

## PROBLEMATIKA SENZITIVITY SIETÍ

Lubomír KUBÁČEK a Ludmila KUBÁČKOVÁ

Katedra matematické analýzy a aplikácií matematiky Přírodovědecká fakulta,

Univerzita Palackého, Olomouc

Podporené grantom č. 201/96/0436 Grantovej agentúry ČR.

**Abstrakt.** Pri použití viacerých meracích systémov pri určovaní parametrov geodetickej siete je potrebné zohľadniť ich, vo všeobecnosti rôznu, presnosť. Približné údaje o charakteristikách presnosti máme vždy k dispozícii pred meraním. V práci je vyšetrený vplyv apriórnych neistôt o charakteristikách presnosti na presnosť odhadov a ďalej sú určené hranice, ktoré tieto neistoty nesmú prekročiť, ak nechceme podstatným spôsobom porušiť kvalitu odhadov, prípadne iných štatistických charakteristik výslednej siete (konfidenčné oblasti pre jednotlivé body, združené konfidenčné oblasti pre skupinu bodov, prahové oblasti a p.).

**ÚVOD**

Súradnice, prípadne výšky bodov geodetickej siete určujeme obvykle skupinou prístrojov. Dnes si nemožno predstaviť napr. meranie v nivelačnej sieti bez súčasného použitia nivelačného prístroja a gravimetra. Charakteristiky presnosti týchto prístrojov a spôsob spracovania nameraných údajov určujú charakteristiky presnosti určených odhadov súradníč, ich nadmorských výšok, prípadne gravitačného zrýchlenia. Tieto skutočnosti sa samozrejme prejavujú aj v sietach GPS.

Charakteristiky presnosti sú uvádzané v certifikátoch meracích prístrojov. Tieto údaje sa môžu od skutočnosti viac alebo menej odchyľovať. Môže to byť spôsobené transportom prístrojov, ich častým používaním, vplyvom nepriaznivých meteorologických pomerov a p.

Akékoľvek odchýlky charakterísk presnosti od skutočných hodnôt sa vo výpočtoch vždy prejavia zhoršením presnosti výsledných odhadov. (Je zaujímavé, že toto zhoršenie nastáva aj v prípade, že presnosť použitých prístrojov je v skutočnosti vyššia než sme predpokladali. Pri použití jediného prístroja tento efekt nenastáva.)

Je preto potrebné preskúmať nielen vplyv týchto odchýlok na výslednú presnosť, ale aj určiť hranice, ktoré nesmú byť prekročené ak nechceme túto presnosť znížiť podstatným spôsobom.

V prípade, že údajom z certifikátu už nemožno dôverovať, odhadujú sa charakteristiky presnosti zo súboru nameraných údajov. Tieto odhady obsahujú v sebe samozrejme určitú neistotu. V ďalšom spracovaní nameraných údajov ju uvážime alebo ju zanedbáme. Ak ju zanedbáme musíme sa najprv presvedčiť, či zhoršenie výsledných odhadov je alebo nie je zanedbateľné. Toto rozhodnutie môžeme vykonať relativne jednoducho pomocou teórie senzitivity. Uváženie neistôt v odhadoch charakteristik presnosti v ďalšom spracovaní nameraných údajov viedie obvykle ku komplikovaným matematickým úvahám a preto sa predbežne v praxi nepoužíva.

Príspevok autorov k teórii senzitivity je uvedený v prácach [1] až [8].

V ďalšom sú použité metódy z [9] a [10].

## 1. Označenia, definície a pomocné tvrdenia

Matematický model geodetickej siete budeme pre jednoduchosť uvažovať v tvare

$$Y = X\beta + \varepsilon, \quad \beta \in R^k, \quad Var(\varepsilon) = \Sigma(\beta) = \sum_{i=1}^p \beta_i V_i$$

kde  $Y$  je  $n$ -rozmerný observačný vektor (jeho realizáciou vzniká súbor nameraných údajov),  $X$  je známa  $n \times k$  matica plánu,  $\beta$  je neznámy  $k$ -rozmerný vektor parametrov siete (súradnice, výšky, gravitačné zrýchlenie),  $R^k$  je  $k$ -rozmerný euklidovský priestor (nepredpokladáme teda žiadne podmienky na parametre siete),  $\varepsilon$  je chybový vektor,  $\Sigma(\beta)$  je jeho kovariančná matice a  $\underline{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_p)' \in \underline{R} \subset R^p$  je vektor charakteristik presnosti použitých prístrojov; podmnožina  $\underline{R}$   $p$ -rozmerného euklidovského priestoru je otvorená (v euklidovskej topológii) a charakterizuje tú množinu možných hodnôt charakteristik presnosti, ktoré v danej úlohe sa môžu vyskytnúť. V ďalšom predpokladáme  $p \geq 2$ .

**Lema 1.1** Nech  $\beta^*$  je skutočná hodnota vektora charakteristik presnosti  $\beta$ . Ak ďalej hodnosť  $r(Y)$  matice  $X$  je  $k < n$  a matice  $\Sigma(\beta^*)$  je pozitívne definitná, potom najlepší nevychýlený lineárny odhad parametra  $\beta$  je

$$\hat{\beta}(Y, \beta^*) = [X\Sigma^{-1}(\beta^*)X]^T X\Sigma^{-1}(\beta^*)Y.$$

**Dôkaz** Dôkaz je založený na využití vlastností obecného odhadu. Ak je  $\hat{\beta}(Y, \beta^*)$  dôsledkom zadaných podmienok minimálny v oblasti  $\beta \in \underline{R}$ , ak je

**Lema 1.2** Za predpokladov lemy 1.1 pre každý vektor  $\vartheta \neq \vartheta^*$  a pre každý vektor

$h \in R^k$  platí

(a)

$$E\left(\hat{h}'\beta(Y, \vartheta) | \beta, \vartheta^*\right) = h'\beta, \quad \beta \in R^k$$

Tu symbol E označuje strednú hodnotu (matematickú nádej) a

$$E\left(\hat{h}'\beta(Y, \vartheta) | \beta, \vartheta^*\right)$$

znamená, že ju určujeme v bode  $\beta, \vartheta^*$ .

(b)

$$\text{Var}\left(\hat{h}'\beta(Y, \vartheta) | \vartheta^*\right) \geq \text{Var}\left(\hat{h}'\beta(Y, \vartheta^*) | \vartheta^*\right)$$

Tu označenie  $\text{Var}\left(\hat{h}'\beta(Y, \vartheta) | \vartheta^*\right)$  znamená, že varianciu odhadu  $\hat{h}'\beta(Y, \vartheta)$  funkcie

$$h(\beta) = h'\beta(Y, \vartheta), \beta \in R^k$$

určujeme v bode  $\vartheta^*$ .  
Z poslednej lemy je zrejmé, že použitie nesprávnej hodnoty vektora  $\vartheta$  nespôsobí vychýlenosť odhadu, avšak zväčší jeho disperziu.

**Definícia 1.3** Náhodnú premennú

$$\hat{c}\left(\hat{h}'\beta(Y, \vartheta)\right) / \partial \beta_i |_{\vartheta=\vartheta^*}$$

nazývame senzitivitou odhadu (estimátora) funkcie  $h(\beta) = h'\beta(Y, \vartheta), \beta \in R^k$ , na

parameter  $\beta_i$ . Ak observačný vektor  $Y$  realizujeme vektorom  $y$ , potom číslo

$$\hat{c}\left(\hat{h}'\beta(y, \vartheta)\right) / \partial \beta_i |_{\vartheta=\vartheta^*}$$

nazveme aposteriôrnou senzitivitou odhadu alebo senzitivitou estimátu funkcie

$$h(\beta) = h'\beta(Y, \vartheta), \beta \in R^k$$

V ďalšom budeme predpokladať platnosť vzťahu

$$Var\left(\hat{h}'\beta(Y, \theta + \delta\theta) | \theta^*\right) = Var\left(\hat{h}'\beta(Y, \theta^*) + \left[\partial(\hat{h}'\beta(Y, \theta)) / \partial\theta' |_{\theta=\theta^*}\right] \delta\theta | \theta^*\right)$$

teda v Taylorovom rozvoji zanedbávame členy druhého a vyšších rádov. Tu

$$\left[\partial(\hat{h}'\beta(Y, \theta)) / \partial\theta' |_{\theta=\theta^*}\right] \delta\theta = \sum_{i=1}^p \left[\partial(\hat{h}'\beta(Y, \theta)) / \partial\theta'_i |_{\theta=\theta^*}\right] \delta\theta_i$$

**Definícia 1.4** Označme

$$\sigma_h = \sqrt{Var\left(\hat{h}'\beta(Y, \theta) | \theta^*\right)}.$$

Oblast' nesenzitivitu pre odhad funkcieh  $h(\beta) = h'\beta(Y, \theta), \beta \in R^k$  je

$$\{\delta\theta : Var\left(\hat{h}'\beta(Y, \theta^* + \delta\theta) | \theta^*\right) \leq \sigma_h^2(1 + \varepsilon_h^2)\}$$

Tu  $\varepsilon_h$  je číslo zvolené observátorom, ktorý pripúšťa zväčšenie smerodajnej odchýlky  $\sigma_h$

maximálne na hodnotu  $\sigma_h\sqrt{1 + \varepsilon^2}$ .

**Definícia 1.5** Aposterióra oblast' nesenzitivitu pre odhad funkcie

$$h(\beta) = h'\beta(Y, \theta), \beta \in R^k,$$

je

$$\{\delta\theta : |\hat{h}'\beta(y, \theta^* + \delta\theta) - \hat{h}'\beta(y, \theta^*)| \leq \sigma_h \varepsilon_h\}.$$

## 2. Určenie oblasti nesenzitivitu pre funkciu parametra $\beta$

V tejto sekcií sa budeme zaoberať jedinou funkciou parametra  $\beta$ ;  $h(\beta) = h'\beta, \beta \in R^k$ .

V ďalšom použijeme označenia

$Y \sim (a, W)$ , ktoré znamená, že náhodný vektor  $Y$  má strednú hodnotu  $a$  a kovariančnú maticu  $W$ ,

$A^*$  znamená Mooreovu-Penroseovu zovšeobecnenú inverziu matice  $A$  (tzn. platí  $AA^*A = A, A^*AA^* = A^*, AA^* = (AA^*)' a A^*A = (A^*A)'$ ),

symbol  $\Sigma^*$  označuje  $\Sigma(\theta^*)$ .

$$M_x = I - P_x, P_x = XX^*.$$

*Pre Dôsledok 2.2 je významné, že kedyž parametr  $\vartheta$  je vektorom z oblasti nesenzitivity, teda  $\vartheta = \vartheta^* + \delta\vartheta$ , platí:*

(a) *číslo 1. významnosť: vektor  $\hat{h}'\beta(Y, \vartheta)/\partial\vartheta|_{\vartheta=\vartheta^*}$  má rozloženie*

$$\hat{h}'\beta(Y, \vartheta)/\partial\vartheta|_{\vartheta=\vartheta^*} = \begin{pmatrix} L_h V_1 \\ \vdots \\ L_h V_p \end{pmatrix} \Sigma^{-1} (Y - X\hat{\beta}(Y, \vartheta^*)),$$

*kde  $L_h' = h'[X\Sigma^{-1}X]^{-1}X\Sigma^{-1}$ .*

(b) *číslo 2. významnosť: vektor  $\hat{h}'\beta(Y, \vartheta)/\partial\vartheta|_{\vartheta=\vartheta^*}$  má rozloženie*

$$\hat{h}'\beta(Y, \vartheta)/\partial\vartheta|_{\vartheta=\vartheta^*} \sim (0, W_h),$$

*kde  $W_h$  je výškovo súčasne smerovo nezávislá matica, ktorá má všetky diagonálne elementy rovné*

$$\{W_h\}_{i,j} = \begin{pmatrix} L_h V_1 \\ \vdots \\ L_h V_p \end{pmatrix} (M_X \Sigma^* M_X)^* (V_i L_h \cdots V_p L_h), \quad i, j = 1, \dots, p.$$

(c) *Vektory  $\hat{h}'\beta(Y, \vartheta)/\partial\vartheta|_{\vartheta=\vartheta^*}$  a  $\hat{\beta}(Y, \vartheta^*)$  sú neskorelované.*

**Dôsledok 2.2** Ak  $\vartheta = \vartheta^* + \delta\vartheta$ , potom

$$Var(h'\hat{\beta}(Y, \vartheta^* + \delta\vartheta)| \vartheta^*) = Var(h'\hat{\beta}(Y, \vartheta^*)| \vartheta^*) + \delta\vartheta' W_h \delta\vartheta$$

**Tvrdenie 2.3** Z Dôsledku 2.2 ľahko odvodíme, že oblasť nesenzitivity je

$$\{\delta\vartheta : \delta\vartheta' W_h \delta\vartheta \leq \sigma_h^2 \varepsilon_h^2\}.$$

Oblasť nesenzitivity z tvrdenia 2.3 je cylinder s osou, ktorá prechádza začiatkom priestoru  $R^p$  a ktorej smer je daný vektorom  $\vartheta^*$ . Plynie to z nasledujúceho tvrdenia.

**Tvrdenie 2.4** Stĺpcový priestor  $M(W_h) = \{W_h u : u \in R\}$  matice  $W_h$  je kolmý na vektor  $\vartheta^*$ , tzn.  $(\vartheta^*)' W_h = 0$ .

Ak  $\delta\vartheta = t\vartheta^*$ , tzn. posun parametra  $\vartheta$  nastal v smere skutočného vektora  $\vartheta^*$ , potom

$$Var(h'\hat{\beta}(Y, \vartheta^* + \delta\vartheta)| \vartheta^*) = Var(h'\hat{\beta}(Y, \vartheta^*)| \vartheta^*).$$

**Poznámka 2.5** Rozmery základne uvedeného cylindra sa menia, ak sa mení veľkosť vektora  $\vartheta^*$  pri zachovaní jeho smeru. So zväčšovaním normy vektora  $\vartheta^*$  (pri zachovaní smeru) sa základna cylindra zväčšuje. Tieto pravidlá platia, pokiaľ používame definíciu 1.4 (tu ide o povolené relatívne (vzhladom k  $\sigma_h$ ) zväčšenie smerodajnej odchýlky).

Oblasť nesenzitivitu sa môže definovať samozrejme aj tak, že za kritérium zvolíme absolútne zväčšenie smerodajnej odchýlky  $\sigma_h$ . Potom oblasť nesenzitivitu bude

$$\{\delta\beta : \delta\beta' W_h \delta\beta \leq \varepsilon_h^2\},$$

kde  $\varepsilon_h$  je povolené zväčšenie hodnoty  $\sigma_h$ .

V prípade, že vyšetrenie oblasti nesenzitivitu z nejakých dôvodov nemôžeme vykonať pred meraním, môžeme takéto vyšetrenie vykonať aj po meraní. Tu je situácia však kvalitatívne iná, pretože okrem dodatočného výpočtu apriórnej oblasti nesenzitivitu môžeme, a to na základe nameraných údajov, určiť aj aposteriórnú oblasť. Môže nastaviť situácia, že aposteriórna oblasť pokrýva apriórnu. Potom samozrejme do úvahy vezmeme aposteriórnu.

Tu platí následovné tvrdenie.

**Tvrdenie 2.6** Ak

$$|\delta g'(L_h' V_1 \Sigma^{*-1} v, \dots, L_h' \Sigma^{*-1} V_p v)| \leq \varepsilon_h \sigma_h,$$

potom

$$|\hat{h}' \beta(Y, \vartheta^* + \delta\vartheta) - \hat{h}' \beta(Y, \vartheta^*)| \leq \varepsilon_h \sigma_h.$$

Tu  $v = Y - X\hat{\beta}(Y, \vartheta^*)$ .

**Poznámka 2.7** Za funkcie  $h(\cdot)$  obvykle volíme  $h_i(\beta) = h'_i \beta, \beta \in R^k, i = 1, \dots, k$  ; zrejme  $h_i = (0_{i-1}, 1_i, 0_{i+1}, \dots, 0_k)$ .

### 3. Určenie oblasti nesenzitivitu pre konfidenčný elipsoid

Ak v našom matematickom modeli geodetickej siete má observačný vektor  $Y$  normálne (Gaussovo) rozdelenie pravdepodobnosti, potom možno určiť oblasť, v ktorej sa hodnota nejakej vektorovej funkcie  $g(\beta) = G\beta, \beta \in R^k$ , nachádza s pravdepodobnosťou  $1-\alpha$  (kde  $\alpha$  je dostatočne malé číslo, ktoré obvykle volíme rovné 0.05). Platí tu nasledujúce tvrdenie.

**Lema 3.1** Ak  $Y$  má normálne rozdelenie pravdepodobnosti a sú k matici  $G$  má hodnosť  $\text{r}(G)$  rovnú  $s < k$ , potom elipsoid

$$E_g = \left\{ G\beta : [G(\beta - \hat{\beta})]^\top [G[X\Sigma^{-1}(\vartheta)X]^\top G]^{-1} G(\beta - \hat{\beta}) \leq \chi^2_s(0, 1 - \alpha) \right\}$$

pokrýva hodnotu (vektorovú) funkcie  $g(\cdot)$  s pravdepodobnosťou  $1 - \alpha$ . Tu  $\chi^2_s(0, 1 - \alpha)$  je  $(1 - \alpha)$ -kvantil centrálneho chi-kvadrát rozdelenia pravdepodobnosti s  $s$  stupňami volnosti.

Z lemy 3.1 je zrejmé, že tvar aj rozmery konfidenčného elipsoida závisia od vektoru  $\vartheta$ . Za oblasť nesenzitivitu zvolime takú množinu vektorov  $\delta\vartheta$ , ktorá bude splňovať nasledujúcu podmienku. Použitie  $\vartheta^* + \delta\vartheta$  namiesto  $\vartheta^*$  spôsobí takú zmenu tvaru a rozmerov konfidenčného elipsoidu, že pravdepodobnosť pokrycia hodnoty funkcie  $g(\cdot)$  novým elipsoidom nebude menšia než  $1 - \alpha - \varepsilon_k$ , kde  $\varepsilon_k$  je dostatočne malé číslo, ktoré zvolí observátor.

**Tvrdenie 3.2** Nech

$$K = \left\{ \delta\vartheta : (\delta\vartheta - u_0)^\top (t^2 A - a a^\top) (\delta\vartheta - u_0) \leq \delta_{\varepsilon_k}^2 \frac{t^2}{t^2 - a^\top A^{-1} a} \right\},$$

Ak  $\delta\vartheta \in K$ , potom

$$\begin{aligned} P\left\{ G\beta^* \in \left\{ u : [u - G\hat{\beta}(Y, \vartheta^* + \delta\vartheta)]^\top [G[X\Sigma^{-1}(\vartheta)X]^\top G]^{-1} \times \right. \right. \\ \left. \left. \times [u - G\hat{\beta}(Y, \vartheta^* + \delta\vartheta)] \leq \chi^2_s(0, 1 - \alpha) \right\} \right\} \geq 1 - \alpha - \varepsilon_k \end{aligned}$$

Tu

$$u_0 = [\delta_{\varepsilon_k} / (t^2 - a^\top A^{-1} a)] A^{-1} a,$$

$\delta_{\varepsilon_k}$  je riešením rovnice

$$P\{\chi^2_s(\delta_{\varepsilon_k}) \geq \chi^2(0, 1 - \alpha)\} = \alpha + \varepsilon_k,$$

príslušnou kvantilu chi-kvadrát rozdelenia s  $s$  stupňmi volnosti.

$$A = 2S_{U_G} + 4C_{U_G, [M_X \Sigma(\vartheta^*) M_X]^\top}$$

$$\{S_{U_G}\}_{i,j} = \text{Tr}(U_G V_i U_G V_j), \quad i, j = 1, \dots, p,$$

$$U_G = \Sigma^{-1}(\vartheta^*) X C^{-1} G' (G C^{-1} G')^{-1} G C^{-1} X \Sigma^{-1}(\vartheta^*), \quad \text{až } X \text{ je vektor}$$

- $C = \Sigma^{-1}(g^*)X\Sigma^{-1}(g^*)^T$ , kde  $\Sigma$  je korelačná matică,  $X$  je vektor s hodnotami pozorovaní,  $g^*$  je vektor s hodnotami pravdepodobenosťou,  $\Sigma(g^*)M_{ij}$  je pravdepodobnosť, že hodnota pozorovania  $i$  je v rozsahu  $[g^* - \Delta, g^* + \Delta]$  a hodnota pozorovania  $j$  je v rozsahu  $[g^* - \Delta, g^* + \Delta]$ .
- $a = [Tr(U_G V_1), \dots, Tr(U_G V_p)]$ , kde  $U_G$  je vektorská matica,  $V_i$  je vektorská matica,  $i = 1, \dots, p$ .
- t je číslo z intervalu [3,5] a je zvolené podľa teórie uvedenej v [3]; v praxi vystačíme s číslom 4 a pri väčšej opatrnosti s číslom 5.
- Literatúra**
- [1] Kubáček, L. and Kubáčková, L.: *The effect of stochastic relations on the statistical properties of an estimator*. Contr. Geoph. Inst. Slov. Acad. Sci. 17 (1987) 31--42
  - [2] Kubáček, L. and Kubáčková, L.: *Sensitiveness and non-sensitiveness in mixed linear models*. Manuscripta geodaetica 16 (1991) 63--71
  - [3] Kubáček, L.: *Criterion for an approximation of variance components in regression models*. Acta Univ. Palacki. Olomuc., Fac. rer. nat., Mathematica 34 (1995) 91--108
  - [4] Kubáček, L.: *Linear model with inaccurate variance components*. Applications of Mathematics 41 (1996) 433--445
  - [5] Kubáček, L., Kubáčková, L., Tesaříková, E., Marek, J.: *How the design of an experiment influences the nonsensitiveness regions in models with variance components* (zaslané do Applications of Mathematics)
  - [6] Kubáček, L., Kubáčková, L.: *Unified approach to a determination of nonsensitiveness regions* (zaslané do zborníka konferencie Probastat'98, DVP SAV Smolenice, 8. - 13. február 1998)
  - [7] Kubáček, L., Kubáčková, L.: *Nonsensitiveness regions in universal models* (zaslané do Mathematica Slovaca)
  - [8] Kubáčková, L., Kubáček, L., Bognárová, M.: *Effect of changes of the covariance matrix parameters on the estimates of the first order parameters*. Contr. Geoph. Inst. Slov. Acad. Sci. 20 (1990) 7--19
  - [9] Rao, C. R.: *Linear Statistical Inference and Its Applications*. J. Wiley, New York 1965
  - [10] Rao, C. R. and Mitra, S. K.: *Generalized Inverse of Matrices and Its Applications*. J. Wiley, New York 1971