

1918

Л. Савицкий

Теория основ  
Методы Наименьших Квадратов

БИБЛИОТЕКА  
МАТЕМАТИКА

бр. 2298 Творки основи

страница

# Методе Најмањих Квадрата.

1.	Општа разматрања.	1
2.	функција грешке.	13
3.	Значај константе $n$ . (Мера тачности.)	22
4.	Начело Методе Најмањих Квадрата.	25
5.	Вероватна грешка.	29
6.	Средња грешка.	34
7.	Просечна грешка.	37
8.	Веза између мере тачности, вероватне, средње и просечне грешке.	38

9.

Упоредбене тачности аритметичке средње са тачношћу појединачних мерења. 39

10.

Израчунавање грешака на основу аритметичке средње из појединачно добрих посматрања. 43

11.

Одредивање средње и вероватне грешке из неједнако добрих посматрања. 47

12.

Примери.

13.

Одредивање средње грешке рачуном нађених резултата из средњих грешака мерења добивених података. 62

Нацрт за Теорију Најмањих Квадрата. 70

Мерења колимина које су везане једначином. 71

Историјске напомене. 76

## Теорички основи Методe Најмањих Квадрата.

1.

Општа разматрања.

1. Резултати, до којих долазимо опажањем или мерењем, не могу се, ни у коме случају, сматрати као апсолутно тачни. Узрок је томе несавршеност наших чула и инструмената којима се служимо, као и неаредност и неједнакост свевију овних узрока, који утичу на тачност мерења и посматрања. Ми смо склони да допринемо у колико више поверења једноме мерењу добивеном резултату и да му припишемо у колико већи степен тачности уколико више изничко вештину и брижљивост посматраоцу и квалитет инструмената којима се служимо.

2. Грешке, које се гинe при мерењу и посматрању, делимо на две врсте. Једну врсту гинe сталне, систематске или правилне грешке. То су грешке које се под једнаким условима

константно и правилно јављају, које су проуз,  
роковање извесних особинама (погрешном кон-  
стипуцијом) инструмената, карвин стоворних  
утицајем, нар. државних постављених инстру-  
мената итд. и које, према томе, у спитним при-  
ликама појединачно и у истој сисери утичу на  
тачност резултата.

Другу врсту грешака зове случајне грешке. Оне  
се у једнаким приликама јављају разно, како  
у погледу величине тако и у погледу сисери (прав-  
ца) и које се, дакле, не могу приписати карвин  
нарочитом узроку. Ова врста грешака, као у ост-  
име све појаве случајности, подреже Рачуну Верова-  
ности. Али као што у свима питањима вероват-  
ности игра велику улогу правилно оцењивање узро-  
ка, такто, ва и извесан такт у одмеравању око-  
ности, разуме се, да и у питањима ове врсте не може  
бити говора о старом математичким доказима. Усп-  
војена, која гинио, служе за повременивање оних  
основа на којима базира наша Теорија Грешака.  
Ова теорија, коју су створили Лемандр и Гаус,  
даје нам утисак како се не више измерених

вредности, које се не поклапају, добија извесна  
средња вредност неопознате количине за коју је  
највероватније да је правој вредности најближа.  
Сисао и корист ове методе је та, да констант-  
ном употребом не добијамо вредности које у ве-  
ликом броју случајева одступају за бескрајно  
мало од праве вредности, ма да у појединим  
случајима може евентуално и друга која вред-  
ности бити ближа истинској вредности.

3. Узмимо да је извесна количина — означимо са  $x$   
неку праву (неопознату) вредност — мерена више  
пута под једнаким околностима, које у опште  
и према природи мерења могу бити од утицаја  
по такто резултата. Нека су  $x_1, x_2, \dots, x_n$  вред-  
ности које смо у  $n$  мерења добили за количину  
 $x$ . Место праве вредности нашои смо, дакле,  
извесан број приближних вредности. Питамо  
се како ћемо из ових  $n$  приближних вредности  
да одредимо највероватнију вредност за  
неопознату  $x$ , тј. ову вредност — обележимо је  
са  $X$  — за коју је највећа вероватноћа да је од  
свију других најприближнија истинској вредности.

Претпоставља, да ће се у вине, под истим околностима, поновљених мерења једне количине нека вредност неки бројко или пута већа колико пута мања од праве вредности, тако је евидентно да как се сама намеће. Та претпоставља води нас закључку да се, као највероватнија вредност једне вине пута, под истим условима, мерење количине има сматрати аритметичка средња из оних мерењем добивених резултата. Ставимо

$$(1) \quad X = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$$

или кратко

$$(1a) \quad X = \frac{\sum_{k=1}^{n} x_k}{n}$$

Из (1) следује

$$(2) \quad (X - x_1) + (X - x_2) + \dots + (X - x_n) = 0$$

или

$$(2a) \quad \sum_{k=1}^{n} (X - x_k) = 0.$$

Узев (са великом приближношћу<sup>1)</sup>) да су  $X - x_1, X - x_2, \dots, X - x_n$  грешке, које су учињене у првом, другом, ...  $n$ -тиме мерењу, можемо начело представити формулом

<sup>1)</sup> потпуно тачно није, јер  $X$  није права, но само највероватнија вредност измерене количине. Грешке, учињене у појединачним мерењима, јесу  $x - x_1, x - x_2, \dots, x - x_n$ .

(2) да исказемо: збир свију мерењем учињених грешака раван је нули или боље: највероватнија од свију вредности једне количине јесте она која значи да је збир разлика између ње и појединачних, мерењем добивених, вредности раван нули. Најзад, ако обрасуц (2) напишемо у форми

$$\frac{(X - x_1) + (X - x_2) + \dots + (X - x_n)}{n} = 0$$

можемо горње начело да изражемо на овај начин: највероватнија вредност једне вине пута, под истим околностима, мерење количине јесте она која значи да је аритметичка средња из учињених грешака равна нули.

Утицај случајних грешака паралишемо, дакле, кад једну исту количину измеримо, под једнаких услова, што вине пута и на основу тих измерених вредности одредимо резултат према формули (1). Што будемо имали вине по сматраних вредности тима ће вихова аритметичка средња бити приближнија правој вредности. Међутим овако добивени резултат није слободан од грешака прве врсте, јер се утицај константних грешака не може да поништи

узнонавањем посматраних вредности. Ако су узроци постојања грешака познати и њихов утицај може да се одреди, онда факте грешке као и да не постоје, јер се резултат мерења даје лако кориговати. Тако нпр. мерењем једне копилне, чија нам је величина добро позната, ми можемо да повратакујемо у неке смислу дејствујућу постојану грешку. Ако, пак, узроци сталних грешака нису познати или су факти да се не могу да подвргну рачуну, онда гледано да њихов утицај савише на други начин, а то, понављајући методом мерења. У старвене случају ми имамо (али без да оглед<sup>не</sup> постоје) услове и околности за које знамо, или бар имамо разлога да сумњамо, да проузрокују правилне грешке. Разети како ми сводимо правилне грешке на случајне, тј. ми знамо да правилне грешке добијају карактер случајних грешака и да се, према томе, све грешке, подесним распоредом и методом мерења или оцањавом, могу да подвргну принципима Рачуна Вероватноће.

4. При израчунавању највероватније вредности не-

више мерењем добивених вредности ми смо (у гл. 3.) претпоставили да су сва мерења извршена под истим околностима, због чега нам је дозвољено да сва мерења сматрамо за подједнако факта и да, на основу тога, узмемо аритметичку средњу као највероватнију или најтачнију вредност измерене копилне. Ми смо напоменули да фактност једнога мерењем добивеног резултата зависи од равних и великих делова нејасних околности и да је, према томе, старог узев, код сваког мерења вероватноћа за фактност (поузданост) резултата различита. Но пошто претпоставка о аритметичкој средњој (како смо је формулисали у гл. 3.) важи само за подједнако поуздане податке, то ћемо, у будуће, под једнако поузданим подацима разумевати факте које добијамо мерењима која су извршена под истим околностима у колико смо у опште у ставу да њихову идентичност и њихов утицај оцењимо.

Да бисмо у неколико објаснили појам за поузданост или фактовану тажину једнога резултата, који је добивен мерењем и значај тога



зубата, који, на основу аритметичке средње, изводимо из добијених посматрања. На тај начин јесу  $p, q, r, \dots$  тежине резултата  $x', x'', x''', \dots$  добијених из прве, друге, треће,  $\dots$  групе мерења.

Из обрасца (3) читамо правило да се највероватнија вредност из више разних поузданих резултата добија када се збир производа из појединих резултата и њихове тежине подели збиром тежина појединих резултата из којих она је добијена.

Ако узмемо да је  $p=q=r=\dots$  и ставимо  $p+q+r+\dots = n$  у обрасцу (3) претвара се у формулу (1) која указује на класично аритметичке средње.

Из формуле (3) долази и облик разликовања. Пре свега ми имамо разлику да резултатима мерења који одступају јаче од извесне средње вредности припада мању важност (мању тежину). На који начин треба одредити тај однос између тежине резултата и величине његовог одступања од оне средње вредности за то нисмо у стању да дамо прецизан одговор. Један од могућих начина је следити и он нас води истој формули као и горњи пример.

Узмимо да је извршен непаран број  $n=2m-1$  мерења неопознате погрешке  $x$ , а резултати сређени по апсолутној величини нека су  $x_1, x_2, \dots, x_n$ . У средини је вредност  $x_m$ . Ова средња вредност неће се променити ма колико се удамо једног од крајњих резултата  $x_1$  или  $x_n$  од осталих, док се, међутим, аритметичка средња у неком случају помера у неку страну у коме је се удамо онај појединачни резултат.

Да бисмо правили за одређивање тежине појединих мерења довели у склад са начелом о аритметичкој средњој узелимо да су тежине мерења обрнуто пропорционалне одстојању добијених вредности од средње вредности  $x_m$ , којој можемо приписати коју било тежину, нпр. тежину  $= 1$ . Откажио са  $K$  произвољан фактор. Тежине за поједина мерења одредимо на овај начин

$$p_1 = \frac{K}{x_m - x_1}, \quad p_2 = \frac{K}{x_m - x_2}, \quad \dots, \quad p_{m-1} = \frac{K}{x_m - x_{m-1}},$$

$$p_{m+1} = \frac{K}{x_{m+1} - x_m}, \quad p_{m+2} = \frac{K}{x_{m+2} - x_m}, \quad p_n = \frac{K}{x_n - x_m}.$$

Одавде следује

$$p_1 x_1 = p_1 x_m - K$$

$$p_2 x_2 = p_2 x_m - K$$



$$r_{m-1} x_{m-1} = r_{m-1} x_m - k$$

$$r_m x_m = r_m x_m$$

$$r_{m+1} x_{m+1} = r_{m+1} x_m + k$$

$$r_{m+2} x_{m+2} = r_{m+2} x_m + k$$

$$r_n x_n = r_n x_m + k,$$

које, кад саберемо и узмемо у обзир да има исто то-  
лико чланова са  $-k$  колико и са  $+k$ , даје формулу

$$x_m = \frac{r_1 x_1 + r_2 x_2 + \dots + r_n x_n}{r_1 + r_2 + \dots + r_n}.$$

На исти начин изводимо ову формулу и за паран  
број посматрања узев аритметичку средњу и она  
два средња мерења.

Примерда. По аналогiji са понављањем обра-  
цем из Механике, а на основу формуле (3),  
могли бисмо да провучемо  $x$  као величину,  
те за тајке чија су одстојања од једне по-  
четне тачке на некакој правој представ-  
љена бројевима  $x', x'', x''', \dots$ ; а њихове масе  
(тежине) са  $p, q, r, \dots$ . Из формуле (3), кад је  
натпушено

$$(3a) \quad (p+q+r+\dots)x = px' + qx'' + rx''' + \dots$$

видимо да је величина највероватније вредности  
 $x$  равна збиру величина мерених добивених по-

датана из којих је  $x$  израчунато поштоју  
формуле (3).

Појам тежине подразумева да је те-  
жина представљена узев позитивних бројев.  
Резултат, чија је величина  $= 0$ , нема никакве  
вредности.

2.

функција грешке.

5. За поред све (привидне) неправилности,  
која нам се, на први поглед, јавља у распореду  
грешака<sup>1)</sup> уживених при означавањима постоје,  
ипак, извесни закони, уверити се кад узмемо  
на ум 1) да се мале грешке јављају често по ве-  
лике грешке, пошто је теже избећи малу грешку  
од велике; 2) да су позитивне грешке исто колико  
честе као и негативне. То значи да је вероват-  
ноћа да се учини извесна грешка свакојако  
функција грешке. Осматрамо са  $\Delta$  грешку (а то је  
разлика између праве и означене вредности),

<sup>1)</sup> Овде, а и у будуће, разумемо под грешкама  
узев случајне грешке са којима Метода Нај-  
мањих Квадрата једнако и има посла.



$\varphi(\Delta_1), \varphi(\Delta_2), \dots, \varphi(\Delta_n)$ ,  
 а (сложена) вероватноћа за такав распоред пре-  
шака, тј. вероватноћа да се у  $n$  мерења унесе  
 те, а ни које друге пре-шаке, равна је апроксимацији  
 из горњих вероватноћа, дакле

$$W(\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n) = \varphi(\Delta_1) \varphi(\Delta_2) \dots \varphi(\Delta_n).$$

Констатирајемо да је  $W(\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n)$  функција не-  
 познате  $x$ , пошто су  $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n$  такође зависни  
 од  $x$  (в. обрачке 6). То онда значи да  $W(\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n)$   
 зависи од начина како је  $x$  добијено из да-  
 датих вредности  $x_1, x_2, \dots, x_n$ . Појмовито је да ко-  
 личину  $x$  треба одредити из мерених вредности  
 тако како ће на основу такво израчунавог  $x$ -а  
 да постане

$$W(\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n) = \text{Макимум.}$$

Као најевидентнији начин, да се из више по-  
 стављених вредности одреде највероватнија  
 вредности једне количине, узели смо принцип арит-  
 метичке средње. Хипотеза о аритметичкој средњој  
 (коју, због њене евидентности, можемо назвати аксио-  
 мом Методе Најмањих Квадрата) мора, дакле,  
 за  $x$  дати такву вредност, која ће учинити да

1) в. Начела Науке о Вероватноћи, гл. 10. формула 3).

$W(\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n)$  буде веће од сваке друге неке  
 вредности коју бисмо добили кад бисмо узео,  
 јули на параб дружим начин одређивања  
 нејасноте  $x$  из података  $x_1, x_2, \dots, x_n$ . Вредност  
 $x$ -а, коју добијемо на основу принципа о арит-  
 метичкој средњој или што је исто на основу  
 једначине

$$\Delta_1 + \Delta_2 + \dots + \Delta_n = 0 \quad (26)$$

(в. т. 3. формулу 2) значи да је  $W(\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n)$ , тј.

$$\varphi(\Delta_1) \varphi(\Delta_2) \dots \varphi(\Delta_n) = \text{Мак.}, \quad (7)$$

та дакле и

$$l[\varphi(\Delta_1) \varphi(\Delta_2) \dots \varphi(\Delta_n)] = \text{Мак.},$$

односно

$$l\varphi(\Delta_1) + l\varphi(\Delta_2) + \dots + l\varphi(\Delta_n) = \text{Мак.},$$

одакле

$$\frac{\varphi'(\Delta_1)}{\varphi(\Delta_1)} \frac{d\Delta_1}{dx} + \frac{\varphi'(\Delta_2)}{\varphi(\Delta_2)} \frac{d\Delta_2}{dx} + \dots + \frac{\varphi'(\Delta_n)}{\varphi(\Delta_n)} \frac{d\Delta_n}{dx} = 0$$

или, пошто је на основу једначине (6)

$$\frac{d\Delta_1}{dx} = \frac{d\Delta_2}{dx} = \dots = \frac{d\Delta_n}{dx} = 1,$$

простаје

$$\frac{\varphi'(\Delta_1)}{\varphi(\Delta_1)} + \frac{\varphi'(\Delta_2)}{\varphi(\Delta_2)} + \dots + \frac{\varphi'(\Delta_n)}{\varphi(\Delta_n)} = 0. \quad (7a)$$

Унајутни на уму да једначине (26) и (7), односно  
 једначине (26) и (7a) потпуно су једне исте претво-  
 ставке (принципа о аритметичкој средњој), да

оне sadrže u sebi isto načelo samo u dvema različitim formama, i da, prema tome, pomenute jednačine vazađa u isto vreme vaze - sleduje da su jednačine (2b) i (7a) u stvari identične, odakle (с обзиром на то да су решења  $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n$  potpuno nezavisne jedna od druge) zaključujemo da су по „једини гласови jednačine (2b) пропорционални одговарајућим гласовима jednačine (7a), да је

$$\frac{\varphi'(\Delta_1)}{\varphi(\Delta_1)} : \Delta_1 = \frac{\varphi'(\Delta_2)}{\varphi(\Delta_2)} : \Delta_2 = \dots = \frac{\varphi'(\Delta_n)}{\varphi(\Delta_n)} : \Delta_n =$$

једној константи  $k$ , дакле уопште

$$\frac{\varphi'(\Delta)}{\varphi(\Delta)} : \Delta = k, \text{ odakle } d\varphi(\Delta) = k\Delta d\Delta,$$

$$\varphi(\Delta) = \frac{1}{2}k\Delta^2 + lC, \quad \varphi(\Delta) = Ce^{\frac{1}{2}k\Delta^2}$$

На основу овога sleduje  $\varphi(\Delta_1)\varphi(\Delta_2)\dots\varphi(\Delta_n)$  или

$$W(\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n) = C^n e^{\frac{1}{2}k(\Delta_1^2 + \Delta_2^2 + \dots + \Delta_n^2)}$$

Услед тога ми за  $x$ , које се добија из једн. (2b), постоје  $W = \text{Max.}$ , дакле

$$\frac{dW}{dx} = 0, \quad \frac{d^2W}{dx^2} < 0,$$

јесте

$$\begin{aligned} \frac{dW}{dx} &= \frac{dW}{d\Delta_1} \frac{d\Delta_1}{dx} + \frac{dW}{d\Delta_2} \frac{d\Delta_2}{dx} + \dots + \frac{dW}{d\Delta_n} \frac{d\Delta_n}{dx} \\ &= C^n e^{\frac{1}{2}k(\Delta_1^2 + \Delta_2^2 + \dots + \Delta_n^2)} \cdot k(\Delta_1 \frac{d\Delta_1}{dx} + \Delta_2 \frac{d\Delta_2}{dx} + \dots + \Delta_n \frac{d\Delta_n}{dx}) \\ &= kW(\Delta_1 + \Delta_2 + \dots + \Delta_n) = 0, \end{aligned}$$

$$\frac{d^2W}{dx^2} = k(\Delta_1 + \Delta_2 + \dots + \Delta_n) \frac{dW}{dx} + kW \left( \frac{d\Delta_1}{dx} + \frac{d\Delta_2}{dx} + \dots + \frac{d\Delta_n}{dx} \right).$$

Први глан на десној страни раван је нули ( $\Delta_1 + \Delta_2 + \dots + \Delta_n = 0, \frac{dW}{dx} = 0$ ), а у другој је глану  $\frac{d\Delta_1}{dx} + \frac{d\Delta_2}{dx} + \dots + \frac{d\Delta_n}{dx} = n$ , тако да је  $\frac{d^2W}{dx^2} = nkW$ .

Пошто је  $\frac{d^2W}{dx^2} < 0$ , изгубили смо посматрања  $n > 0$ , а исто тако и вероватноћа  $W > 0$ , значи мора да је  $k < 0$ . Ставимо  $\frac{1}{2}k = -h^2$ , тако да функција решења добија вид

$$\varphi(\Delta) = Ce^{-h^2\Delta^2} \quad (\alpha)$$

7. Да бисмо одредили јом и интеграциону кон. ставу  $C$  у горњој формули (α) за функцију  $\varphi(\Delta)$  послужит ćemo се израцем (5) у гл. 5. по коме је

$$C \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-h^2\Delta^2} d\Delta = 1,$$

одакле

$$C = \frac{1}{\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-h^2\Delta^2} d\Delta} \quad (\beta)$$

1) Да константа  $k$  мора да буде негативна појми, било је с тога ми функција решења оцага са растењем решења, ми ипак нећемо бити да је  $k > 0$ . Овако гласи у из формуле (α) да функција  $\varphi(\Delta)$  оцага да са растењем решења  $\Delta$ ; да је за  $\Delta = \pm\infty; \varphi(\Delta) = 0$  (тај да је бесконачно велика решења немогућа) и најзад да је  $\varphi(-\Delta) = \varphi(\Delta), 0 < \varphi(\Delta) < 1$ . Ово су све раније већ извршена својства функције решења.

Одреджување константе  $C$  војди нас, дакле, иста, лажно одреденој интеграла  $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-h^2 \Delta^2} d\Delta$ , кајзи, кај се стави

$$h\Delta = x, \quad h d\Delta = dx,$$

добуја вид

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-h^2 \Delta^2} d\Delta = \frac{1}{h} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2} dx.$$

Пре свега је

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2} dx = \int_{-\infty}^0 e^{-x^2} dx + \int_0^{+\infty} e^{-x^2} dx.$$

Ако у првине интегралу на десној страни заменимо  $x = -\xi$  добитено

$$\int_{-\infty}^0 e^{-x^2} dx = - \int_{+\infty}^0 e^{-\xi^2} d\xi = \int_0^{+\infty} e^{-\xi^2} d\xi,$$

а пошто је свеједно којим се писменом ознакава променлива у једном одреденом интегралу, то је

$$\int_{-\infty}^0 e^{-x^2} dx = \int_0^{+\infty} e^{-x^2} dx$$

и према томе

$$(8) \quad \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-h^2 \Delta^2} d\Delta = \frac{2}{h} \int_0^{+\infty} e^{-x^2} dx.$$

Овај последњи интеграл напишамо на следети начин.

Узмио двоструки интеграл

$$\int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} e^{-x^2 - y^2} dx dy = \int_0^{+\infty} e^{-y^2} dy \int_0^{+\infty} e^{-x^2} dx.$$

Интегрирајте по  $y$  може  $\int_0^{+\infty} e^{-x^2} dx$ , у коме нема про, менливе  $y$ , да се сматра као константа и да се, као константан фактор, стави пред  $\int_0^{+\infty} e^{-y^2} dy$ . Тако исто се овај последњи интеграл може да сматра као константан фактор онога пр, вој интеграла. Према томе може двоструки интеграл  $\int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} e^{-x^2 - y^2} dx dy$  да се представи као

проевод из два проста интеграла, а пошто су та два проста интеграла одредени и једно се разликују у ознакавању интегралне промен, вине, дакле идентична су ( $\int_0^{+\infty} e^{-y^2} dy = \int_0^{+\infty} e^{-x^2} dx$ ), то

се помешути двоструки интеграл може да изрази као квадрат једној простои интеграла

$$\int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} e^{-x^2 - y^2} dx dy = \left( \int_0^{+\infty} e^{-y^2} dy \right) \left( \int_0^{+\infty} e^{-x^2} dx \right) = \left( \int_0^{+\infty} e^{-x^2} dx \right)^2,$$

одакле

$$\int_0^{+\infty} e^{-x^2} dx = \sqrt{\int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} e^{-x^2 - y^2} dx dy}. \quad (9)$$

Обим овог исказа може намера интеграла  $\int_0^{+\infty} e^{-x^2} dx$  свели на израчунавање двоструког интеграла  $\int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} e^{-x^2 - y^2} dx dy$ . Ставимо  $y = xt$ ,  $dy = x dt$  (ако се  $y$  интегралу по  $y$  има  $x$  сматрати као константа),

на теме годintu

$$\int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} e^{-x^2-y^2} dx dy = \int_0^{+\infty} dt \int_0^{+\infty} e^{-x^2(1+t^2)} x dx.$$

Обзе је  $\int_0^{+\infty} e^{-x^2(1+t^2)} x dx = \left[ -\frac{e^{-x^2(1+t^2)}}{2(1+t^2)} \right]_{x=0}^{x=+\infty} = \frac{1}{2(1+t^2)}$  <sup>1)</sup>

и према томе

$$\int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} e^{-x^2-y^2} dx dy = \int_0^{+\infty} \frac{dt}{2(1+t^2)} = \left[ \frac{1}{2} \operatorname{arctg} t \right]_{t=0}^{t=+\infty} = \frac{\pi}{4},$$

дакле према формули (8)

$$(8) \quad \int_0^{+\infty} e^{-x^2} dx = \frac{\sqrt{\pi}}{2}.$$

Повратком формулама (8), (3), (4) следује

$$(9) \quad \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-h^2 \Delta^2} d\Delta = \frac{\sqrt{\pi}}{h}, \quad C = \frac{h}{\sqrt{\pi}},$$

$$\varphi(\Delta) = \frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \Delta^2}.$$

3.

Значај константе  $h$ .  
(Мера тачности.)

8. Константа  $h$ , која се јавља у изразу за функцију гешке  $\varphi(\Delta)$  (в. формулу 9) зависи од тачности мерења

1) Сутинтитуција  $-x^2(1+t^2) = u$ ,  $x dx = -\frac{du}{2(1+t^2)}$  налазимо

$$\int e^{-x^2(1+t^2)} x dx = -\frac{1}{2(1+t^2)} \int e^u du = -\frac{e^u}{2(1+t^2)} + \text{const.} = -\frac{e^{-x^2(1+t^2)}}{2(1+t^2)} + \text{const.}$$

и може, према томе, да послужи као мера за каквоћу (тачност) мерења. Из израза (9) знамо да је за  $\Delta = 0$ ,  $\varphi(0) = \frac{h}{\sqrt{\pi}}$ . То значи: вероватноћа, да се у извесном мерењу уреди вредност  $\Delta = 0$ , јесте  $\frac{h}{\sqrt{\pi}}$ . Та вероватноћа зависи, дакле, од константе  $h$ .  
Из тога закључујемо да вредност константе  $h$  зависи од тачности мерења, због чега се она (константа  $h$ ) по Гаус-у и zove мера тачности (Maass der Genauigkeit, Maass der Präcision; mesure de la précision).

За мерења, која су извршена под једнаким условима,  $h$  има једну исту вредност. За такав један нас посматраних вредности јесте вероватноћа да ће извесна вредност лежати у границама  $-\delta$  и  $+\delta$  (тај да нека апсолутна вредност није већа од  $\delta$ ) представљена формулом (4) у гл. 5.

$$W(-\delta < \Delta < +\delta) = \frac{h}{\sqrt{\pi}} \int_{-\delta}^{+\delta} e^{-h^2 \Delta^2} d\Delta = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-h\delta}^{+h\delta} e^{-x^2} dx.$$

Аналогно за такав други нас посматраних вредности јесте вероватноћа, да ће једна вредност лежати у границама  $-\delta'$  и  $+\delta'$  (тај да нека апсолутна вредност неће бити већа од  $\delta'$ ), ово

1) кад се стави  $h\Delta = x$ , дакле  $\Delta = \frac{x}{h}$ ,  $d\Delta = \frac{dx}{h}$ .  
Тада је за  $\Delta = -\delta$ ,  $x = -h\delta$ , за  $\Delta = +\delta$ ,  $x = +h\delta$ .

$$W'(-\delta' \leq \Delta \leq +\delta') = \frac{h'}{\sqrt{\pi}} \int_{-\delta'}^{+\delta'} e^{-h'^2 \Delta^2} d\Delta = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-h'\delta'}^{+h'\delta'} e^{-x^2} dx.$$

Ако узмемо да је  $W(-\delta \leq \Delta \leq +\delta) = W'(-\delta' \leq \Delta \leq +\delta')$ , дакле

$$\frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-\delta}^{+\delta} e^{-x^2} dx = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-h'\delta'}^{+h'\delta'} e^{-x^2} dx$$

добитно

$$h\delta = h'\delta' \quad \text{или} \quad h : h' = \delta' : \delta.$$

Да бисмо боље објаснили смисао ове пропорције ставимо  $h : h' = m$ . Тада је  $\delta' = m\delta$ . Пошто су вероватноће за грешке  $\delta$  и  $\delta'$  једнаке ( $W = W'$ ), следи да је у другом низу посматрања једна  $m$  пута  $\delta$  велика грешка исто тако попутна (вероватна) као што је у првом низу посматрања проста грешка  $\delta$ . Природно је да кажемо да је први низ посматрања  $m$  пута тачнији од другог. Тако нар. ако је  $m = \frac{h}{h'} = 2, 3, \dots$ , тада се првоме низу посматрања има приписати 2 пута, 3 пута, ... већа тачност по другоме низу. Однос (размера) између констаната  $h$  и  $h'$  изражава, дакле, релативну тачност посматрања, којима припадају константе  $h$  и  $h'$ . Из овога видимо, да константа  $h$

зависи од тачности уривених посматрања, за које ова важи и обрнуто, да се константа  $h$  може сматрати као мера за тачност посматрања. Метрички база имају на уму, да се тачност посматрања, па дакле и број  $h$ , који њу представља, има сматрати као релативан број, који се односи на два нива посматрања. Тачну пропорцију можемо да изражимо речима: тачност посматрања стоји у обрнутој пропорцији са великом грешком, која је у оданом низу посматрања подједнако вероватна.

4.

Начело Методе Најмањих Квадрата.

9. Вероватноћа, да се у  $n$  одајава грешке извесне грешке  $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n$ , равна је производу вероватноћа за поједице грешке

$$W(\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n) = \varphi(\Delta_1) \cdot \varphi(\Delta_2) \cdot \dots \cdot \varphi(\Delta_n)$$

(б.г.б.), дакле, ако претпоставимо да су сва одајања једнаке тачности (број  $h$  за сва одајања

један нитан), а на основу формуле (9) у р. 7.

$$(10) W(\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n) = \left(\frac{h}{\sqrt{\pi}}\right)^n e^{-h^2(\Delta_1^2 + \Delta_2^2 + \dots + \Delta_n^2)}$$

Ми смо раније (у р. 6.) утврдили претпоставку да је ова вероватноћа функција независне (парне вредности)  $x$  и да  $W(\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n)$  зависи од тога како се одређује  $x$ . Очевидно да ће овај начин одређивања нитанске  $x$  бити најбољи, па дакле и ова вредност  $x$ -а бити највероватнија, која буде утврђена да постане

$$W(\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n) = \text{Max.}$$

(б. формулу (7) у р. 6.), а ово је (као што видимо из формуле (10)) случај, кад је

$$(11) \Delta_1^2 + \Delta_2^2 + \dots + \Delta_n^2 = \text{Min.}$$

Уобичајено је икарамо назвати Методе Најмањих Квадрата: највероватнија вредност једне популације, која је више пута са појединачном карактеристиком, јесте она која има да је збир квадрата (на основу те ивесеке вредности независне испитиваних) грешака мањи него би он био у неком другом случају. Да је ово названо о најмањем

збиру квадрата грешака, које је и теорији овој дано име, извештава са овим јом у поредак испрекоме претпоставку функције, турске средине, видимо пошто из једн. (11) следи

$$\frac{d(\Delta_1^2 + \Delta_2^2 + \dots + \Delta_n^2)}{dx} = 0,$$

одакле

$$\Delta_1 + \Delta_2 + \dots + \Delta_n = 0$$

(једн. (26) у р. 6.).

10. Утврдио случај да је мера карактеристике постојећих карактеристика различита. Осим тога мера карактеристика са  $h_1, h_2, \dots, h_n$ . Тада је сложена вероватноћа за утврђење грешака

$$W = \frac{h_1 h_2 \dots h_n}{\sqrt{\pi}^n} e^{-(h_1^2 \Delta_1^2 + h_2^2 \Delta_2^2 + \dots + h_n^2 \Delta_n^2)} \quad (12)$$

Да би постојало  $W = \text{Max.}$  мора да је

$$h_1^2 \Delta_1^2 + h_2^2 \Delta_2^2 + \dots + h_n^2 \Delta_n^2 = \text{Min.}, \quad (13)$$

одакле

$$\frac{d(h_1^2 \Delta_1^2 + h_2^2 \Delta_2^2 + \dots + h_n^2 \Delta_n^2)}{dx} = 0$$

или, пошто су  $h_1, h_2, \dots, h_n$  константе,

$$h_1^2 \Delta_1 + h_2^2 \Delta_2 + \dots + h_n^2 \Delta_n = 0. \quad (14)$$

Из израза (13) излази право: највероватнија



вредност мере неопределене, која је мерена висте ишта,  
али са равном варјансом, јесте она, која има  
да је збир <sup>квадрата</sup> ~~пробаварајуте~~ <sup>поистине</sup> мере ~~варјанси~~ <sup>такође</sup>.

Из гл. 4. имамо следећи образац (3)

$$x = \frac{px^1 + qx^2 + rx^3 + \dots}{p+q+r+\dots}$$

који можемо да напишемо

$$p(x-x^1) + q(x-x^2) + r(x-x^3) + \dots = 0$$

или

$$p\Delta_1 + q\Delta_2 + r\Delta_3 + \dots = 0.$$

Пошто је ова формула идентична са формулом (14),

следи пропорционалност

$$(15) \quad h_1^2 : h_2^2 : h_3^2 : \dots = p : q : r : \dots$$

или

$$(15a) \quad h_1 : h_2 : h_3 : \dots = \sqrt{p} : \sqrt{q} : \sqrt{r} : \dots$$

Пошто да су тежине пропорционалне са ква-  
дратом мере варјанси или мере тактоности  
пропорционалне са квадратним кореном из  
тежине.

## Вероватна грешка.

11. Заметило се да су све грешке, које су учи-  
њене у једној серији опажања, срећене по ви-  
ској асиметријској величини једна до друге.

Она грешка у средњини, тј. она грешка којој  
и сто колико пута претходе колико јој и  
следију<sup>1)</sup> зове се вероватна грешка (wahrscheinlicher Fehler; erreur probable). Вероват-  
на грешка за један пут посматрања то је, дакле,  
она вредност истог које је уписано место  
колико грешака колико и изнад ње. Или:  
вероватна грешка то је количина за коју је  
вероватноћа да ће у једном опажању учи-

<sup>1)</sup> Ово строго важи кад је број опажања, па  
дакле и број грешака непаран. У парним  
случајима имамо два средња знака у реду гре-  
шака, и онда се њихова аритметичка средна  
целина као вероватна грешка.

векна времена  $\Delta t$  (или  $\Delta x$ ) од не равна  
једној покривци.

Основно са  $r$  вероватноу времену. На основу  
дефиниције треба да је вероватноћа да ће у не-  
весном опитном времену  $\Delta t$  (или  $\Delta x$ )  
по услов  $\Delta t$  (или  $\Delta x$ ) од  $r$ , тј. да ће ова  
времена лежати између  $-r$  и  $+r$ , равна једној  
покривци, да је гласи:

$$W(-r < \Delta < +r) = \int_{-r}^{+r} \varphi(\Delta) d\Delta = \frac{1}{2}$$

или с обзиром на формулу 9) у р. 7.

$$W(-r < \Delta < +r) = \int_{-r}^{+r} \frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \Delta^2} d\Delta = \frac{1}{2},$$

које узев фор  $\Delta$  мамо је

$$\int_{-r}^{+r} \frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \Delta^2} d\Delta = 2 \int_0^{+r} \frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \Delta^2} d\Delta = \frac{2h}{\sqrt{\pi}} \int_0^{+r} e^{-h^2 \Delta^2} d\Delta$$

можемо да напишемо

$$W(-r < \Delta < +r) = \frac{2h}{\sqrt{\pi}} \int_0^{+r} e^{-h^2 \Delta^2} d\Delta = \frac{1}{2}$$

или, ако ставимо  $h\Delta = t$

$$\frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{hr} e^{-t^2} dt = \frac{1}{2},$$

огласи

$$\int_0^{hr} e^{-t^2} dt = \frac{\sqrt{\pi}}{4}. \quad (16)$$

Да смо постоје две формуле (16) успаруемо  $hr$   
посредством еквивалентне функције  $e^{-t^2}$  у ред:

$$e^{-t^2} = 1 - \frac{t^2}{1} + \frac{(t^2)^2}{2!} - \frac{(t^2)^3}{3!} + \frac{(t^2)^4}{4!} - \dots$$

и пошто је овај ред конвергентан за све вред-  
ности аргумента  $t^2$  годимо интерпретаци-

$$\begin{aligned} \int_0^{hr} e^{-t^2} dt &= \left[ t - \frac{t^3}{3} + \frac{1}{2!} \frac{t^5}{5} - \frac{1}{3!} \frac{t^7}{7} + \frac{1}{4!} \frac{t^9}{9} - \dots \right]_{t=0}^{t=hr} \\ &= hr - \frac{(hr)^3}{3} + \frac{1}{2!} \frac{(hr)^5}{5} - \frac{1}{3!} \frac{(hr)^7}{7} + \frac{1}{4!} \frac{(hr)^9}{9} - \dots \\ &= \frac{\sqrt{\pi}}{4} = 0,4431134627, \end{aligned} \quad (17)$$

огласи

$$hr = 0,4769362761. \quad (18)$$

На основу овога у ставу смо да у ставу став,  
дан израз успаруемо  $h$  као  $\Delta$  мамо  
огласи  $r$ . У једнакости (18) видимо да мамо  
такође стави у одређеној мамо са мамо  
важно мамо.

12. формулом (18) годимо мамо мамо  
 $h$  у ставу мамо мамо

$$W(\alpha < \Delta < \beta) = \int_{\alpha}^{\beta} \frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \Delta^2} d\Delta, \quad (4a)$$

а то је вероватноћа да успева према леви у којим  
суо премама  $\alpha$  и  $\beta$ .

Вероватноћа да исходина вредност једне према  
не буде ветна од  $\delta_1$  јесте

$$W(-\delta_1 < \Delta < +\delta_1) = \frac{h}{\sqrt{\pi}} \int_{-\delta_1}^{+\delta_1} e^{-h^2 \Delta^2} d\Delta = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-h\delta_1}^{+h\delta_1} e^{-x^2} dx$$

$$= \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{h\delta_1} e^{-x^2} dx.$$

На основу две вероватноће спрј према, чија исходи  
на вредност није ветна од  $\delta_1$  у једној према од  $n$   
опака (мерења), која су исходина са исходина  
 $h$ , јесте

$$B_1 = n \cdot \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{h\delta_1} e^{-x^2} dx$$

и аналогно са према исходи  $\delta_2$

$$B_2 = n \cdot \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{h\delta_2} e^{-x^2} dx.$$

Према овине је (а на основу формуле 4а) спрј према,  
чија исходина вредност леви исходи  $\delta_2$  и  $\delta_1$ , уве  
да је  $\delta_2 > \delta_1$ , према према према

$$(19) \quad B_2 - B_1 = n \cdot \left[ \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{h\delta_2} e^{-x^2} dx - \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{h\delta_1} e^{-x^2} dx \right].$$

формула (19) може да исходи са исходи према

добивених резултата са исходи према  
формула. Спрј према у једној  
исходи према, према према  
по исходи према у једној, са исходи према  
према према према на основу формуле (19), до  
исходи према у једној се исходи према  
са исходи према. Исходи, у једној, по  
према према према (19): у једној  
према у једној су исходи према према, на  
према према према. Према од према  
према према, према је према  
да је према према (да према и према)  
према према, јер према према  
према према да према према (в. на  
према према према). У једној је према  
према према према, према у једној  
према је према према у једној те и према  
према према према. Да према,  
према, према према према у једној,  
према према према у једној према

милу нипод истакну слободна од пожељаних грешака, које овакв везамајем милу и не милу бити предвугрене.

6.

### Средња грешка.

13. Аритметичка средња  $\frac{\Delta_1 + \Delta_2 + \dots + \Delta_n}{n}$  из великих грешака не даје правилну оцену за факност мерења, пошто грешке милу бити позитивне и негативне. Тако да аритметичка средња може да буде врло мала, па и равна нули и онда ако су грешке врло велике. Заводећи појам средње грешке (mittlerer Fehler, error medius methodicus)

$$(20) \quad \mu = \pm \sqrt{\frac{\Delta_1^2 + \Delta_2^2 + \dots + \Delta_n^2}{n}} = \pm \sqrt{\frac{[\Delta^2]}{n}} \quad ^1)$$

величина средње грешке (која је, у остацима, подједнако вероватна са знаком + као и са знаком -) стоји у вези са апсолутном величином грешака и према томе даје вероватну меру за факност мерења.

<sup>1)</sup> Изглавање суме поштацима заградом је по примеру Гаус-овом.

(на крају гл. 12.)

Напомена. Ако у образцу

$$B_1 = n \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{h\delta_1} e^{-x^2} dx$$

ставимо  $n = 1000$

$$\delta_1 = \frac{1}{2}r, \text{ дакле } h\delta_1 = \frac{hr}{2} = 0,23847 \text{ налазимо } B_1 = 264$$

$$\delta_1 = r, \quad " \quad h\delta_1 = hr = 0,47694 \quad " \quad B_1 = 500$$

$$\delta_1 = \frac{3}{2}r, \quad " \quad h\delta_1 = \frac{3hr}{2} = 0,71540 \quad " \quad B_1 = 688$$

$$\delta_1 = 2r, \quad " \quad h\delta_1 = 2hr = 0,95387 \quad " \quad B_1 = 823$$

$$\delta_1 = \frac{5}{2}r, \quad " \quad h\delta_1 = \frac{5hr}{2} = 1,19234 \quad " \quad B_1 = 908$$

$$\delta_1 = 3r, \quad " \quad h\delta_1 = 3hr = 1,43081 \quad " \quad B_1 = 956$$

$$\delta_1 = \frac{7}{2}r, \quad " \quad h\delta_1 = \frac{7hr}{2} = 1,66928 \quad " \quad B_1 = 982$$

$$\delta_1 = 4r, \quad " \quad h\delta_1 = 4hr = 1,90774 \quad " \quad B_1 = 993$$

$$\delta_1 = \frac{9}{2}r, \quad " \quad h\delta_1 = \frac{9hr}{2} = 2,14621 \quad " \quad B_1 = 998$$

$$\delta_1 = 5r, \quad " \quad h\delta_1 = 5hr = 2,38468 \quad " \quad B_1 = 999.$$

По томе да по теорији треба у 1000 случајева да се јаве

264	зрешае	$\angle \frac{1}{2}r$
500	"	$\angle r$
688	"	$\angle \frac{3}{2}r$
823	"	$\angle 2r$
908	"	$\angle \frac{5}{2}r$
956	"	$\angle 3r$
982	"	$\angle \frac{7}{2}r$
993	"	$\angle 4r$
998	"	$\angle \frac{9}{2}r$
999	"	$\angle 5r,$

где  $r$  оськарава средня зрешае.

Средњу вредност можемо да дефинишемо као вредност за коју је вероватноћа да ће се поновити у  $n$  понављања једнака вероватноћи за свако од  $n$  независних испита  $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n$  у предстојећој  $z$  је мера  $z$  иста у обе серије одабраних испита.

Вероватноћа, да је у извесном понављању  $z$  вредност  $\mu$ , тј. да вредност лежи између  $\mu$  и  $\mu + d\mu$ , јесте на основу формуле (9) у гл. 7.

$$\frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \mu^2} d\mu,$$

а вероватноћа да се иста вредност  $\mu$  јави  $n$  пута поновљено

$$\left(\frac{h}{\sqrt{\pi}}\right)^n e^{-nh^2 \mu^2} (d\mu)^n \quad 1)$$

Вероватноће за вредности  $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n$ , ако и за свако од њих иста вредност  $d\mu$ , јесте

$$\frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \Delta_1^2} d\mu, \quad \frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \Delta_2^2} d\mu, \quad \dots \quad \frac{h}{\sqrt{\pi}} e^{-h^2 \Delta_n^2} d\mu$$

и према томе сложена вероватноћа да се све те вредности јаве у  $n$  одабраних испита

$$\left(\frac{h}{\sqrt{\pi}}\right)^n e^{-h^2 (\Delta_1^2 + \Delta_2^2 + \dots + \Delta_n^2)} (d\mu)^n \quad 2)$$

На основу горњег функционисања средње вредности треба да је

- 1) Визити Навеса Науре о Вероватности на крају гл. 10.
- 2) Навеса Науре о Вероватности гл. 10. формула 3).

$$\left(\frac{h}{\sqrt{\pi}}\right)^n e^{-h^2 \mu^2} (d\mu)^n = \left(\frac{h}{\sqrt{\pi}}\right)^n e^{-h^2(\Delta_1^2 + \Delta_2^2 + \dots + \Delta_n^2)},$$

огарне

$$n\mu^2 = \Delta_1^2 + \Delta_2^2 + \dots + \Delta_n^2$$

$$\mu = \pm \sqrt{\frac{\Delta_1^2 + \Delta_2^2 + \dots + \Delta_n^2}{n}} = \pm \sqrt{\frac{[\Delta^2]}{n}}$$

14. Према формули (9) у гл. 7., а на основу правила за сложну вероватноћу<sup>1)</sup>, вероватноћа за у н по, сматрања укупне грешке  $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n$  јесте

$$\left(\frac{h}{\sqrt{\pi}}\right)^n e^{-h^2(\Delta_1^2 + \Delta_2^2 + \dots + \Delta_n^2)}$$

или по Гаус-овом правилу Бернетица

$$\left(\frac{h}{\sqrt{\pi}}\right)^n e^{-h^2[\Delta^2]}$$

Овај израз, на основу правилног приговора Методе Најмањих Квадрата, мора да одговара услову максимума. Но пошто су грешке  $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_n$  по, знате, дакле и збир њихових квадрата одређен, следује да горњи израз само тако може истаћи, вама услов максимума, ако подесно одредимо величину  $h$ , тј. ако ставимо да је прва изводна пона израз уметна по  $h$  равна нули:

<sup>1)</sup> В. Норман Хаунс о Вероватноћи гл. 10. формула 3).

$$\frac{n h^{n-1}}{\sqrt{\pi}^n} e^{-h^2[\Delta^2]} - \frac{2h^{n+1}}{\sqrt{\pi}^n} [\Delta^2] e^{-h^2[\Delta^2]} = 0$$

огарне

$$\sqrt{\frac{[\Delta^2]}{n}} = \mu = \frac{1}{h\sqrt{2}}$$

(21)

7.

Просекна грешка.

15. Аритметичка средња с аисонутних вредности грешака све се просекна грешка (Durchschnittsfehler). Осимко са  $(\Delta_1), (\Delta_2), \dots, (\Delta_n)$  грешке по нивој аисонутној вредности, тада је просекна грешка

$$\eta = \frac{(\Delta_1) + (\Delta_2) + \dots + (\Delta_n)}{n} = \frac{[(\Delta)]}{n}. \quad (22)$$

На основу формуле (9) у гл. 7. вероватноћа за грешку  $\Delta$ , представљена је функцијом  $\varphi(\Delta)$ . Број грешака величине  $\Delta$ , у  $n$  посматрања је  $n\varphi(\Delta)$ , а сума сви таквих грешака  $\Delta$ , укупно по аисонутној вредности, равна је  $\Delta \cdot n\varphi(\Delta)$ . Тако исто сума грешака  $\Delta_2$  јесте  $\Delta_2 \cdot n\varphi(\Delta_2)$  итд. Дакле

$$(\Delta_1) + (\Delta_2) + \dots + (\Delta_n) = n[\Delta_1 \varphi(\Delta_1) + \Delta_2 \varphi(\Delta_2) + \dots + \Delta_n \varphi(\Delta_n)]$$

и према формули (22) просекна грешка

$$\eta = \Delta_1 \varphi(\Delta_1) + \Delta_2 \varphi(\Delta_2) + \dots + \Delta_n \varphi(\Delta_n) = \sum \Delta \varphi(\Delta).$$

Предостављајући велики број посматрања (и го-  
ворно велико) можемо суму да заменимо инте-  
гралом и с обзиром на нашу функцију изведених  
можемо са великом приближношћу да ставимо

$$\eta = \int_{-\infty}^{+\infty} \Delta \varphi(\Delta) d\Delta = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\infty} h \Delta e^{-h^2 \Delta^2} d\Delta.$$

Да бисмо нашим објављеним изразом узели  
 $h\Delta = x,$

са текм годити

$$\eta = \frac{2}{h\sqrt{\pi}} \int_0^{\infty} x e^{-x^2} dx = -\frac{1}{h\sqrt{\pi}} \int_0^{\infty} e^{-x^2} d(-x^2) = \left[ -\frac{e^{-x^2}}{h\sqrt{\pi}} \right]_0^{\infty}$$

$$(23) \quad = \frac{1}{h\sqrt{\pi}}.$$

8.

Веза између мере тачности,  
вероватне, средње и просекне време.

10. На основу формула

$$hr = 0,4769362761 \quad (18 \text{ у зп. 11.})$$

$$\mu = \frac{1}{h\sqrt{2}} \quad (21 \text{ у зп. 14.})$$

$$\eta = \frac{1}{h\sqrt{\pi}} \quad (23 \text{ у зп. 15.})$$

изводимо средње одне између мере тачности  
( $h$ ), вероватне време ( $r$ ), средње време ( $\mu$ ) и  
просекне време ( $\eta$ ):

$$h = 0,4769362761 \cdot \frac{1}{r} = \frac{1}{\mu\sqrt{2}} (= 0,7071068 \cdot \frac{1}{\mu}) = \frac{1}{\eta\sqrt{\pi}} (= 0,56419 \cdot \frac{1}{\eta})$$

$$r = 0,4769362761 \cdot \frac{1}{h} = 0,6744878 \mu = 0,8453476 \eta$$

$$\mu = \frac{1}{h\sqrt{2}} (= 0,7071068 \cdot \frac{1}{h}) = 1,4826021 r = \sqrt{\frac{\pi}{2}} \eta (= 1,2533141 \eta)$$

$$\eta = \frac{1}{h\sqrt{\pi}} (= 0,56419 \cdot \frac{1}{h}) = 1,1827372 r = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \mu (= 0,7978846 \mu).$$

Приметимо да је  $r \approx \frac{2}{3} \mu$ .

9.

Усредње тачности аритметичке средње  
са тачношћу појединачних мерења.

17. Нека су  $a_1, a_2, \dots, a_n$  измерене вредности немо-  
знаке погрешке  $x$ , дакле

$$\Delta_1 = a_1 - x, \quad \Delta_2 = a_2 - x, \quad \dots, \quad \Delta_n = a_n - x$$

укупне време у појединачним мерењима. Уз



$$x = a_1 - \Delta_1$$

$$x = a_2 - \Delta_2$$

$$x = a_n - \Delta_n$$

собирањем следује

$$nx = (a_1 + a_2 + \dots + a_n) - (\Delta_1 + \Delta_2 + \dots + \Delta_n)$$

$$x = \frac{a_1 + a_2 + \dots + a_n}{n} - \frac{\Delta_1 + \Delta_2 + \dots + \Delta_n}{n}$$

Први члан на десној страни је аритметичка средња, дакле највероватнија вредност непознате  $x$ , а други је члан грешка аритметичке средње. Квадрат ове грешке, основано је са  $M$ , јесте

$$M^2 = \frac{(\Delta_1 + \Delta_2 + \dots + \Delta_n)^2}{n^2}$$

однос

$$n^2 M^2 = (\Delta_1^2 + \Delta_2^2 + \dots + \Delta_n^2) + 2(\Delta_1 \Delta_2 + \Delta_1 \Delta_3 + \dots + \Delta_2 \Delta_3 + \dots)$$

Други члан на десној страни ове једначине обробо ван је из производа из две грешке. Но пошто су позитивне и негативне грешке појединачно не могу оверивати је да се ови производи ветва делова узajамно компензују, тако да њихова сума постоје незначајна према првоме члану на десној страни који је састављен из све самих позитивних појединачно. Према томе је, нарочито за велики број

исрека, дозвољено је, ако приближно узмемо

$$n^2 M^2 = \sum (\Delta^2) = [\Delta^2],$$

које савремено са формулом (20) у гл. 13. даје однос

$$M = \frac{\mu}{\sqrt{n}}, \quad \mu = M\sqrt{n}. \quad (25)$$

На основу тога што средње и вероватне грешке стоје у линеарном односу постоји, слично формули (25), за вероватну грешку аритметичке средње и вероватну грешку појединачних отапања аналогни образац

$$R = \frac{r}{\sqrt{n}}, \quad r = R\sqrt{n}. \quad (26)$$

Аналогно обрацима (24) у гл. 16. имамо

$$\left. \begin{aligned} R &= 0,6744898 M \\ M &= 1,4826021 R \end{aligned} \right\} \quad (27)$$

Тако исто, ако основано са  $H$  меру флуксуитета за аритметичку средњу, постоје слично формулама (24) обраци

$$\left. \begin{aligned} M &= \frac{1}{H\sqrt{2}} = 0,7071068 \cdot \frac{1}{H} \\ H &= \frac{1}{M\sqrt{2}} = 0,7071068 \cdot \frac{1}{M} \end{aligned} \right\} \quad (28)$$

С обзиром на формулу (25) може последни образац да се напише

$$(29) \quad H = \frac{\sqrt{n}}{\mu \sqrt{2}}$$

Назад, ако овде ставимо  $\mu = \frac{1}{h\sqrt{2}}$  (в. формулу (21) у зп. 14.), добићемо

$$(30) \quad H = h\sqrt{n},$$

одакле

$$(30a) \quad H : h = \sqrt{n} : 1.$$

То значи да мера флуктуације расте пропорционално ква-дратном корену из броја посматрања. У светлу ове те-ореме у зп. 4. релевант да величина посматрања расте упоредно са бројем посматрања постоји. Елемо пропорцију (30a) да искажемо: квадрати мера флуктуације сразмерни су тежини мапа. Собиром на горње формуле (25), (26) и (30) постоје пропорције

$$(31) \quad \begin{cases} M : m = \sqrt{r} : \sqrt{P} \\ R : r = \sqrt{r} : \sqrt{P} \\ H : h = \sqrt{P} : \sqrt{r}, \end{cases}$$

где  $P$  означава тежину аритметичке средње, а  $r$  те-жину једној посматрања.

Напомена. Тежина највероватније вредности равна је збиру тежина појединих мерења из којих је она доби-вена.

10.

Узрачунавање грешака на основу аритметичке средње и појединачно добрих посматрања.

18. Узрачунавање сви врста грешака остварују се на правим грешакама, а то су разлике између истинске вредности ме-рење популације и појединачних измерења. Вред-ности. Но пошто је права или истинска вредност мерење популације непозната, до су непознате и праве грешке појединих ме-рења и природно се намеће питање како се горе израчунавање врста грешака треба да рачунају помоћу приближних грешака, а то су разлике између посматрањих вред-ности и њихове аритметичке средње.

Означимо са  $a_1, a_2, \dots, a_n$  измерене вредности једне популације  $X$ , са

$$a = \frac{a_1 + a_2 + \dots + a_n}{n}$$

аритметичку средњу. Тада су

$$a_1 - a = \delta_1, \quad a_2 - a = \delta_2, \quad \dots \quad a_n - a = \delta_n$$

рачуном набаве приближене грешке.

Обележimo са  $\varepsilon$  грешку аритметичке средње:

$$\varepsilon = a - x$$

С обзиром да су праве грешке појединих мерења

$$a_1 - x = \Delta_1, \quad a_2 - x = \Delta_2, \quad \dots \quad a_n - x = \Delta_n$$

сведује

$$\Delta_1 = \delta_1 + \varepsilon, \quad \Delta_2 = \delta_2 + \varepsilon, \quad \dots \quad \Delta_n = \delta_n + \varepsilon$$

Одавде збир квадрата (истинских) грешака

$$[\Delta^2] = [\delta^2] + 2[\delta]\varepsilon + n\varepsilon^2$$

или, пошто је  $[\delta] = 0$ , простије

$$(x) \quad [\Delta^2] = [\delta^2] + n\varepsilon^2$$

Овде је константа  $\varepsilon$  (разлика између аритметичке средње  $a$  и непознате  $x$ ) непозната. Међутим ми можемо да уzmемо да се квадрат све разлике  $\varepsilon$ , у главноме, поврати са квадратом средње грешке  $M$  у резултату, тако да на основу формуле (25) у гл. 17. можемо да ставимо

$$\varepsilon^2 = \frac{M^2}{n}$$

где  $M$ , као и раније, означава средњу грешку

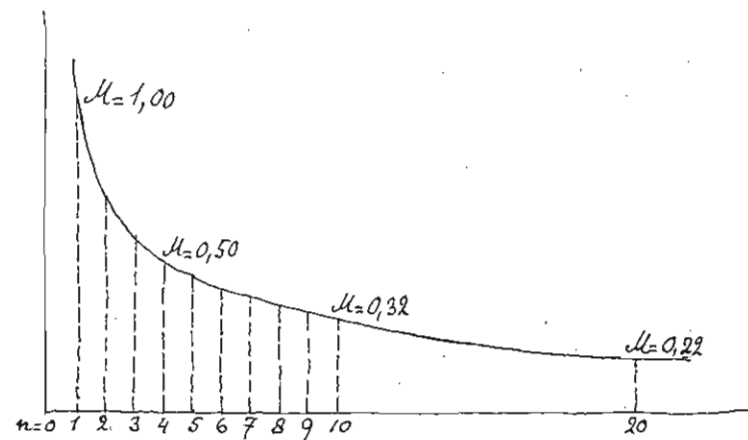
Примедба. формула (34)

$$M = \frac{\mu}{\sqrt{n}}$$

показује да средња грешка аритметичке средње опада пропорционално квадратном корену из броја мерења.

Да бисмо овај однос између  $M$  и  $n$  изразили графички пренесемо вредности од  $M$  као ординате за поједине вредности од  $n$  као абсцисе на основу неколико бројних вредности:

$n =$	1	2	3	4	5	6	8	10	20	50	100
$M =$	1,00	0,71	0,58	0,50	0,45	0,41	0,35	0,32	0,22	0,14	0,10



Везивањем постојаних величина добијамо једну линију претежне степенке која асимптотично додирује  $x$ -осу. За првих 5 до 10 мерења средња грешка  $M$  брзо опада, дакле ступа

важности расте, а затим опадање  $M$ -а иде врло sporo и линија добива  $X$ -осуду у бесконачности. Из таблице видимо да се тек код 100 мерева грешка  $M$  смањује на нея десети део. Мерева се, методом, не показују више од 5 до 10 пута. Једно својство што за велики број мерева средња грешка  $M$  врло споро опада, а друго и то, познато из раслоја што формула (34), на дане и бројне вредности горње таблице, на којима базира и конструкција линије за  $M$ , прети, става да су на мерава улице само слу, гајне грешке, које се са једнаком вероват, ноћом јављају са знаком  $+$  као и са знаком  $-$ . Овај услов није готово никад истуњен и зато се, при показивању мерава, мерају, по покуштву, оконости које повлаче собом ставање грешке, којих увека има.

појединачне мерева. С обим и с обзиром на  $[\Delta^2] = n\mu^2$  (в. формулу (20) у гл. 13.) једна, чина  $(\alpha)$  добила вид

$$n\mu^2 = [\delta^2] + \mu^2,$$

одекле

$$\mu = \pm \sqrt{\frac{[\delta^2]}{n-1}}. \quad (32)$$

Овим обрасцем исправунавамо, дане, средњу грешку из показивања нам (приближних) грешка, на  $\delta$ , а то су равне из показивања вредности  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$  и вишове аритметичке средње  $\alpha$ .

Према добитој формули код (24) у гл. 16. на, лажно да је вероватна грешка

$$v = \pm 0,6745 \sqrt{\frac{[\delta^2]}{n-1}}. \quad (33)$$

Наизглед с обзиром на формуле (25) и (27) у гл. 17. имамо за средњу и вероватну грешку аритметичке средње формуле

$$M = \pm \sqrt{\frac{[\delta^2]}{n(n-1)}}, \quad R = \pm 0,6745 \sqrt{\frac{[\delta^2]}{n(n-1)}} \quad (34)$$

$$= \frac{\mu}{\sqrt{n}}$$

19. Забуђеним суме  $[\delta]$  место суме  $[\delta^2]$  чинило да формуле (32), (33) и (34) у претходној глави по-стају погодније за практично рачување код подједнако добрих мерења. У претходавци да је број извршених мерења ( $n$ ) врло велики мо-жемо са великом приближношћу (на основу формуле (22) у гл. 15. и формуле (21) у гл. 14.) да

$$\text{место } n\eta = [\Delta] \text{ и } n\mu^2 = [\Delta^2]$$

$$\text{ставимо } n\eta = [\delta] \text{ и } n\mu^2 = [\delta^2].$$

Ова два израза у већи са формулом

$$\mu = \sqrt{\frac{\pi}{2}} \eta$$

(в. формуле у таблицу (24) у гл. 16.) даје следети однос, који за довољно велико  $n$ , постоји између суме  $[\delta^2]$  и  $[\delta]$

$$[\delta] = \pm \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sqrt{n[\delta^2]}, \quad \sqrt{[\delta^2]} = \pm \frac{[\delta]}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{\pi}{2}}.$$

С овим се горње формуле (32), (33) и (34) претварају у

$$(35) \quad \left\{ \begin{aligned} \mu &= \pm \frac{[\delta]}{\sqrt{n(n-1)}} \sqrt{\frac{\pi}{2}} = \pm 1,2533 \cdot \frac{[\delta]}{\sqrt{n(n-1)}} \\ \sigma &= \pm 0,6745 \frac{[\delta]}{\sqrt{n(n-1)}} \sqrt{\frac{\pi}{2}} = \pm 0,8453 \cdot \frac{[\delta]}{\sqrt{n(n-1)}} \end{aligned} \right.$$

$$\left. \begin{aligned} \mu &= \pm \frac{[\delta]}{n\sqrt{n-1}} \sqrt{\frac{\pi}{2}} = \pm 1,2533 \cdot \frac{[\delta]}{n\sqrt{n-1}} \\ \sigma &= \pm 0,6745 \frac{[\delta]}{n\sqrt{n-1}} \sqrt{\frac{\pi}{2}} = \pm 0,8453 \cdot \frac{[\delta]}{n\sqrt{n-1}} \end{aligned} \right\} (35)$$

11.

Одредивање средње и вероватне грешке из неједнако добрих посматрања.

20. Према начелу о аритметичкој средњој највероват-нија вредност једне пописне која је мерена више пута са равном вероватношћу и за коју добивени ре-султати  $a', a'', \dots$  имају велике  $r', r'', \dots$  јесте

$$a = \frac{r'a' + r''a'' + \dots}{r' + r'' + \dots} = \frac{[ra]}{[r]}.$$

Чео да се велике  $r', r'', \dots$  појединачних резултата  $a', a'', \dots$  могу сматрати као бројеви посматрања<sup>1)</sup> која су уживена са истом вероватношћу (вероватном = 1) ставићемо (на основу формуле (25) у гл. 17.) да је средња грешка крајних резултата

$$\mu = \frac{\mu}{\sqrt{[r]}}$$

1) в. гл. 4.

где  $n$  означава средњу вредност једног мерена која је величина = 1.

Означимо са  $x$  праву вредност непознате величине и ставимо

$$\varepsilon = a - x$$

и имамо као и раније у чл. 18.

$$\Delta' = \delta' + \varepsilon, \quad \Delta'' = \delta'' + \varepsilon, \quad \dots,$$

где  $\delta'$  означава прву грешку код посматрања, којем припада величина  $r'$  и које је дано резултат  $a'$  са приближном грешком  $\delta'$ , а тако и  $\delta''$ , ... На основу горе учињене примене, да се посматрање са великом  $r'$  може да замени са  $r'$  посматрања, која су сва величине 1, следи да ће се грешка  $\delta'$  поновити у колико  $r'$  пута; тако исто грешка  $\delta''$  поновити се  $r''$  пута код посматрања са великом  $r''$ , замењујући ово посматрање са  $r''$  посматрања величине 1 итд. Из овога онда следи

$$[r\Delta^2] = [r\delta^2] + 2[r\delta]\varepsilon + [r]\varepsilon^2$$

или, пошто је, према појму аритметичке средње и на теме основачке одређивању грешака  $\delta$ ,

$$[r\delta] = 0,$$

простије

$$[r\Delta^2] = [r\delta^2] + [r]\varepsilon^2.$$

Но пошто се и овде (као и у чл. 18.), а на основу формуле (25) у чл. 17., може  $\varepsilon^2$  да замени квадратом средње грешке  $M$  у резултату, дакле може да стави

$$\varepsilon^2 = M^2 = \frac{M^2}{[r]},$$

тако је

$$[r\Delta^2] = [r\delta^2] + M^2. \quad (\alpha)$$

Да бисмо на левој страни  $[r\Delta^2]$  изразили средњу грешком  $n$  имајући на уму да се, на основу формуле (25) у чл. 17., за поједини мерени са величинама  $r'$ ,  $r''$ , ... (посматрања као серије из  $n$  величина мерених 1) може да стави

$$\Delta'^2 = \frac{M^2}{r'}, \quad \Delta''^2 = \frac{M^2}{r''}, \quad \dots$$

и према томе

$$[r\Delta^2] = nM^2, \quad (\beta)$$

где  $n$  означава број мерених, која имају равне величине? Заменом овога под (β) у образац (α) дођемо

$$nM^2 = [r\delta^2] + M^2,$$

Разуме се да овај број  $n$  није исто што и суму свих величина.

однаке за средњу и вероватnu грешку једног по-  
сматрања тежице 1

$$(36) \quad \begin{cases} m = \pm \sqrt{\frac{[\rho \delta^2]}{n-1}}, & M = \pm \sqrt{\frac{[\rho \delta^2]}{[\rho](n-1)}}, \\ r = \pm 0,6745 \sqrt{\frac{[\rho \delta^2]}{n-1}}, & R = \pm 0,6745 \sqrt{\frac{[\rho \delta^2]}{[\rho](n-1)}}. \end{cases}$$

Вредно је напоменути да бисмо до истих резултата  
за  $m$  и  $r$  дошли да смо свако посматрање односно  
мерење поименом са квадратним кореном из  
теговне тежице (или што је исто поименом са  
мером тачности<sup>1)</sup>) и онда са такво добијеним бро-  
јевима поступили као код мерења која су сва под  
једнако добра. Овим смо показали да се мерења  
неједнаке тежице могу рачунски довести на ме-  
рења једнаке тежице и тако на њих исте методе  
да примене.

Напомена. Ми бисмо, при израчунавању горњих  
грешака, могли да употребимо и апсолутне  
грешке на основу горе утврђене релације

$$\sqrt{[\delta^2]} = \pm \frac{[\delta]}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{\pi}{2}} \quad ^2)$$

1) в. једн. (15а) у гл. 10.

2) в. гл. 19.

коју бисмо овде имали да, према на крају  
универзалној примени, заменимо са

$$\sqrt{[\rho \delta^2]} = \pm \frac{[\delta \sqrt{\rho}]}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{\pi}{2}}$$

и тако да добијемо формуле

$$r = \pm 0,8453 \frac{[\delta \sqrt{\rho}]}{\sqrt{n(n-1)}}, \quad R = \pm 0,8453 \frac{[\delta \sqrt{\rho}]}{\sqrt{[\rho]n(n-1)}}, \quad (37)$$

које, метрички, у овим случајима немају никакве  
практичне вредности као ове под (35) у гл. 19.

12.

### Примери.

1. Пример. Једним водоникним оруђем измерено  
је  $n$  мерења. Кроз среднине метле замислимо  
попомене две ортогоналне координатне осе.  
Означимо са  $x_1, y_1, x_2, y_2, \dots, x_n, y_n$  координате  
тачка попомена.

Познати са координатима

$$x = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}, \quad y = \frac{y_1 + y_2 + \dots + y_n}{n}$$

говоримо тачка средње попомена (Treffmittel,  
punkt; point d'impact moyen).

Да бисмо одредили средњу грешку капоу хоризонталне смеру (правцу абсцисе), као и у вертикалне смеру (правцу ординате) послужит ćemo се формулом (20) у гл. 13.

$$\mu = \pm \sqrt{\frac{[\Delta_i^2]}{n}}$$

За абсцисе је

$$\Delta_i = x_i - x$$

$$\Delta_i^2 = x_i^2 - 2xx_i + x^2$$

$$[\Delta_i^2] = [x_i^2] - 2x[x_i] + nx^2$$

или пошто је

$$[x_i] = nx,$$

то је

$$[\Delta_i^2] = [x_i^2] - \frac{[x_i]^2}{n},$$

дакле

$$\mu_x = \pm \sqrt{\frac{[x_i^2]}{n} - \left(\frac{[x_i]}{n}\right)^2}$$

и аналогно

$$\mu_y = \pm \sqrt{\frac{[y_i^2]}{n} - \left(\frac{[y_i]}{n}\right)^2}$$

Ако претпоставимо да је оружије добро квалитета и да су околности за његово гађање биле повољне, онда су погодни сви у близини средњихта,

дакле суме  $[x_i]$  и  $[y_i]$  врло мале у поређењу са  $n$  и  $y_i$  позитивни и негативни. Количине  $\left(\frac{[x_i]}{n}\right)^2$  и  $\left(\frac{[y_i]}{n}\right)^2$ , које се налазе под коренима изнад у последња два израза за  $\mu_x$  и  $\mu_y$  можемо да занемаримо и са великом приближношћу да саставимо

$$\mu_x = \pm \sqrt{\frac{[x_i^2]}{n}}$$

$$\mu_y = \pm \sqrt{\frac{[y_i^2]}{n}}$$

С обим, а на основу формуле (21) у гл. 14.

$$h = \frac{1}{n\sqrt{2}},$$

добивамо као меру тачности оружија

$$h_x = \sqrt{\frac{n}{2[x_i^2]}}$$

$$h_y = \sqrt{\frac{n}{2[y_i^2]}}$$

Уколико су  $x_i$  и  $y_i$ , на дакле и  $[x_i^2]$  и  $[y_i^2]$  мали у поређењу са  $n$ , онда су  $h_x$  и  $h_y$  велики, а тачност и квалитет оружија бољи.

Количина

$$H = \sqrt{h_x^2 + h_y^2}$$



зове се прецизност или тачноста оруђа.

Очевидно да се код доброг оруђа тачна средња погодка мора налазити у непосредној близини средњих. Напротив, ако је тачна средња погодка удаљена од средњих, онда је то знак да је оруђе лошег квалитета.

Тако, под којим се критеријум показује удаљене тачне средње погодке од средњих зове се девијација (Deviation) оруђа.

Пример са Бројевица.

У једној тачни изабачено је 20 метара. Кроз средњих мете положена је ортогонална система и измерене су за погодку следеће координате у милиметрима.

№.	x	y	№.	x	y	№.	x	y	№.	x	y
1	294	387	6	-207	159	11	-171	-305	16	-380	-413
2	-514	-283	7	602	-418	12	507	329	17	-494	356
3	-645	-197	8	-164	358	13	-419	-257	18	242	374
4	-218	493	9	214	-403	14	285	-549	19	548	-471
5	415	-309	10	-306	275	15	194	225	20	337	409

Према горњој дефиницији, коју смо дали за тачну средње погодка побрднемо неке јесу

$$x = 6 \text{ mm}, \quad y = -12 \text{ mm}.$$

Одстојање ове тачне од средњих јесте

$$\sqrt{6^2 + 12^2} = 13,42 \text{ mm}.$$

и ако узмемо да је тачање вршено у одстојању од 2650 m следује као девијација

$$\text{угао од } 1,06.$$

Према горњим погодацима, а на основу наших формула, налазимо

$$m_x = \pm 387,22 \text{ mm} \quad m_y = \pm 361,67 \text{ mm}$$

$$h_x = 0,0018 \quad h_y = 0,0020$$

$$H = 0,0027.$$

2. Пример. Угао  $\alpha$  мерен је 10 пута и добијене су вредности

$$\alpha_1 = 34^\circ 47' 29,6 \quad \alpha_4 = 34^\circ 47' 23,7 \quad \alpha_7 = 34^\circ 47' 19,8$$

$$\alpha_2 = 34^\circ 47' 21,4 \quad \alpha_5 = 34^\circ 47' 20,3 \quad \alpha_8 = 34^\circ 47' 26,3$$

$$\alpha_3 = 34^\circ 47' 25,8 \quad \alpha_6 = 34^\circ 47' 24,5 \quad \alpha_9 = 34^\circ 47' 28,2$$

$$\alpha_{10} = 34^\circ 47' 22,6.$$

Највероватнија вредност угла  $\alpha$  то је ариф.

истина средна

$$\alpha = 34^{\circ} 47' 24,22''$$

С овим посматрањем таблицу

мерене	измери у час $\alpha$	грешка $\delta = \alpha - a$	квадрат грешке $\delta^2$
1	34° 47' 29,6"	+ 5,38	28,9444
2	21,4"	- 2,82	7,9524
3	25,8"	+ 1,58	2,4964
4	23,7"	- 0,52	0,2704
5	20,3"	- 3,92	15,3664
6	24,5"	+ 0,28	0,0784
7	19,8"	- 4,42	19,5364
8	26,3"	+ 2,08	4,3264
9	28,2"	+ 3,98	15,8404
10	22,6"	- 1,62	2,6244
		+ 13,30	97,4360
		- 13,30	

пошту које налази

$$\text{средњу грешку једног мерења } \mu = \pm \sqrt{\frac{[\delta^2]}{n-1}} = \pm \sqrt{\frac{97,436}{9}} = \pm 3,29''$$

(формула (32) у гл. 18.),

вероватна грешка једног мерења  $r = \pm 0,6745 \mu = \pm 2,22''$

(формула (33) у гл. 18.),

мера тачности једног мерења  $h = \frac{1}{\mu \sqrt{2}} = 0,2149$

(формула (21) у гл. 14.),

средња грешка аритметичке средње  $M = \frac{\mu}{\sqrt{n}} = \pm 1,04''$

(формула (34) у гл. 18.),

вероватна грешка аритметичке средње  $R = 0,6745 M = \pm 0,70''$

мера тачности аритметичке средње  $H = \frac{1}{M \sqrt{2}} = 0,6796$

(формула (28) у гл. 17.)

Као проба за рачуном годивене резултате може да послужи формула (30а) у гл. 17.

$$H : h = \sqrt{n} : 1 \quad \text{или} \quad H^2 : h^2 = n : 1$$

Овде је  $H^2 = 0,4618$ ,  $h^2 = 0,04618$ , које одговара пропорцији  $0,4618 : 0,04618 = 10 : 1$ .

Као највероватнију вредност за истину смо  $34^{\circ} 47' 24,22''$ , а могли бисмо да се кла-  
димо са 1:1 да верова тачна вредност лежи између  $34^{\circ} 47' 24,22'' + 0,70''$  и  $34^{\circ} 47' 24,22'' - 0,70''$ .

Ако средња вредност по недовој асимптотској величини.

0,28, 0,52, 1,58, 1,62, 2,08, 2,82, 3,92, 3,98, 4,42, 5,38  
 почетака ћемо као <sup>вероватну</sup> средњу вредност  $\frac{2,08+2,82}{2} = 2,45$ , док нам рачун за  $\mu$  даје 2,22.

Назад да бисмо израчунали вероватност да ће бити упишана вредност, која је асимптотска, по методу вредности  $\delta_1$ , поштујемо по формули (4b) у р. 12.

$$W(-\delta_1 \leq \Delta \leq +\delta_1) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{+\delta_1} e^{-x^2} dx.$$

Тако нпр. за  $\delta_1 = 1,5$ ,  $h\delta_1 = 0,21 \cdot 1,5 = 0,315 \approx 0,32$  налазимо из таблице за одговарајућу интервал  $W = 0,3491259 \approx 0,35$ .

За вероватну вредност аритметичке средње  $R = 0,70$  добити бисмо  $W = 0,5 = \frac{1}{2}$ .

3. Пример. Један угло је мерен петодопитом ре-металничком ливотом и мерење су вредности

- 1) у 4 рететивција  $26^\circ 17' 32,58$
- 2) " 5 "  $39,05$
- 3) " 3 "  $27,26$

- 4) у 6 рететивција  $26^\circ 17' 38,07$
- 5) " 5 "  $31,48$
- 6) " 5 "  $34,93$
- 7) " 4 "  $30,82$
- 8) " 4 "  $29,53$
- 9) " 5 "  $28,06$
- 10) " 8 "  $35,42$
- 11) " 3 "  $32,28$
- 12) " 3 "  $30,08$ .

Резултати појединачних мерења су неједнако тачни. Они су у тачно тачнији у којима су више пута поновљена мерења и којима су добивени. Према томе можемо број рететивција узети као бројеве за величину појединачних резултата. Поновити таблице

№	$\mu$	$\alpha''$	$\mu\alpha''$	$\delta$	$\delta^2$	$\mu\delta^2$	$\mu\delta$
1	4	32,58	130,32	-0,51	0,2601	1,0404	-2,04
2	5	39,05	195,25	+5,96	35,5216	147,6080	+29,80
3	3	27,26	81,78	-5,83	33,9889	101,9667	-17,49
4	6	38,07	228,42	+4,98	24,8004	148,8024	+29,88
5	5	31,48	157,40	-1,61	2,5921	12,9605	-8,05
6	5	34,93	174,65	+1,84	3,3856	16,9280	+9,20
7	4	30,82	123,28	-2,27	5,1529	20,6116	-9,08
8	4	29,53	118,12	-3,56	6,5536	26,2144	-14,24
9	5	28,06	140,30	-5,03	25,3009	126,5045	-25,15
10	8	35,42	283,36	+2,33	5,4289	43,4312	+18,64
11	3	32,28	96,84	-0,81	0,6561	1,9683	-2,43
12	3	30,08	90,24	-3,01	9,0601	27,1803	-9,03
	55		1819,96			675,2163	+87,52 -87,51

а на основу формуле (3) у р. 4. добијано као највероватнију вредност за мерени угао

$$\alpha = 26^{\circ}17' + \frac{1819,96}{55} = 26^{\circ}17'33,09''.$$

Према формули (36) у р. 20. имамо

$$M = \pm \sqrt{\frac{[\mu\delta^2]}{n-1}} = \pm \sqrt{\frac{675,22}{11}} = \pm 7,835,$$

$$r = \pm 0,6745 \mu = \pm 5,285$$

$$M = \pm \sqrt{\frac{[\mu\delta^2]}{[\mu](n-1)}} = \pm 1,056, R = \pm 0,6745 M = \pm 0,713.$$

На основу формуле (24) у р. 16. и формуле (28) у р. 17. сљедеће

$$h = \frac{1}{\mu\sqrt{2}} = 0,0903, H = \frac{1}{M\sqrt{2}} = 0,6693.$$

Моћи су се израчунати са 1 протабом 1 до права вредност мереног угла реми икмету  $26^{\circ}17'33,09'' + 0,71''$  и  $26^{\circ}17'33,09'' - 0,71''$ .

Као средњу вредност једнога мереног угла са  $\mu = \pm 7,835$  закључујемо да је вредност једног мереног угла = 1. На основу прве формуле (31) у р. 17. добијано за средњу вредност мереног угла

$$\text{№ } 3, 11, 12 \text{ са по 3 повремене } \mu' = \frac{\mu}{\sqrt{3}} = \pm 4,524,$$

$$\text{№ } 1, 7, 8 \text{ " " 4 " " } \mu'' = \frac{\mu}{\sqrt{4}} = \pm 3,917,$$

$$\text{№ } 2, 5, 6, 9 \text{ " " 5 " " } \mu''' = \frac{\mu}{\sqrt{5}} = \pm 3,504,$$

$$\text{№ } 4 \text{ " " 6 " " } \mu'''' = \frac{\mu}{\sqrt{6}} = \pm 3,199,$$

$$\text{№ } 10 \text{ " " 8 " " } \mu'''''' = \frac{\mu}{\sqrt{8}} = \pm 2,770.$$

Одредивање средње вредности рачуном на „  
тежних резултата из средњих вредности  
мерених добивених података.

21. Једно од најважнијих питања у теорији и  
практици поравнавања вредности то је како  
се средње вредности под мерењем добивених по-  
литика вредности на средњу вредност по-  
литика, коју из датих (независних) података  
добивамо рачуном. Узетимо, претходно, два  
основна и најједноставнија случаја, а то су  
множење и сабирање (односно одузимање)  
измерених величина.

I. Множење. Нека је  $l$  измерена величина,  
која има да се помножи бројем  $k$ , тако да је

$$x = kl.$$

Измереној величини  $l$  припада нека средња  
вредност  $m$ . Број  $k$ , као дата величина, сматра  
се као апсолутно тачан. Очевидно је средња  
вредност  $M$  за  $x$

$$(38) \quad M = km.$$

Објаснимо правилно (38) на једном примеру,  
али вистинитим примером. Замислимо да смо

једну дугу  $x$  мерити левом, чија дужина  
није повучено тачно одређена. Треша у  
дужини леве очевидно се умножава убо,  
редно са бројем  $k$  докато леве припадних  
мерања тако да вредност под  $x$  постаје  $k$   
пуна величина пошто је вредност леве. У због  
неодређености знака  $\pm$  вредности леве и вредности  
 $M$  остаје још неопређена у погледу  
знака:  $\pm M$ . Ми смо овде претпоставили  
да сам број око мерења није био скраћен  
са вредности.

II. Сабирање. Замислимо да је  $l'$  и  $l''$  независно  
једно од другог измерено. Нека је

$$x = l' + l''.$$

Означимо са  $m'$  и  $m''$  средње вредности измерених  
величина  $l'$  и  $l''$ . Пита се колика је средња  
вредност  $M$  њиховој збири  $x$ . На први поглед  
рећи би смо да треба ставити  $M = m' + m''$ . Но  
ово би смо само екстремни случај за највиши,  
равне вредности, као што би други екстрем,  
ни случај за подударне вредности одговарао  
томе да је  $M = m' - m''$ . За овакво мерење  
постављеној питања није правилно уви-

дубеко над умно и обир да  $\mu'$  и  $\mu''$  нису факторије  
крета од  $l'$  и  $l''$ , него само извесне средње вред.  
ности крета.

Да бисмо дошли до правилног решења треба да  
погледамо од правог значаја крета  $\mu'$  и  $\mu''$ . Са те  
стране предности ми замишљамо да сабирамо  $x = l' + l''$   
није извршено само једанпут, него више пута, нар.  
 $n$  пута узвешт, при томе, све умножене крета  $\delta'$  и  $\delta''$   
обир. Нека су први пут умножене крета  $\delta'_1$  и  $\delta''_1$ . Тада  
је за  $x$  умножена крета  $\delta_1 = \delta'_1 + \delta''_1$ . Тако у свих  $n$   
случајева

$$\delta_1 = \delta'_1 + \delta''_1$$

$$\delta_2 = \delta'_2 + \delta''_2$$

$$\delta_n = \delta'_n + \delta''_n$$

Одакле

$$[\delta^2] = [\delta'^2] + [\delta''^2] + 2[\delta'\delta'']$$

$$\frac{[\delta^2]}{n} = \frac{[\delta'^2]}{n} + \frac{[\delta''^2]}{n} + 2\frac{[\delta'\delta'']}{n}$$

(а) Овде је  $\frac{[\delta^2]}{n} = M^2$ ,  $\frac{[\delta'^2]}{n} = \mu'^2$ ,  $\frac{[\delta''^2]}{n} = \mu''^2$ .

Трети члан  $2\frac{[\delta'\delta'']}{n}$  на десној страни једначине (а)  
представља двојструку средњу из производа  $\delta'\delta''$   
крета  $\delta'$  и  $\delta''$ , којих има (ако је  $n$  довољно ве,

лико) колико позитивних формула и негативних.  
Собирајући то поменути члан може, ако је  $n$  до,  
довољно велико, да се потпуно занемари према прва  
два члана и једначина (а) добија форму овај прости,  
ји вид

$$M^2 = \mu'^2 + \mu''^2$$

$$M = \sqrt{\mu'^2 + \mu''^2}$$

(39)

Ова формула (39) показује најважније правило у теор.  
рији поравнавања крета и може да се каже:  
средња крета  $\pm M$  збира двају крета са средњим  
кретама  $\pm \mu'$  и  $\pm \mu''$  представљена је хипотенузом  
за катете  $\mu'$  и  $\mu''$ .

Правило, које смо извршили за збир, важи и за  
разницу двају крета колико. Код одузимања,  
на једначина (а) има вид

$$\frac{[\delta^2]}{n} = \frac{[\delta'^2]}{n} + \frac{[\delta''^2]}{n} - 2\frac{[\delta'\delta'']}{n}$$

одакле, с обиром да је  $\lim \frac{[\delta'\delta'']}{n} = 0$ , добијамо  
резултат (39).

Ово правило може да се прошири и на више број  
крета

$$x = (l' \pm \mu') + (l'' \pm \mu'') + (l''' \pm \mu''') + \dots$$

Ако имамо три крета ми овде сматрамо два  
елемента у један и сводимо случај од три крета

на овај од два, тако да је

$$M^2 = (M'^2 + M''^2) + M'''^2$$

итд. На тај начин добијемо општу формулу

$$(40) \quad M^2 = M'^2 + M''^2 + M'''^2 + \dots$$

На случај да су у свих  $n$  мерена кретње једнаке  $M' = M'' = M''' = \dots$  имамо образац

$$M^2 = n M'^2$$

или

$$(41) \quad M = M' \sqrt{n}$$

формулу (41) можемо да апроксимирмо на мерену једне дужине  $L$  левом, чија је дужина  $L$  левна, али се при свакоме померању леве тачке кретња, чија је средња вредност увек  $\pm \mu$ . У претпоставци да се кретња  $\mu$  чини у истој мери у смислу plus померања и у смислу minus формула (41) каже да је средња кретња у резултату пропорционална квадратном корену из броја  $n$  (броју којим се тула помера левна при мерену) или пошто је дужина  $L$  пропорционална броју  $n$ , то је средња кретња у резултату пропорционална квадратном корену из мерене дужине  $L$ .

III. Линеарна функција. На основу горња два правила за множење и сабирање (односно одузимање) изводимо следеће опште правило за

одређивање средње кретње једне линеарне функције мерених померања.

Означимо са  $l', l'', l''', \dots$  мерене померање, са  $\mu', \mu'', \mu''', \dots$  њихове средње кретње. Тада је средња кретња линеарне функције

$$x = k'l' + k''l'' + k'''l''' + \dots \quad (42)$$

ако

$$M = \sqrt{(k'\mu')^2 + (k''\mu'')^2 + (k'''\mu''')^2 + \dots}, \quad (43)$$

а на случај да је  $\mu' = \mu'' = \mu''' = \dots$  простије

$$M = \mu \sqrt{[k^2]}. \quad (44)$$

IV. Општа функција. Ако је померање  $x$  састављено из мерених померања  $l_1, l_2, l_3, \dots$  у виду неке друге функције

$$x = f(l_1, l_2, l_3, \dots) \quad (45)$$

ми ћемо, бар апроксимирмо, моћи функцију  $f$  да сведемо на форму једне линеарне функције у случају да су кретње довољно мале.

Означимо са  $l_1, l_2, l_3, \dots$  праве вредности мерених померања, са  $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \dots$  извесне кретње тих померања, које (кретње) ћемо претпоставити колико мале да се њихови степенови могу заменарити. Поштоу Taylor-овог реда напачимо одговарајућу кретњу за  $x$

$$S = f(l_1 + d_1, l_2 + d_2, l_3 + d_3, \dots) - f(l_1, l_2, l_3, \dots)$$

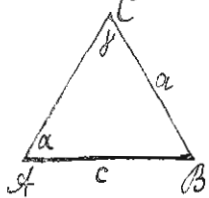
$$dS = \frac{\partial f}{\partial l_1} d_1 + \frac{\partial f}{\partial l_2} d_2 + \frac{\partial f}{\partial l_3} d_3 + \dots$$

Ако основанио са  $m_1, m_2, m_3, \dots$  средње ирење ме,  
режиа поимина  $l_1, l_2, l_3, \dots$  добитено заручном  
сликим ошима у I и II да је

$$(46) \quad M = \sqrt{\left(\frac{\partial f}{\partial l_1} m_1\right)^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial l_2} m_2\right)^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial l_3} m_3\right)^2 + \dots}$$

Диференциалне поимине  $\frac{\partial f}{\partial l_1}, \frac{\partial f}{\partial l_2}, \frac{\partial f}{\partial l_3}, \dots$  итд.  
рачунавамо помоту измерених вредности поим,  
ина  $l_1, l_2, l_3, \dots$

Објаснимо ово на једном простом примеру.  
Претпоставимо да је основница с измерена дес. по,  
ирење. Плату С утврдили смо мерењем углава  $\alpha$   
и  $\delta$ , тако да је старана



$$a = \frac{c \sin \alpha}{\sin \delta}$$

Нека су  $\delta\alpha$  и  $\delta\delta$  средње ирење измерених  
углова  $\alpha$  и  $\delta$ . Колика је средња ирења  
 $M$  за испунаву старану  $a$ ?

Образложити лобарни диференциал

$$da = \frac{\partial a}{\partial \alpha} d\alpha + \frac{\partial a}{\partial \delta} d\delta$$

нарашимо

$$da = \frac{c \cos \alpha}{\sin \delta} d\alpha - \frac{c \sin \alpha \cos \delta}{\sin^2 \delta} d\delta,$$

поје, на основу ирне језгарике за старану  $a$ , може

да се напише

$$da = a \cot \alpha d\alpha - a \cot \delta d\delta.$$

Заменим диференциална  $d\alpha$  и  $d\delta$  средњим ирењима  
 $\pm \delta\alpha$  и  $\pm \delta\delta$  добитено средњу ирењу  $M$  у ирење,  
ишој форми

$$\pm M = a \cot \alpha \delta\alpha \pm a \cot \delta \delta\delta,$$

а на основу формуле (46)

$$M = a \sqrt{\cot^2 \alpha (\delta\alpha)^2 + \cot^2 \delta (\delta\delta)^2}.$$

Ако су оба угла  $\alpha$  и  $\delta$  појединачно тачно измерена:  
 $\delta\alpha = \delta\delta = \delta$  имамо

$$M = a \delta \sqrt{\cot^2 \alpha + \cot^2 \delta}.$$

Узмимо да је  $\alpha = 68^\circ 15' 32''$ ,  $\delta = 57^\circ 42' 18''$ ,  $\delta = 8''$ .

Тада је, пошто претворимо  $\delta$  итд у ирење у  
лугну меру (множењем са  $\sin 1''$ ),

$$\frac{M}{a} = \delta \sin 1'' \cdot \sqrt{\cot^2 68^\circ 15' 32'' + \cot^2 57^\circ 42' 18''}$$

$$= \pm 0,000029.$$

Пошто знамо да је  $M \approx 0,003\%$  старане  $a$ .

За  $a = 1000$  м имамо да средња ирења  $M \approx \pm 0,03$  м.



# Нацрт за Теорију Најмањих Квадрата.

## Увод:

Категорисане грешака које се гмне при мерењу. Највероватнија вредност једне више пута мерене копипине: а) кад су мерења подједнако тачна; б) кад мерења нису подједнако тачна. Принципи Методе Најмањих Квадрата. Главни случајеви за поравнање грешака.

### I

#### Непосредна мерења.

1. Непосредна посматрања јесу једнаке тачности.
2. Непосредна посматрања јесу неједнаке тачности.

### II

#### Посредна мерења.

1. Премашање (улицај) грешака које су гмвене у посматрању на функције посматраних копипина.
2. Поравнање посредних подједнако тачних мерења.
3. Поравнање посредних неједнако тачних мерења.

### III

Мерење копипина које су једнаким везане.

Претпоставимо да су мерење копипине  $x$  и  $y$  у линеарном односу: да су везане једнакимом  

$$y = ax + b.$$

Посматрањем (мерењем) добили смо  $n$  сиретова  $x_1, y_1, x_2, y_2, \dots, x_n, y_n$ . При томе су уињене грешке  $y_1 - ax_1 - b, y_2 - ax_2 - b, \dots, y_n - ax_n - b$ .

По Методи Најмањих Квадрата треба да буде минимум функција

$$u = (y_1 - ax_1 - b)^2 + (y_2 - ax_2 - b)^2 + \dots + (y_n - ax_n - b)^2 \\ = \sum (y - ax - b)^2.$$

Да би било  $u = \text{Min.}$  потребно је да буде  $\frac{\partial u}{\partial a} = 0$ , дакле  $-\sum 2(y - ax - b)x = 0$  или  $a \sum x^2 + b \sum x = \sum xy$ ,  $\frac{\partial u}{\partial b} = 0$ , "  $-\sum 2(y - ax - b) = 0$  "  $a \sum x + nb = \sum y$ , одакле одређујемо коефицијенте  $a$  и  $b$  линеарне функције  $y = ax + b$ , којом су везани  $x$  и  $y$

$$a = \frac{\sum x \sum y - n \sum xy}{(\sum x)^2 - n \sum x^2}, \quad b = \frac{\sum x \sum xy - \sum y \sum x^2}{(\sum x)^2 - n \sum x^2}.$$

Замисли један

пример са бројевима.

Измерене су координате од десет тачака, које треба да леже све на једној правој

$$y = ax + b.$$

Има да се одреде коефицијенти  $a$  и  $b$  једначине  
праве.

$x$	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
$y$	-0,75	-0,20	+0,35	+0,95	+1,50	+2,10	+2,70	+3,25	+3,85	+4,40

Обде је

$$\sum x = +5, \quad \sum x^2 = +85, \quad \text{и} \quad \sum x^3 = +850,$$

$$\sum y = +18,15, \quad \sum xy = +56,60$$

и према томе

$$a = \frac{19,01}{33}, \quad b = \frac{49,59}{33},$$

а једначина праве

$$y = \frac{19,01}{33}x + \frac{49,59}{33}$$

Узмимо случај са три непознате координате  $x, y, z$ ,  
које су међусобно везане линеарном једначином  
 $z = ax + by + c$ .

Нерешен смо добили  $n$  саресова  $x_1, y_1, z_1, x_2, y_2, z_2, \dots$   
 $x_n, y_n, z_n$  и при томе урешене су грешке

$$z_1 - ax_1 - by_1 - c, \quad z_2 - ax_2 - by_2 - c, \quad \dots \quad z_n - ax_n - by_n - c.$$

По Методу Најмањих Квадрата треба функција

$$u = (z_1 - ax_1 - by_1 - c)^2 + (z_2 - ax_2 - by_2 - c)^2 + \dots + (z_n - ax_n - by_n - c)^2 \\ = \sum (z - ax - by - c)^2$$

да буде минимум, а то условљава

$$\frac{\partial u}{\partial a} = - \sum 2(z - ax - by - c)x = 0$$

$$\frac{\partial u}{\partial b} = - \sum 2(z - ax - by - c)y = 0$$

$$\frac{\partial u}{\partial c} = - \sum 2(z - ax - by - c) = 0$$

или

$$a \sum x^2 + b \sum xy + c \sum x - \sum xz = 0$$

$$a \sum xy + b \sum y^2 + c \sum y - \sum yz = 0$$

$$a \sum x + b \sum y + nc - \sum z = 0.$$

Пошто ове три једначине, које се по Гаус-у  
зову нормалне једначине (Normalgleichungen;  
équations normales), налазно коефицијенте  
 $a, b, c$ , који ~~нерешен~~ према вредностима за  $x, y, z$ ,  
које смо нерешен добили, најбоље одговарају  
линеарној једначини  $z = ax + by + c$ .

Пример са бројевима.

Умерене су координате од осам тачака у простору

$x$	-2	-3	1	2	4	-6	0	-4
$y$	1	4	-2	5	-1	-5	3	0
$z$	-2,97	-10,04	8,95	1,02	15,01	-4,02	-0,98	-6,51

Ове тачке треба да леже све у једној равни

$$z = ax + by + c.$$

Има да се одреде коефицијенти  $a, b, c$ , који  
ће најбоље задовољити једначину те равни.

Пошто израчунамо

$$\begin{aligned} \Sigma x &= -8 & \Sigma x^2 &= 86 & \Sigma xy &= 20 \\ \Sigma y &= 5 & \Sigma y^2 &= 81 & \Sigma yz &= -53,78 \\ \Sigma z &= 0,46 & & & \Sigma zx &= 157,25 \end{aligned}$$

наласимо нормалне једначине

$$86a + 20b - 8c - 157,25 = 0$$

$$20a + 81b + 5c + 53,78 = 0$$

$$-8a + 5b + 8c - 0,46 = 0,$$

одакле

$$a = 2,5019; \quad b = -1,4975; \quad c = 3,4953.$$

Облик би једначина равни изасила

$$z = 2,5019x - 1,4975y + 3,4953$$

или, ако се задовољимо са доста приближним вредностима  $a = 2,5$ ,  $b = -1,5$ ,  $c = 3,5$ , штамо краће

$$5x - 3y - 2z + 7 = 0.$$

Ми смо горе посматрали случај да су непознате  $x, y, z, \dots$  везане међусобно линеарним једначинама. На случај да та веза није линеарна проблем се може, ипак, да сведу на онај најједноставнији који смо расматрали, ако су нам већ унапред познате приближне вредности коефицијената  $a, b, c, \dots$  што је у примерима врло често. Нека су  $a_0, b_0, c_0, \dots$  те приближне вредности,  $\Delta a, \Delta b, \Delta c, \dots$  њихове грешке, дакле

$$a = a_0 + \Delta a, \quad b = b_0 + \Delta b, \quad c = c_0 + \Delta c, \dots$$

које, кад метемо  $a, b, c, \dots$  уместо у једначину  $F(x, y, z, \dots, a, b, c, \dots) = 0$ , која везује координате  $x, y, z, \dots$  са коефицијентима  $a, b, c, \dots$ , и развијемо функцију  $F$  по Taylor-овом реду и зачекмару „јутри више степене и производне из грешака  $\Delta a, \Delta b, \Delta c, \dots$  (које претпостављамо да су врло мале),

$$\text{даје} \quad \frac{\partial F}{\partial a} \Delta a + \frac{\partial F}{\partial b} \Delta b + \frac{\partial F}{\partial c} \Delta c + \dots = 0.$$

У ову једначину ставићемо за  $x, y, z, \dots$  постојеће измерене средине  $x_1, y_1, z_1, \dots, x_2, y_2, z_2, \dots, \dots, x_n, y_n, z_n, \dots$ . Горња једначина је, као што видимо, линеарна у погледу грешака  $\Delta a, \Delta b, \Delta c, \dots$ , које има да се одреде да би се добили коефицијенти  $a, b, c, \dots$ . Задатак је сведен на онај најједноставнији случај са том разликом што, место првога степена координата  $x, y, z, \dots$  овде се јављају у изразима  $\frac{\partial F}{\partial a}, \frac{\partial F}{\partial b}, \frac{\partial F}{\partial c}, \dots$  координативаније форме  $x$  координата.

## Историјске напомене.

Методу Најманових Квадрата пронашли су Легандр (Adrien Marie Legendre, 1752-1833) и Гаус (Karl Friedrich Gauss, 1777-1855). Гаус је концентровао ову теорију још 1795. год. (када му је било тек 18 година), а његова прва пуна публикација о овој теми је тек год. 1809. (Theoria motus corporum coelestium in sectionibus conicis solum ambientium), док је Легандр свој рад објавио год. 1806. (nouvelles méthodes pour la détermination des orbites des comètes sa d'après la méthode des moindres carrés), где је овој теорији дао име Методе Најманових Квадрата.

Првој примени, коју је уочио Гаус са Методом Најманових Квадрата, дао је повод Пијаџи ево (Giuseppe Piazzi, 1746-1826) откриће (у Палерму) прве мале планете између Марса и Јупитера 1. Јануара 1801. год. (првог дана у 19. веку), којој је дао име Церес. Упоменом Методе Најманових Квадрата, којом је Гаус

располагао од више година раније, он је успео рачуно сферициду за нову планету толико тачно, а на основу релативно недовољних посматрања Пијаџи-евих, да је једино постојећу такву астероиду Цах-у (Franz v. Zach, 1754-1832) било могуће да издуге планете и њеној повратка у поново нађе на небу.

Осим Гаус-а, који је у својим шест кла-сичних расисравања (до год. 1826.) изнео све што се данас у главном подразумева под Методом Најманових Квадрата, највише је допринео завршавању ове теорије глвни астроном Бесел (Friedrich Wilhelm Bessel, 1784-1846). Тако је он у једном своме раду (Gradmessung in Ostpreussen, 1837) решио проблем којим се Гаус раније није бавио, а то је поравнање прешака код посредних мерења са целовитим једначинама.

Данашњој Методу Најманових Квадрата за поравнање прешака претходиле су теорије Ејлер-а (Leonhard Euler, 1707-1783), Тобиа Мајер-а (Johann Tobias Mayer, 1723-1762), Ру

Лујера Лагранж (1711-1784), Лагранж-а (Joseph  
 Louis Lagrange, 1736-1813) и Лаплас-а (Pierre  
 Simon Laplace, 1749-1827). Проблем је био увек  
 исти: да се на основу задатих једначина одреде  
 неке непознате, којих је на броју чланова по  
 једначина, тако да добивене вредности непознатих  
 по могућству што боље истају и вајају све оне једна-  
 чине. Лагранж је (1770. год.) поставио принцип  
 да непознате треба из прекобројних једна-  
 чина одредити тако да апсолутна вредност  
 суме свих грешака буде минимална. Први је  
Лагранж (у једном раду из год. 1770.) основао  
 теорију грешака на Научи о Вероватноћи.  
 Покушај о исправљању грешака, који је неки  
 средно претходно пронашао у Методи Нај-  
 мањих Квадрата, ужива је од Лаплас-а у  
 његовом епохалном делу *Traité de mécanique  
 céleste*, 1802., где је цео као принцип да ап-  
 солутна сума грешака треба да је = 0 и да  
 апсолутна сума грешака буде минимална.

