizabilnosti

- Izračunavaju se u zavisnosti od vrste univerzuma, tipa faceta, tipa odluka itd.
- Mogu se interpretirati kao kvadrirana korelacija dobijenih skorova i skorova na univerzumu

Šta je to u modelu uzorkovanja iz domena?

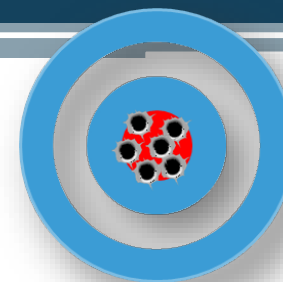
$$r_{jT}^2 = r_{tt}$$

- ρ koeficijenti se koriste u D studiji da bi se ocenilo koje merenje je najpouzdanije, najgeneralizabilnije, na koje se možemo najviše osloniti



Pouzdanost u Guttmanovom i faktorskom modelu merenja

- Razlikuju se po tome kako procenjuju pravu/pogrešnu ili ukupnu varijansu
- Po pravilu, kao procene varijanse greške, prave varijanse ili ukupne varijanse uzimaju se:
 - Svojstvene vrednosti faktora
 - Imaž varijanse
 - Antiimaž varijanse. . .
- I uvrštavaju u formule za alfu, S-B...



Guttmanova Lambda 6

$$\lambda'_6 = 1 - (\mathbf{e}'\mathbf{V}^2\mathbf{e} / \sigma^2)$$

ili...

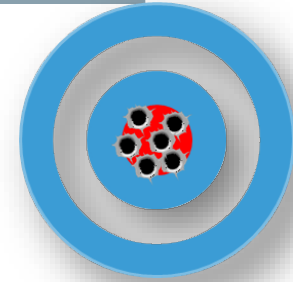
1-parcijalni antiimaž=
imaž (prava varijansa)

1-suma varijansi ajtema=
kovarijansa (prava varijansa)

$$\lambda_6 = 1 - \left(\frac{e' \mathbf{V}^2 e}{e' \mathbf{R} e} \right)$$

$$\alpha = \frac{m}{m-1} \left(1 - \frac{\sum_{j=1}^m \sigma_j^2}{\sigma_Y^2} \right)$$

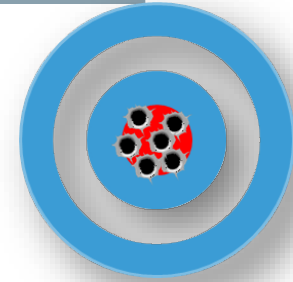
Omega koeficijent - McDonald



- Za jednofaktorski model

$$\omega = \frac{\sigma_H^2}{\sigma_X^2} = \frac{\left(\sum a_j\right)^2}{\sigma_X^2} = \frac{\left(\sum a_j\right)^2}{\left[\left(\sum a_j\right)^2 + \sum \varepsilon_j^2\right]}$$

Omega koeficijent - McDonald



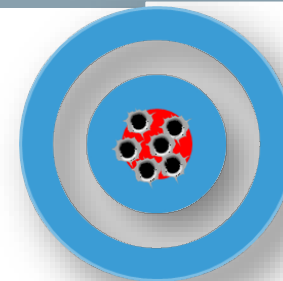
- Za jednofaktorski model

Kvadrat sume faktorskih opterećenja,
(komunalitet) prava varijansa

Kvadrat sume faktorskih
opterećenja, (komunalitet)
prava varijansa

$$\omega = \frac{\sigma_H^2}{\sigma_X^2} = \frac{\left(\sum a_j\right)^2}{\sigma_X^2} = \frac{\left(\sum a_j\right)^2}{\left[\left(\sum a_j\right)^2 + \sum \varepsilon_j^2\right]}$$

Omega koeficijent - McDonald



- Za jednofaktorski model

Kvadrat sume faktorskih opterećenja,
(komunalitet) prava varijansa

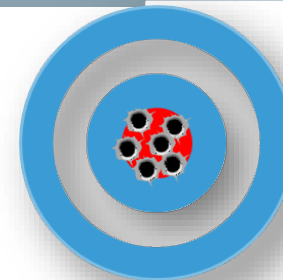
Kvadrat sume faktorskih
opterećenja, (komunalitet)
prava varijansa

$$\omega = \frac{\sigma_H^2}{\sigma_X^2} = \frac{\left(\sum a_j\right)^2}{\sigma_X^2} = \frac{\left(\sum a_j\right)^2}{\left[\left(\sum a_j\right)^2 + \sum \varepsilon_j^2\right]}$$

Varijansa ukupnog skora

Varijansa ukupnog skora
komunalitet + unikvit

Omega koeficijent - McDonald



- Za jednofaktorski model

Kvadrat sume faktorskih opterećenja,
(komunalitet) prava varijansa

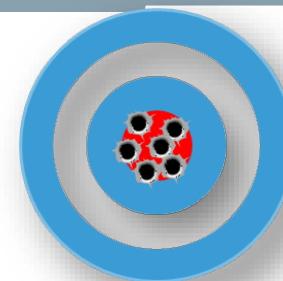
Kvadrat sume faktorskih
opterećenja, (komunalitet)
prava varijansa

$$\omega = \frac{\sigma_H^2}{\sigma_X^2} = \frac{\left(\sum a_j\right)^2}{\sigma_X^2} = \frac{\left(\sum a_j\right)^2}{\left[\left(\sum a_j\right)^2 + \sum \varepsilon_j^2\right]}$$

unikvitet

Varijansa ukupnog skora

Varijansa ukupnog skora
komunalitet + unikvitet



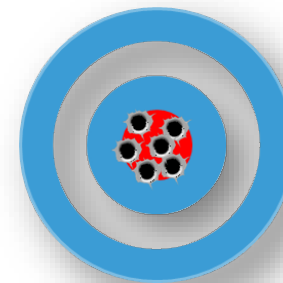
Indeks pouzdanosti

$$\bar{r}_{j.} = \bar{r}_{jk} = r_{jT}^2 = r_{tt}$$

- r_{jT} indeks pouzdanosti, korelacija dobijenog i pravog skora
- Iako je sličan faktorskom opterećenju, koeficijentu diskriminativnosti ili koeficijentu validnosti, ne može se izjednačiti

- pravi skor može postojati i bez validacije
 - test meri nešto (ne znamo šta)
- pouzdanost se vezuje za interno funkcionisanje testa, a validnost za odnos sa spoljnim svetom

Procena pravog skora



- Standardizovani pravi skor se iz opaženog može proceniti na sledeći način:

$$Z_T^* = Z_j \sqrt{r_{tt}}$$

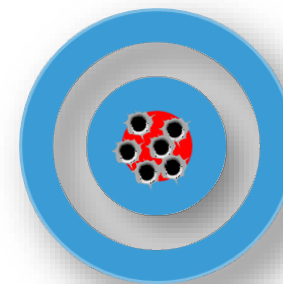
standardizovani
opaženi skor

indeks
pouzdanosti

- Iz ovoga sledi da natprosečni opaženi skorovi precenjuju prave, a ispodprosečni potcenjuju (osim ako je test savršeno pouzdan)

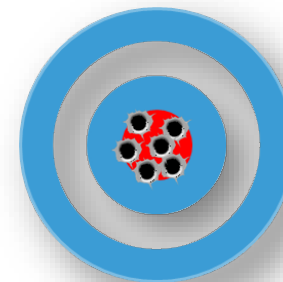
Primeri

$$z_T^* = z_j \sqrt{r_{tt}}$$



- Pouzdanost $r_{tt}=0,81$ $\sqrt{r_{tt}} = 0,90$
- ako je skor ispitanika $z_i=1$ onda $z_{Ti}^*=1*0,9=0,9$
 - procenjeni pravi skor je manji od dobijenog
 - dobijeni (opaženi) skor precenjuje pravi skor
- ako je skor ispitanika $z_j=-1$ onda $z_{Tj}^* = -1*0,9= -0,9$
 - procenjeni pravi skor je viši od dobijenog
 - dobijeni potcenjuje pravi skor

Procena pravog skora



- Pravi skor u izvornim jedinicama se iz opaženog može proceniti na sledeći način:

$$\hat{\tau}_i = M_X + r_{tt}(x_{ij} - M_x)$$

aritmetička
sredina

pouzdanost
testa

sirovi skor
ispitanika

Što je pouzdanost
manja procenjeni
pravi skor je bliži
aritmetičkoj sredini

interval poverenja
pravog skora

$$T^* \pm z_c \sigma_{gm}$$

z skor vezan uz određeni nivo poverenja
(1,96 za 95%, 2,58 za 99,9%)

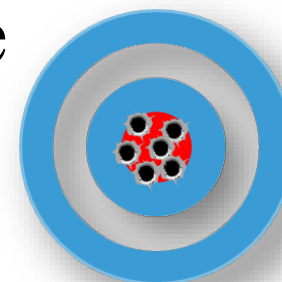
standardna greška
merenja

Standardna greška merenja u KTT

- Suprotna pravom skor

$$\sigma_{gm} = \sigma_j \sqrt{(1 - r_{jT}^2)} = \sigma_j \sqrt{(1 - r_{tt})}$$

- Raspršenje dobijenih oko pravih skorova
 - sd skorova greške (i opaženih)
- Po osnovnoj KTT, SGM je jednaka za sve skorove (u stvarnosti nije)



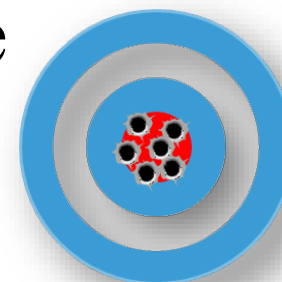
Standardna greška merenja u KTT

- Suprotna pravom skor

Iz formule se vidi da se računa za ceo test i za sve ispitanike (u jednačinu ulaze pouzdanost i standardna devijacija testa)

$$\sigma_{gm} = \sigma_j \sqrt{(1 - r_{jT}^2)} = \sigma_j \sqrt{(1 - r_{tt})}$$

- Raspršenje dobijenih oko pravih skorova
 - sd skorova greške (i opaženih)
- Po osnovnoj KTT, SGM je jednaka za sve skorove (u stvarnosti nije)



Standardna greška merenja u KTT

- Po novijoj KTT, SGM je najveća kod srednjih skorova, a najmanja kod ekstremnih

Standardna greška merenja u KTT

- Po novijoj KTT, SGM je najveća kod srednjih skorova, a najmanja kod ekstremnih



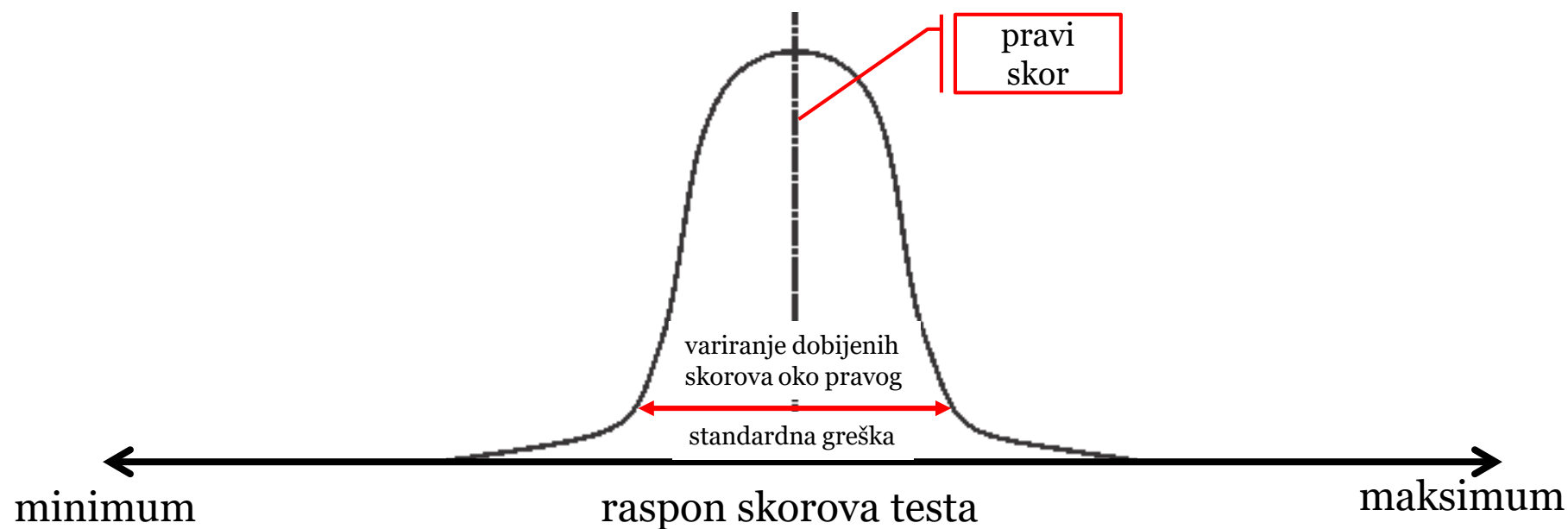
Standardna greška merenja u KTT

- Po novijoj KTT, SGM je najveća kod srednjih skorova, a najmanja kod ekstremnih



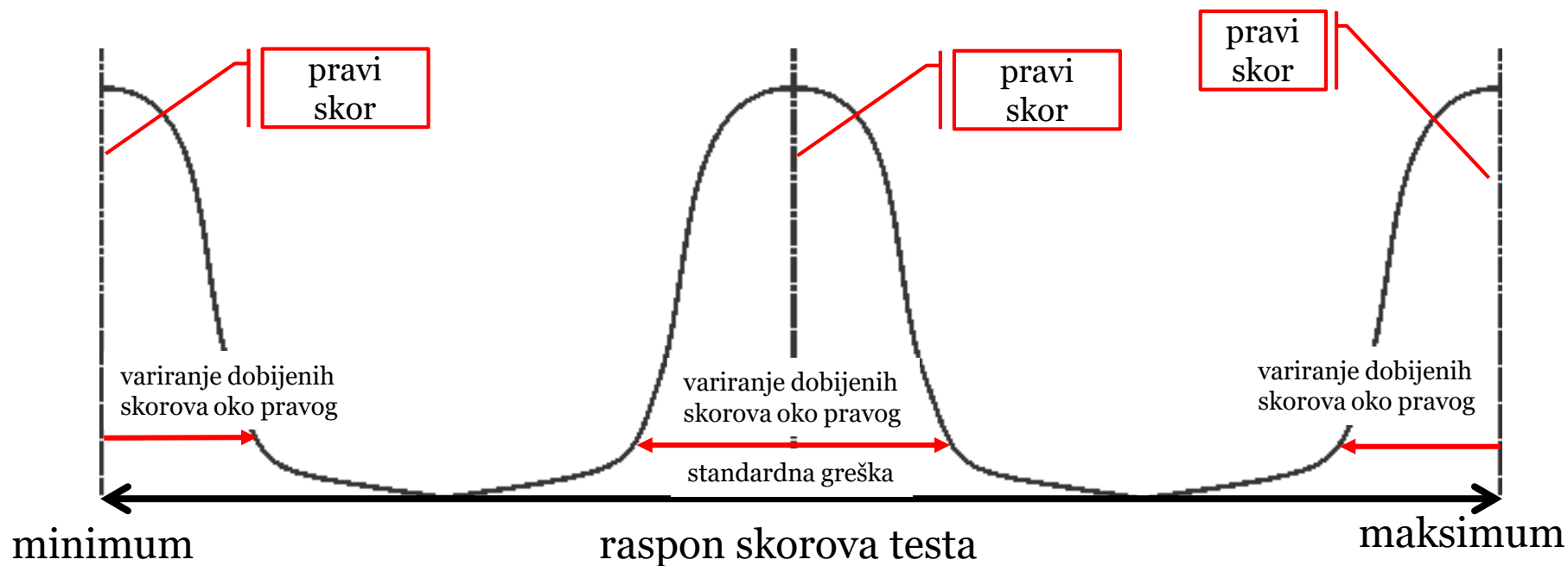
Standardna greška merenja u KTT

- Po novijoj KTT, SGM je najveća kod srednjih skorova, a najmanja kod ekstremnih



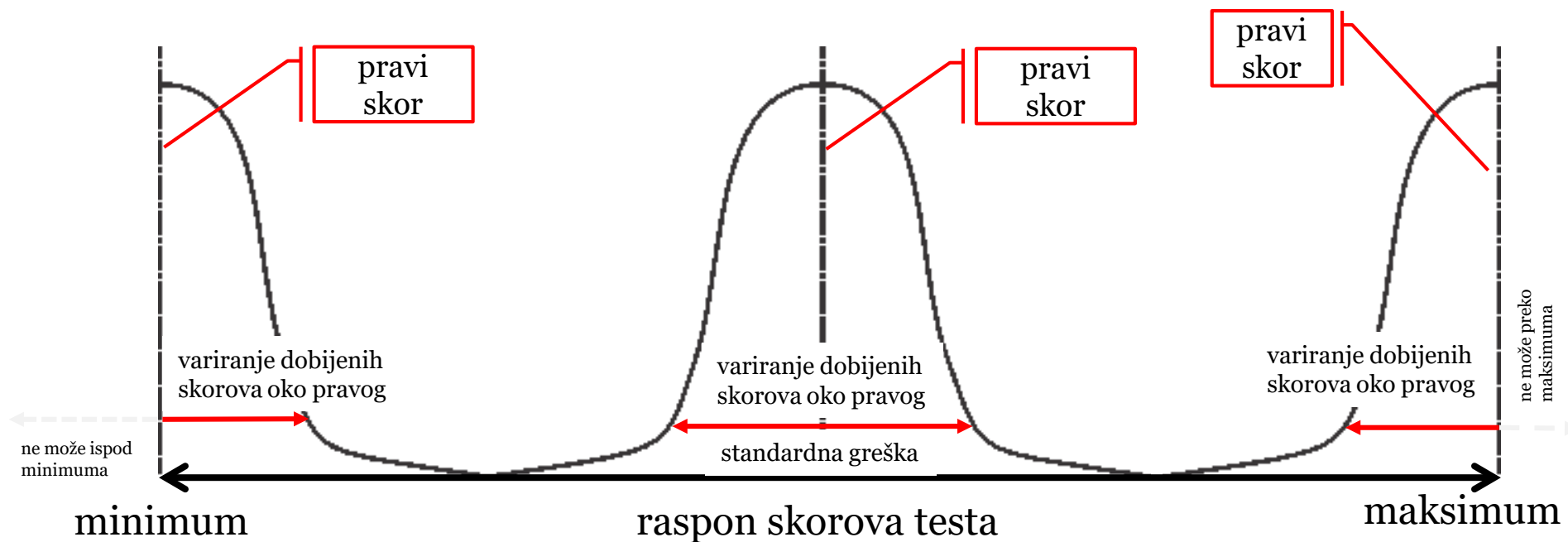
Standardna greška merenja u KTT

- Po novijoj KTT, SGM je najveća kod srednjih skorova, a najmanja kod ekstremnih



Standardna greška merenja u KTT

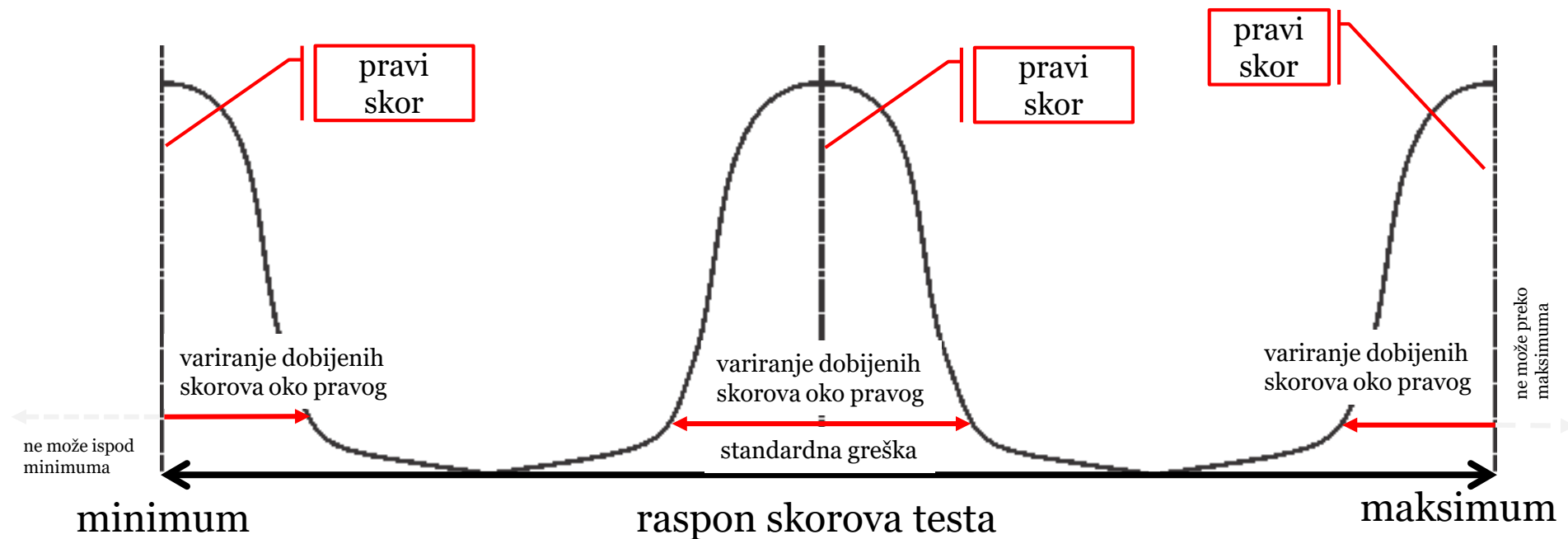
- Po novijoj KTT, SGM je najveća kod srednjih skorova, a najmanja kod ekstremnih



Pošto pod (minimalni skor) i plafon (maksimalni skor) ograničavaju variranje dobijenih skorova, standardna greška je manja kod ekstremnih skorova

Standardna greška merenja u KTT

- Po novijoj KTT, SGM je najveća kod srednjih skorova, a najmanja kod ekstremnih

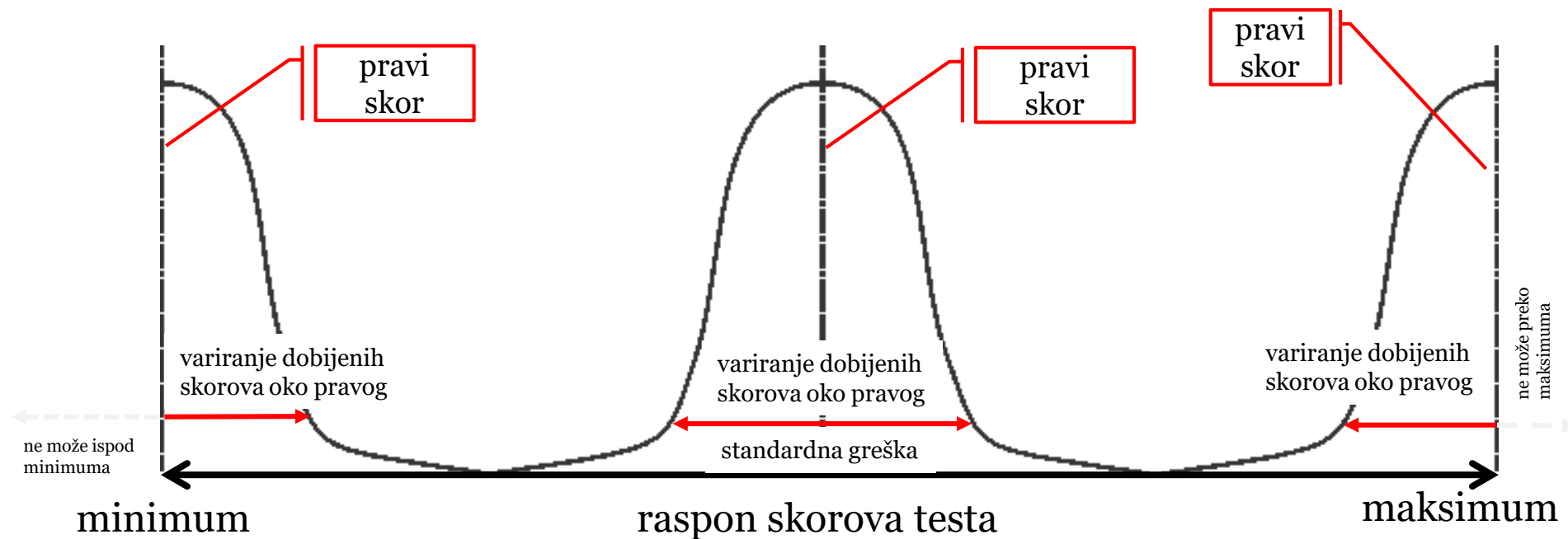


Pošto pod (minimalni skor) i plafon (maksimalni skor) ograničavaju variranje dobijenih skorova, standardna greška je manja kod ekstremnih skorova

NIJE

Standardna greška merenja u KTT

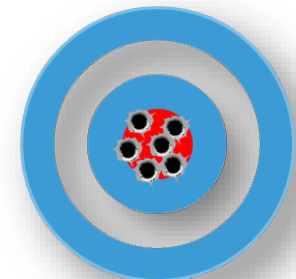
- Po novijoj KTT, SGM je najveća kod srednjih skorova, a najmanja kod ekstremnih



Fisherova informativnost

test i ajtem su precizniji
ukoliko imaju veću
varijansu

- Standardna greška merenja nije aditivna ali informativnost jeste
- Slobodno: varijansa dovoljnog skora osobine θ
količina informacije koju neka slučajna varijabla X nosi o
parametru θ koji izaziva tu slučajnu varijablu
- $I(\theta)$ je aditivna, recipročna je (kvadratu) SGM i osnovni je pokazatelj preciznosti (pouzdanosti) merenja u TAO



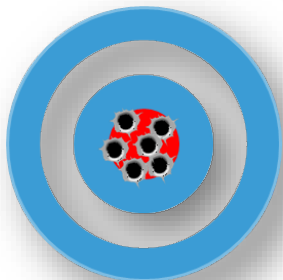
Fisherova informativnost

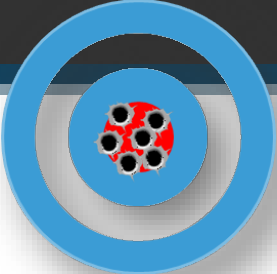
$$I(\theta) = \frac{1}{\sigma_{gm}^2}$$

odnos informativnosti i standardne greške merenja
je recipročan
što je greška veća manja je informativnost
i obrnuto

$$\sigma_{g\theta} = \frac{1}{\sqrt{I(\theta)}}$$

isti je odnos pouzdanosti i standardne greške merenja u KTT
otuda: veća informativnost veća i pouzdanost





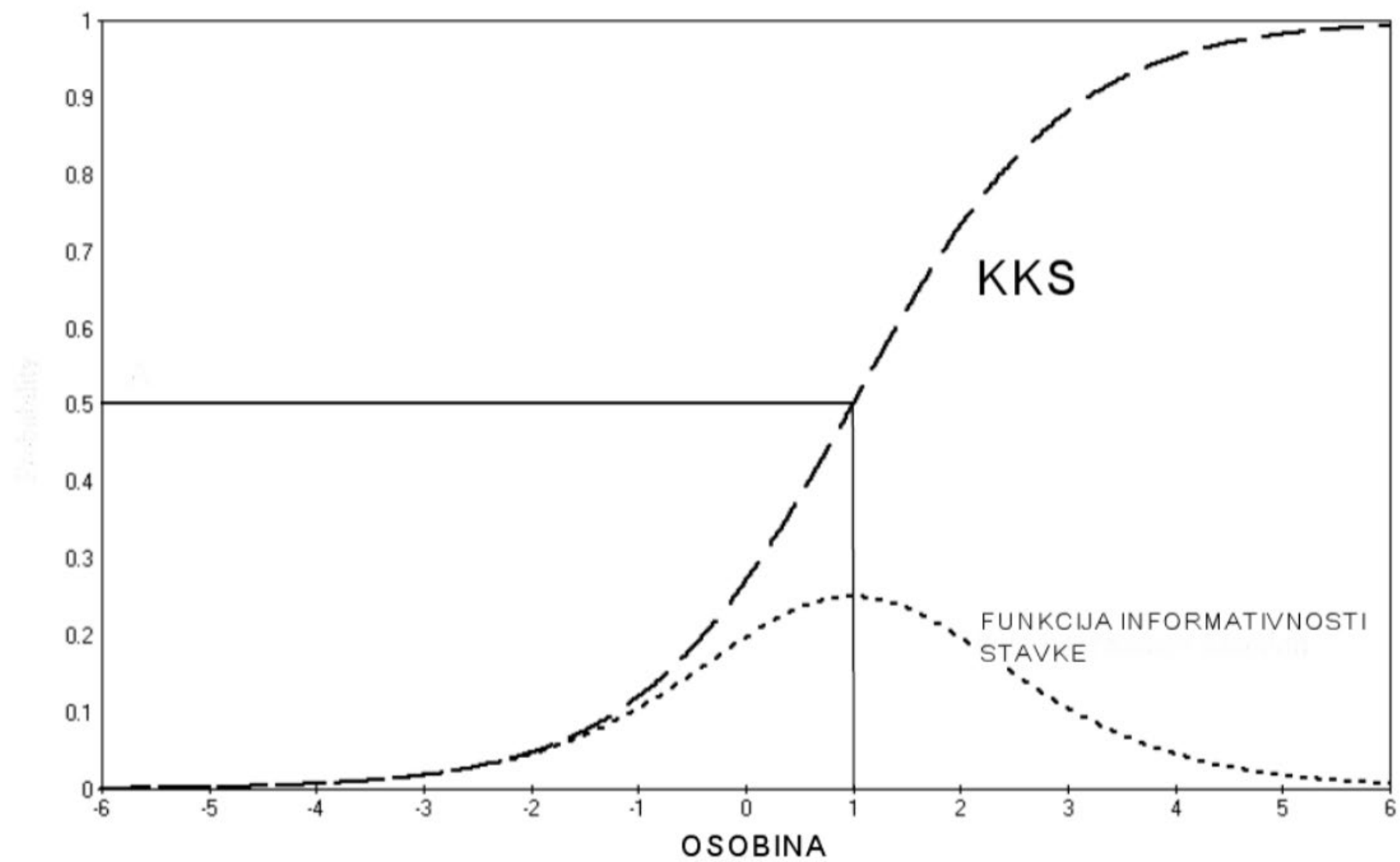
Standardna greška merenja i $I(\theta)$ u TAO

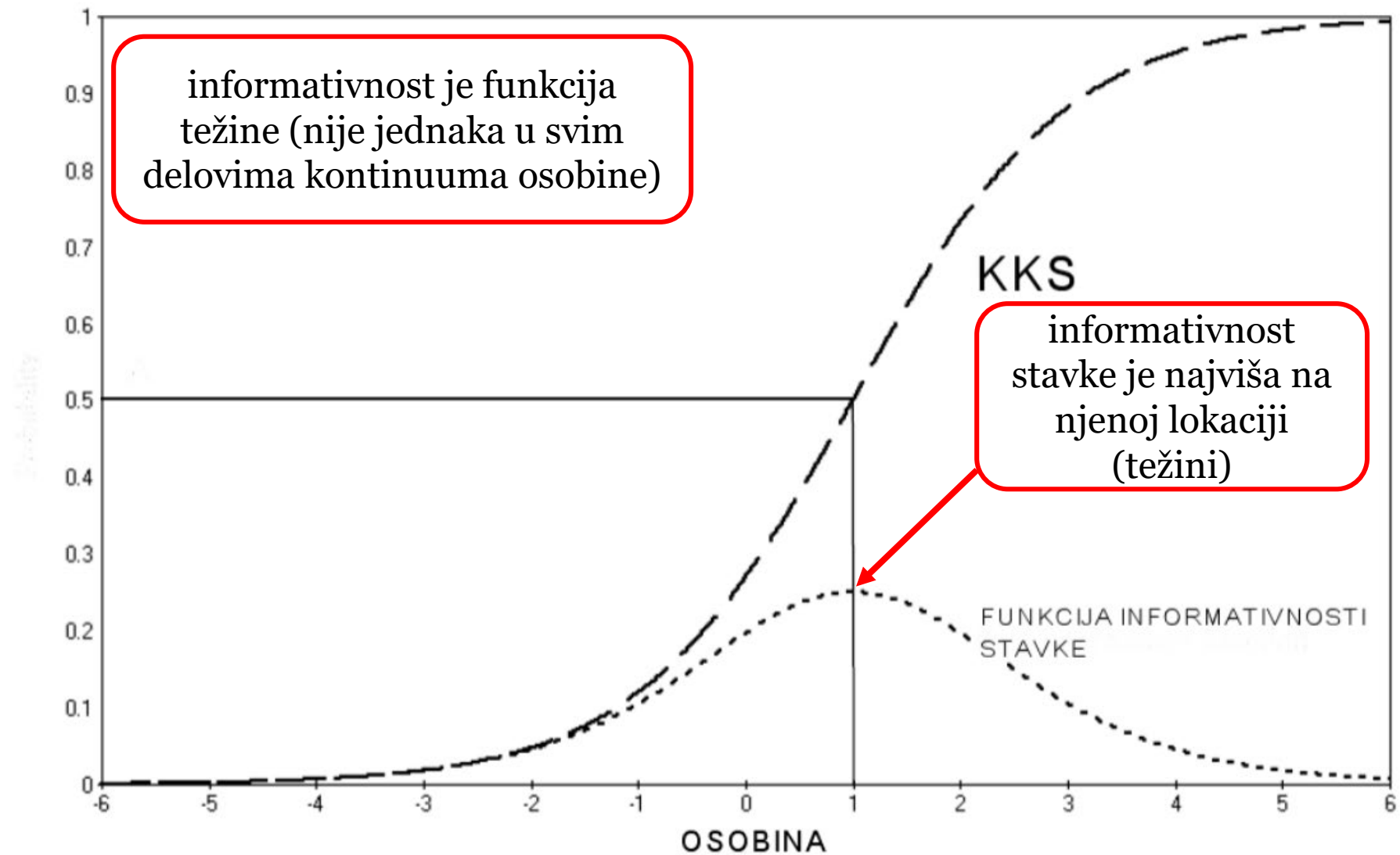
- SGM je u 1PL modelima, za binarni ajtem jednaka SG proporcije:

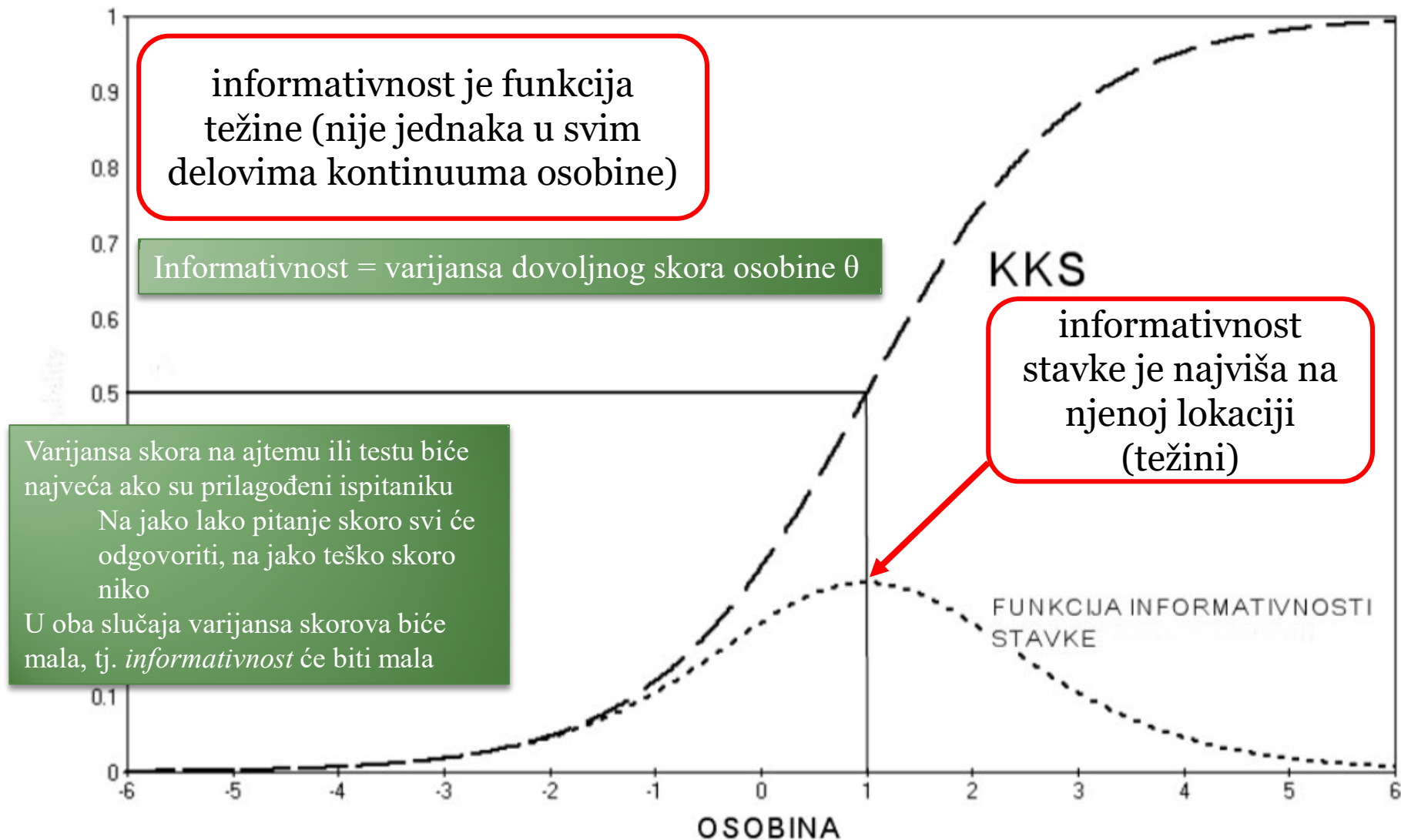
$$\sigma_{gij} = \sqrt{\frac{1}{p_{ij}(1 - p_{ij})}} = \frac{1}{\sqrt{p_{ij}q_{ij}}}$$

p je verovatnoća da će ispitanik i odgovoriti tačno na ajtem j , dobijena na osnovu osnovne jednačine TAO modela

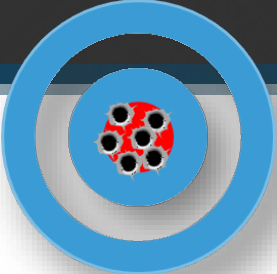
- Ona je najmanja kada je $p = 0,5$
- Ajtem će imati $p = 0,5$ kada je uparen sa ispitanikovom θ
- sgm se mogu sabrati za sve ajteme i ispitanike kada se prethodno pretvore u $I(\theta)$





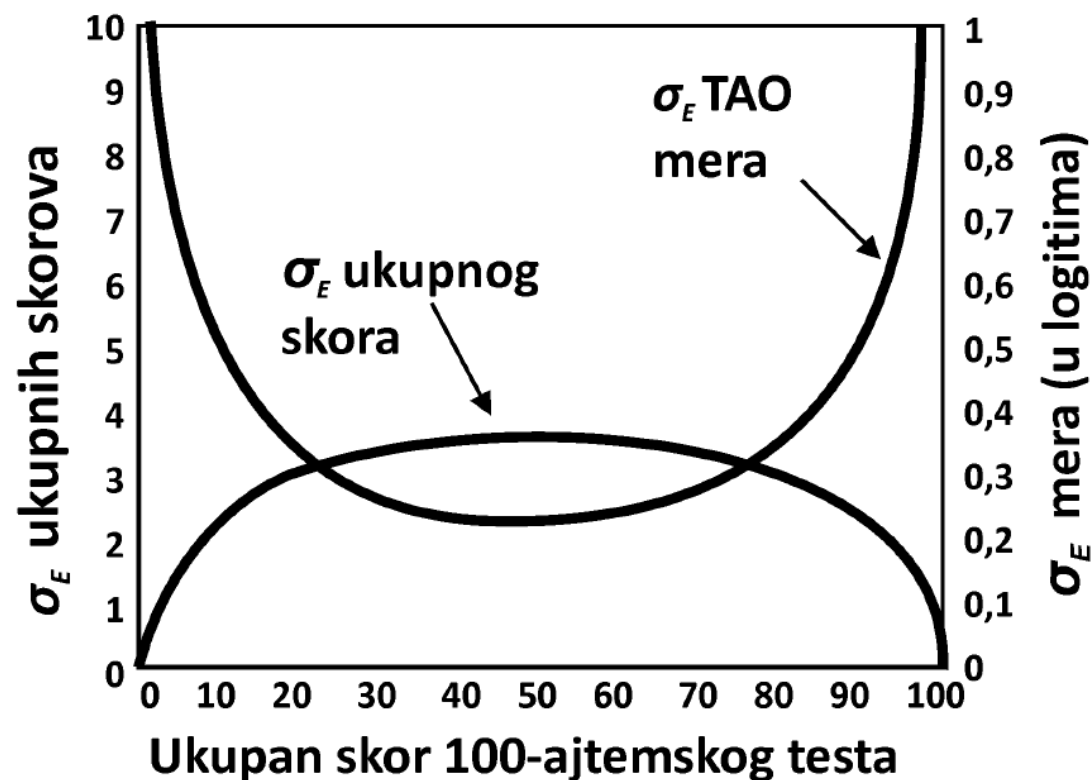


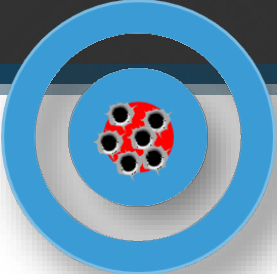
Iako informativnost liči na pouzdanost iz KTT, postoji bitna razlika: u KTT računa se jedan koeficijent pouzdanosti za ceo test (za celokupan raspon merene osobine), a u TAO informativnost testa zavisi od nivoa osobine (imamo funkciju).



SGM i $I(\theta)$ u TAO

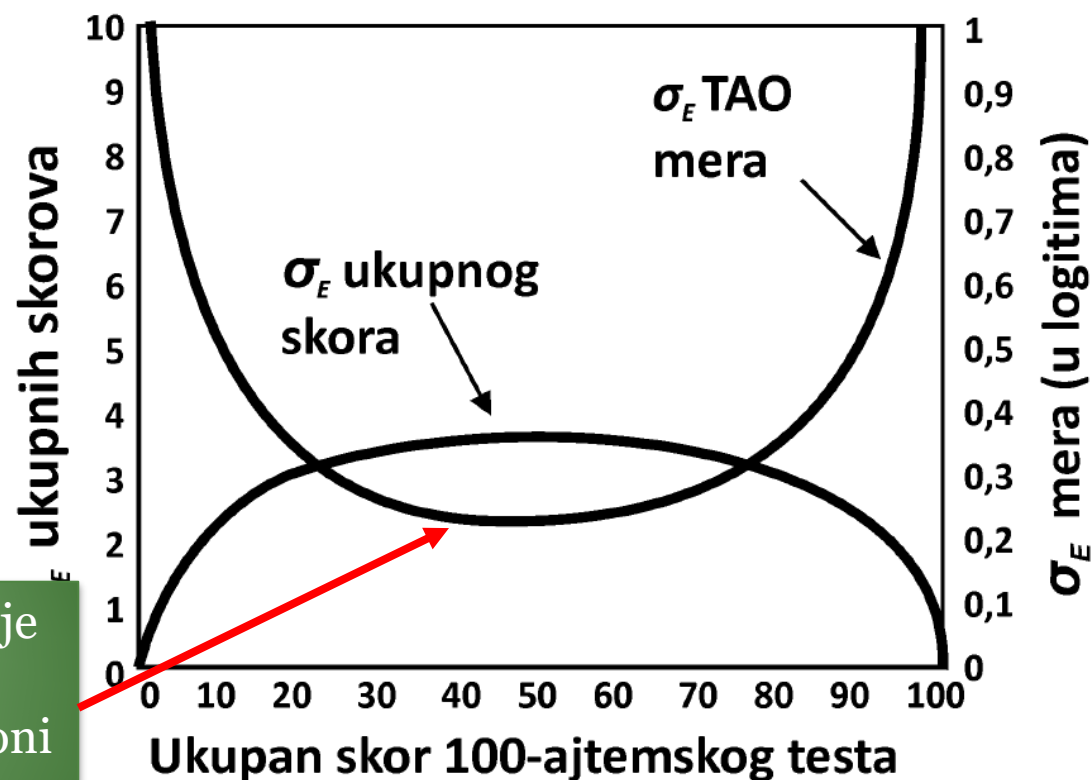
- Kada se ajtemske SGM saberu za čitav test:



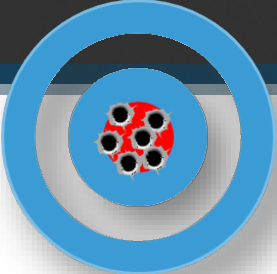


SGM i $I(\theta)$ u TAO

- Kada se ajtemske SGM saberu za čitav test:

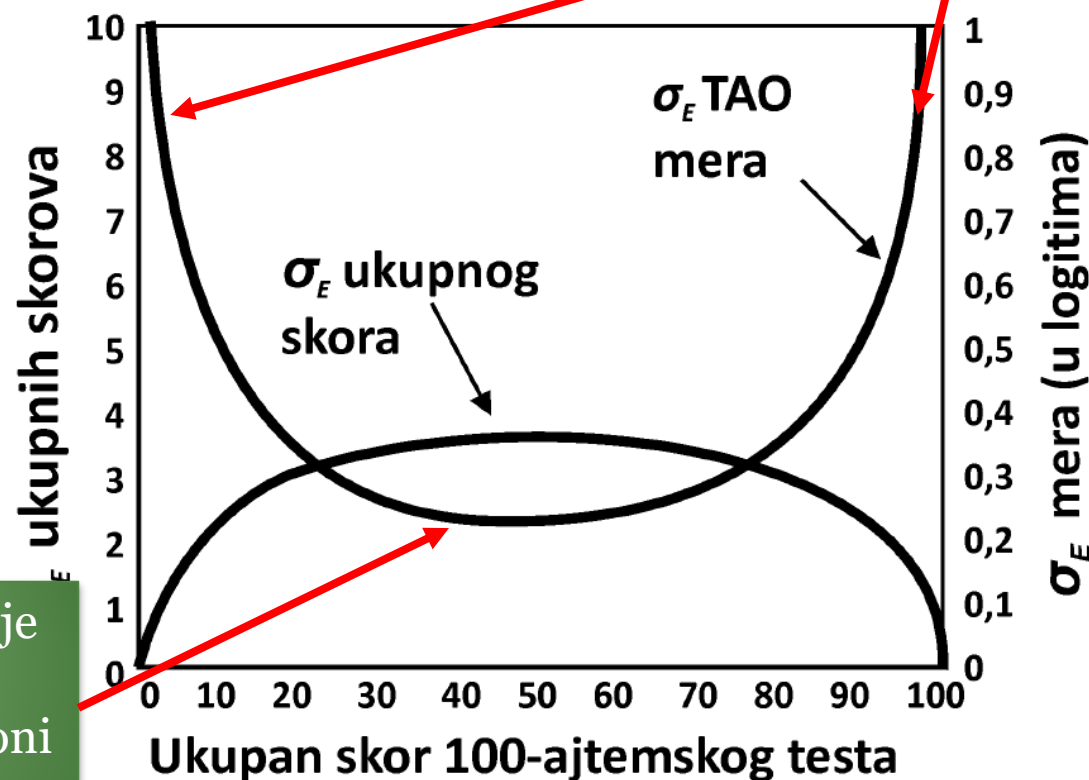


Po TAO, merenje je najpreciznije, najpouzdanije u zoni umerenih skorova...



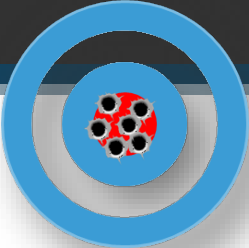
SGM i $I(\theta)$ u TAO

- Kada se ajtemske SGM saberu za čitav test:

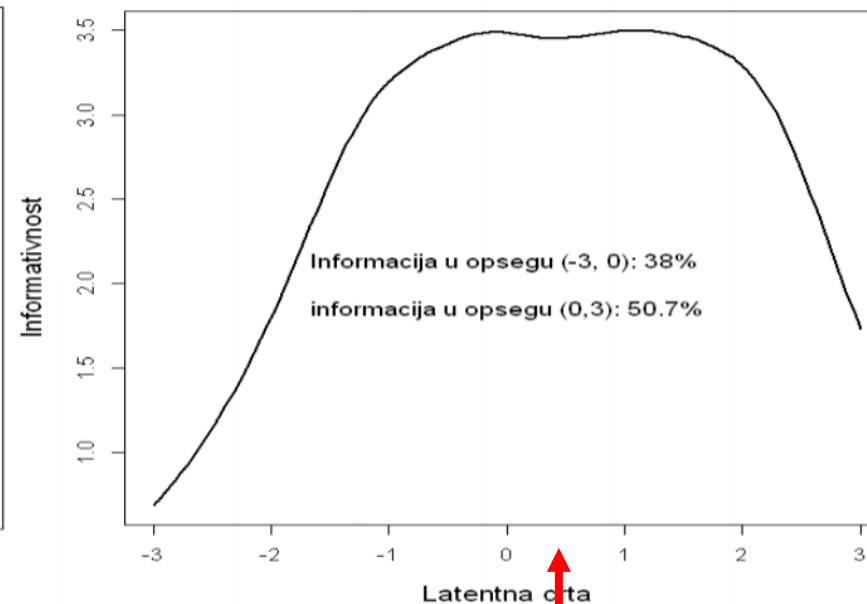
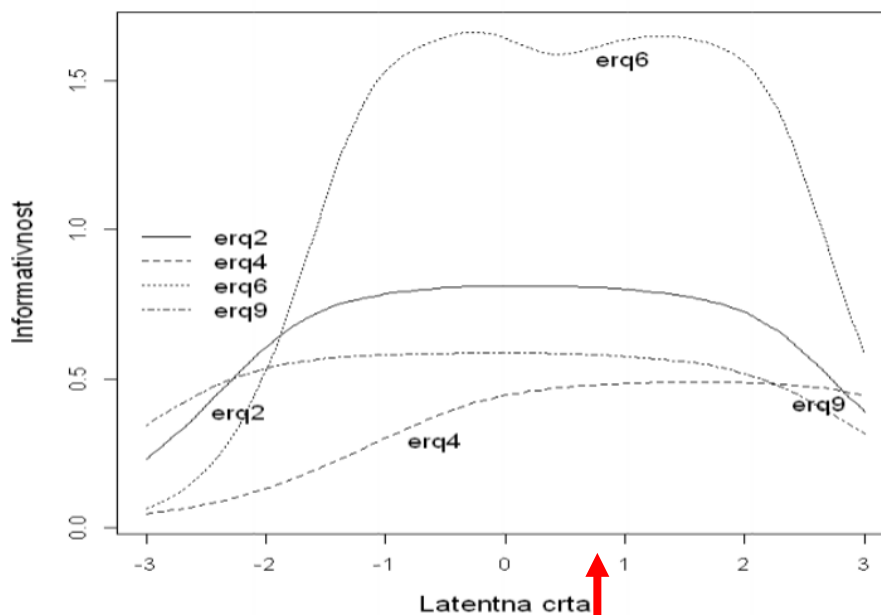


...a najmanje precizno u zoni ekstremnih skorova

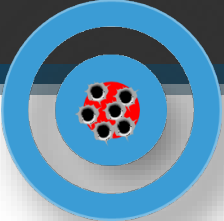
Po TAO, merenje je najpreciznije, najpouzdanije u zoni umerenih skorova...



Informativnosti stavki i testa

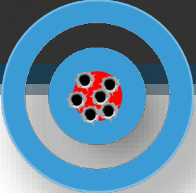


Informativnosti stavki se sumiraju i daju informativnost testa
Test je najbolje meri tamo gde je najinformativniji



Nova pravila merenja

- TAO nas uči da nemaju svi skorovi jednaku SGM
- Takođe, kraći testovi mogu biti pouzdaniji, ako su upareni sa ispitanicima, tj. prilagođeni njihovom nivou osobine. . .



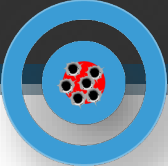
Pouzdanost u Raschovom modelu

- Rašova separaciona pouzdanost se izvodi iz preciznosti merenja

- **Separacija** ili **separacioni odnos:**

$$G = \sqrt{\frac{r_{tt}}{1 - r_{tt}}}$$

- odnos prave i pogrešne standardne devijacije
- Ako je $G=2$ (odnosno bar $G=1,5$) znači da se mogu razlikovati samo dva stratum ispitanika – niski i visoki



Pouzdanost u Raschovom modelu

- Odnos prave i pogrešne standardna devijacije

$$G = \frac{\sigma_a}{\sigma_{g\theta}}$$

- Prava *sd* se računa preko varijanse, kada se od ukupne varijanse odbije varijansa greške

$$\sigma_a^2 = \sigma^2 - \sigma_{g\theta}^2$$

- Varijansa greške je kvadrat SGM izračunate preko informativnosti

$$\sigma_{g\theta} = \frac{1}{\sqrt{I(\theta)}}$$



LOGIKA: Što je greška merenja manja to su manji intervali poverenja oko skorova. Ako se intervali ne preklapaju onda se skorovi razlikuju.

Pouzdanost u Raschovom modelu

- Odnos prave i pogrešne standardna devijacije

$$G = \frac{\sigma_a}{\sigma_{g\theta}}$$

- Prava *sd* se računa preko varijanse, kada se od ukupne varijanse odbije varijansa greške

$$\sigma_a^2 = \sigma^2 - \sigma_{g\theta}^2$$

- Varijansa greške je kvadrat SGM izračunate preko informativnosti

$$\sigma_{g\theta} = \frac{1}{\sqrt{I(\theta)}}$$



Pouzdanost u Raschovom modelu

- **Separaciona pouzdanost:**

$$r_{tt} = \frac{G^2}{(1 + G^2)}$$



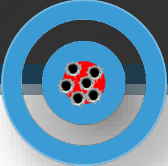
Prihvatljive vrednosti pouzdanosti

- Obično:
 - $S-B \leq \alpha \leq \text{faktorski} \leq \text{Guttmanov}$
 - Razlike su utoliko veće što skup ajtema više odstupa od modeliranog (paralelnog ili tau-ekvivalentnog)
 - Takođe: $\text{ICC}(3,k) \geq \text{ICC}(2,k) \geq \text{ICC}(1,.)$



Prihvatljive vrednosti pouzdanosti

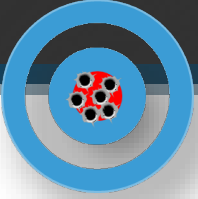
- Pouzdanost interne konzistencije je obično viša od alternativnih formi
 - Ako je razlika veća od 0,20:
 - ili forme nisu kongenerične
 - ili konstrukt nije trajan
 - ili uslovi zadavanja testa nisu bili isti...
- Pouzdanost alternativnih formi je često viša od testa i retesta
 - Zbog kraćeg vremenskog razmaka i promene u merenom konstrukt (ako je konstrukt stanje)



Prihvatljive vrednosti pouzdanosti

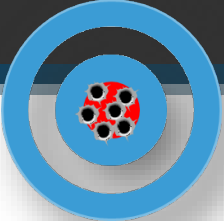
- Za internu konzistenciju donja granica alfe je 0,70
 - to odgovara tumačenju da test ima 70% prave varijanse,
 - da dva paralelna indikatora dele 50% varijanse,
 - da je separacioni odnos 1,5 itd.
- Iznad 0,83 se smatra visokom, a iznad 0,90 vrlo visokom
- Ipak, sve zavisi od namene merenja, vrste testa, uzorka-populacije, tipa konstrukta itd.

Vrsta: klinički, projektivni, testovi ličnosti su obično manje pouzdani od testova sposobnosti
Namena: za osetljive primene potrebna nam je veća pouzdanost (selekcija, forenzika...)



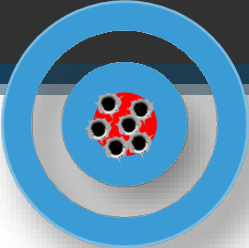
Prihvatljive vrednosti pouzdanosti

- Kad god je moguće, treba uzeti u obzir informativnost, SGM i intervale poverenja
- Uvek treba imati u vidu da nemaju svi skorovi istu SGM
- U tom smislu prednost ima TAO jer egzaktno izračunava SGM za svaki skor



Korekcija za atenuaciju

- Po KTT samo pravi skorovi mogu da koreliraju
 - varijable koreliraju onoliko koliko su pouzdane
 - korelacija dva konstrukta biće niža ako nisu izmereni pouzdano
- r-koeficijenti se mogu korigovati vrednostima koeficijenta pouzdanosti da bi se ocenilo koliko koreliraju pravi skorovi, odnosno...
 - kolika bi se korelacija dobila kada ne bi bilo grešaka merenja



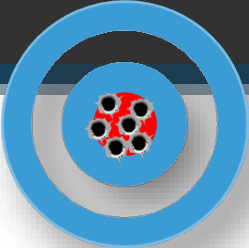
Korekcija za atenuaciju

korigovana korelacija
testova x i y

$$r_{xy}' = \frac{r_{xy}}{\sqrt{r_{xx}r_{yy}}}$$

korelacija testova x i y

pouzdanosti testova x i y



Korekcija za atenuaciju

korigovana korelacija
testova x i y

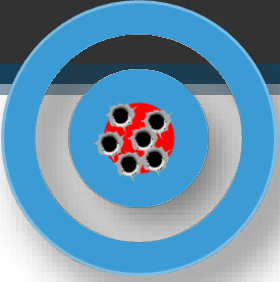
$$r_{xy}' = \frac{r_{xy}}{\sqrt{r_{xx}r_{yy}}}$$

korelacija testova x i y

pouzdanosti testova x i y

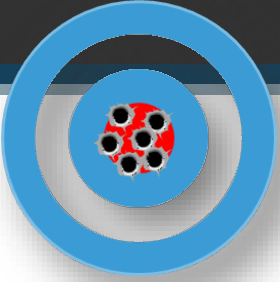
$$r_{xy}'' = \frac{r_{xy}}{\sqrt{r_{xx}}}$$

ako nam je poznata samo
jedna pouzdanost



Korekcija za atenuaciju

- Ovako ocenjena korelacija nije jednaka korelaciji pravih skorova nije jednaka ni korelaciji kada bi varijable bile izmerene bez greške
 - Ako su koeficijenti pouzdanosti dobijeni na malom ili selekcionisanom uzorku ove procene bi bile preoptimistične
- Ima je smisla raditi kod testova ličnosti (odnosno uvek kada niski koeficijenti pouzdanosti nisu artefakt dobijen zbog loše primene testa)
- Ima smisla i u prof. orijentaciji ako su testovi i kriterijumi nepouzdati (pa i koeficijent kriterijumske validnosti bude nizak)
 - Promena retko veća od 0.10-0.15
 - ako varijable mere različite stvari, smanjenje grešaka neće pomoći



Literatura

- Fajgelj, S. (2013). *Psihometrija—Metod i teorija psihološkog merenja*. Beograd: Centar za primenjenu psihologiju.
 - strane 291-295, 296-302, 304-320.
- Fajgelj, S. (2020). *Psihometrija—Metod i teorija psihološkog merenja*. Beograd: Centar za primenjenu psihologiju.
 - strane 282-287, 287-293 (samo sa prezentacije), 295-311.