

Petr JANAS<sup>1</sup>, Richard ŠŇUPÁREK<sup>2</sup>, Martin KREJSA<sup>3</sup> a Vlastimil KREJSA

## VYUŽITÍ METODY PDPV K NAVRHOVÁNÍ KOTEVNÍ VÝZTUŽE DŮLNÍCH DĚL

### DESIGNING OF ANCHORING REINFORCEMENT IN UNDERGROUND WORKINGS USING DDFPM METHOD

#### Abstrakt

Při navrhování kotevní výztuže se vychází z různých teoretických předpokladů a empirických poznatků. Zpravidla se přitom předpokládá, že vstupní hodnoty jsou jednoznačně dány deterministicky. Předložený příspěvek ukazuje postup pravděpodobnostního navrhování a posuzování spolehlivosti kotevní výztuže při aplikaci metody PDPV (Přímého Determinovaného Pravděpodobnostního Výpočtu).

#### Abstract

The anchoring reinforcement (roof bolting) ranks currently among important reinforcing solutions available in the mining industry and underground engineering. The reinforcement is sized on the basis of various theoretical assumptions and empirical pieces of knowledge. Generally it is assumed that the input values are clearly deterministic. This is valid for both the geotechnical conditions under which the anchors will be applied as well as for properties of the anchors that are influenced also by installation procedures. But most data used as inputs in various anchor sizing methods are random. Recently, applied Direct Determined Fully-Probabilistic Method (DDFPM) has started developing for the assessment of the reliability of building constructions. DDFPM is also applicable for the design of anchors. An assumption for the application is a sufficient database of random quantities relating to the environment where the anchors will be installed, properties of the anchors and anchoring technologies, anchor design computational models and suitable and efficient tools for the probabilistic design of the anchoring reinforcement.

## 1 ÚVOD

Metoda Přímého Determinovaného Pravděpodobnostního Výpočtu (dále PDPV) byla původně vyvíjena jako alternativa aplikace metody Monte Carlo v pravděpodobnostních výpočtech při posuzování spolehlivosti konstrukcí. První zárodky metody PDPV se začaly rodit na přelomu let 2002 a 2003, kdy se autoři snažili nahradit simulační techniku Monte Carlo využívající generátor pseudonáhodných čísel (např. metoda SBRA) přímým numerickým řešením, které při sestavování vhodného algoritmu výpočtu vychází čistě z principů matematické teorie pravděpodobnosti a statistiky [1].

Při rozvoji a zejména při aplikaci metody PDPV se ukázalo, že pravděpodobnostní výpočty zejména složitějších úloh jsou náročné technicky i časově. Rozhodující jsou zde hlavně počty

---

<sup>1</sup> Doc. Ing. Petr Janas, CSc., Katedra stavební mechaniky, Fakulta stavební, VŠB-Technická univerzita Ostrava, Ludvíka Podéště 1875/17, 708 33 Ostrava-Poruba, tel.: (+420) 597 321 308, e-mail: petr.janas@vsb.cz .

<sup>2</sup> Doc. Ing. Richard Šňupárek, CSc., tel.: (+420) 596 979 351, Ústav geoniky AV ČR Ostrava, Studentská 1768, 708 00 Ostrava-Poruba, e-mail: richard.snuparek@ugn.cas.cz.

<sup>3</sup> Ing. Martin Krejsa, Ph.D., Katedra stavební mechaniky, Fakulta stavební, VŠB-Technická univerzita Ostrava, Ludvíka Podéště 1875/17, 708 33 Ostrava-Poruba, tel.: (+420) 597 321 303, e-mail: martin.krejsa@vsb.cz.

náhodných proměnných vstupujících do úlohy a počty zvolených tříd (intervalů) každé proměnné. Pro danou úlohu je počet proměnných jednoznačně dán.

Je-li  $B$  histogram, který hledáme např. pro určení pravděpodobnosti poruchy, funkcí  $n$  histogramů  $A_j$ , pak formálně platí:

$$B = f(A_1, A_2, A_3, \dots, A_j, \dots, A_n), \quad (1)$$

Je-li počet tříd  $N_j$  v histogramu  $A_j$ , pak počet tříd v histogramu  $B$  je principiálně

$$N \leq N_1 \cdot N_2 \cdot N_3 \cdot \dots \cdot N_j \cdot \dots \cdot N_n \quad (2)$$

Počet výpočetních operací je přitom úměrný součinu

$$P = N_1 \cdot N_2 \cdot N_3 \cdot \dots \cdot N_j \cdot \dots \cdot N_n \quad (3)$$

a pro  $N_1 = N_2 = N_3 = \dots = N_j = \dots = N_n = N$  je počet výpočetních informací roven

$$P = (N)^n \quad (4)$$

Při aplikaci PDPV logicky vznikla otázka, je-li pravděpodobnostní výpočet vůbec využitelný, ve kterých případech a existují-li cesty požadovaný počet operací v dané úloze podstatně snížit při zachování korektnosti řešení [6].

Hledaly se způsoby zmenšující požadovaný počet operací pro určení pravděpodobnosti poruchy mimo jiné ve:

1. snižování počtu tříd proměnlivých vstupních veličin jednotlivých histogramů při zachování celého rozsahu každé náhodné vstupní veličiny,

2. snižování počtu tříd proměnlivých vstupních veličin každého do výpočtu vstupujícího histogramu při zachování celkového počtu tříd; do výpočtu vstupují pouze nebo z velké části pouze ty třídy, které se podílejí na hledané hodnotě, např. pravděpodobnosti poruchy konstrukce; výsledkem je tzv. zonální a trendová optimalizace,

3. grupování těch vstupních proměnlivých veličin [17], které mohou do výpočtu vstupovat společně a lze pro ně předem zpracovat společný histogram; předzpracování vstupních veličin musí být korektní a musí zabezpečit, že společný histogram vstupující do výpočtu vede ke stejnému výsledku, jako v případě samostatného použití jednotlivých histogramů ve výpočtu,

5. v kombinaci uvedených postupů,

6. v paralelizaci výpočtů.

Pravděpodobnostní výpočty však nejsou určeny pouze k určení spolehlivosti konstrukce.

Metodu PDPV lze využít také pro navrhování prvků konstrukcí s předepsanou úrovní spolehlivosti, když alespoň některé vstupní veličiny návrhu mají náhodný charakter. Lze přitom velmi výhodně využít možnosti, které metoda PDPV umožňuje při operaci s náhodnými veličinami. Platí to zejména o možnostech, které poskytuje tzv. grupování vstupních náhodných veličin. Tohoto postupu se využilo při pravděpodobnostním návrhu kotevní výztuže důlních děl [2]. Ukazuje se, že tento postup je operativní a uživatelsky vhodnější, než např. aplikace metody Monte Carlo.

V případě možností aplikace postupného grupování lze ukázat, že počet operací pro určení histogramu  $B$  dle vztahu (1) lze korektně realizovat při počtu operací dle vztahu (5):

$$P_{gr} = (n-1)N^2 \quad (5)$$

Předpokládá se přitom, že počet tříd každé náhodné veličiny vyjádřené histogramem  $A_j$  a vstupující do výpočtu je  $N$ , a že počet histogramů je  $n$ , což se předpokládalo i pro vztah (4).

Vztah (5) platí za předpokladu, že pravděpodobnostní výpočet probíhá tak, že vždy ze dvou histogramů se sestaví jeden histogram o stejném počtu tříd jako měl každý histogram vstupující do výpočtu. Výsledný histogram  $B$  je při dostatečném počtu tříd stejný, provádí-li se při nezkráceném výpočtu nebo při výpočtu využívajícího grupování. Efektivitu grupování, respektive postupné tvorby histogramu  $B$ , ukazuje poměr  $\eta$ :

$$\eta = \frac{P}{P_{gr}} = (n-1)N^{2-n} \quad (6)$$

V praktických výpočtech může mít každý histogram různý počet tříd, výsledný histogram bude mít při numerickém výpočtu metodou PDPV vždy počet tříd zvolený výpočtářem (např. 256). Porovnání počtu operací  $P$  a  $P_{gr}$  pak nebude přesně odpovídat (6). Pro každý konkrétní případ jej však lze přesně určit. Efektivita pravděpodobnostního výpočtu metodou PDPV využívajícího grupování (je-li to možné a korektní) je vysoká.

## 2 PRAVDĚPODOBNOSTNÍ VÝPOČET SPOLEHLIVOSTI KOTEVNÍ VÝZTUŽE

Pravděpodobnostní výpočet kotevní výztuže vyžaduje zpracovat:

- metodický návrh postupu navrhování této výztuže,
- databáze parametrů nezbytných pro pravděpodobnostní výpočty (soubory náhodných veličin pro návrh kotev),
- softwarové prostředky pro pravděpodobnostní výpočty.

Metodických přístupů používaných k navrhování kotevní výztuže je celá řada ([13], [16]). Velmi rozsáhlou oblast metod dimenzování kotevní výztuže představují postupy, založené na empirických a analyticko-experimentálních metodách. Takzvané empiricko-analytické metody vycházejí zpravidla ze zjednodušených analytických řešení, zavádějí však do výpočtu součinitele, závislé na relativně snadno zjistitelných parametrech. Patří k nim vlastnosti materiálu (v daném případě hornin, jejichž vlastnosti se většinou zjišťují laboratorně), ale i parametry zjistitelné pozorováním, či měřením in situ. Zde jsou cenným zdrojem informací výsledky měření konvergence, zjišťování pásma „nepružných deformací“ v okolí důlního a podzemního díla, které může svou tíhou zatěžovat podpěrnou výztuž, jež se případně musí stabilizovat kotevní výztuží.

Empiricko-analytické metody mají sice omezenou platnost pro oblasti, kde byly získány potřebné znalosti, lze je však aplikovat i v jiných podmínkách po ověření či upřesnění potřebných údajů. Již desítky let se používají např. v uhelných dolech v Ostravsko karvinském revíru pro navrhování podpěrné výztuže dlouhých důlních děl, ale také při navrhování svorníkové výztuže. Pro účely projektování samostatné a kombinované svorníkové výztuže podzemních děl v OKR byl vyvinut výpočtový soubor ANKER (Šňupárek, Janas, Slavík 1994, [15]).

Při navrhování svorníkové výztuže je pro dané podmínky nezbytné specifikovat:

- délku svorníků,
- jejich počet a rozmístění v okolí důlního nebo podzemního díla,
- parametry vlastních svorníků (druh, průměr, materiál, způsob kotvení, atd.).

Pro podmínky OKR bylo na základě rozsáhlých měření v důlních dílech odvozeno [14], že konvergenci, tj. posunutí hornin do důlního díla, lze vypočítat dle vztahu:

$$u = 0,1B \cdot (1 - e^{-0,015t}) \cdot \left( e^{\frac{1,2H-q}{45\sigma_r}} - 1 \right) \quad (7)$$

Ve vztahu (7) se vyskytují parametry, charakterizující dané podmínky:

$H$	...	tzv. efektivní hloubka pod povrchem [m],
$B$	...	rozměr důlního díla (zpravidla šířka) [m],
$t$	...	čas ve dnech,
$q$	...	únosnost podpěrné výztuže [kNm <sup>-2</sup> ],
$\sigma_r$	...	redukováná pevnost hornin [MPa].

Redukováná pevnost nadložních hornin  $\sigma_r$  se stanoví následovně:

$$\sigma_r = \beta \frac{\sum_{i=1}^n \sigma_{di} m_i}{2B} \quad (8)$$

kde  $\beta$  je součinitel vrstevnatosti podle tabulky 1,  $\sigma_{di}$  pevnost v jednoosém tlaku  $i$ -té vrstvy a  $m_i$  mocnost  $i$ -té vrstvy.

Tab.1: Součinitel vrstevnatosti  $\beta$ .

Počet vrstev	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\beta$	1,0	0,95	0,90	0,86	0,82	0,79	0,76	0,73	0,71	0,70

Pásmo nepružných deformací  $B_n$ , které je podkladem pro specifikaci zatížení a určení délky svorníku, se v minulosti zjišťovalo geofyzikálním a extenzometrickým měřením. Po jeho vyhodnocení se ukázalo, že je lze určit z výsledků konvergenčních měření ve tvaru (8) [14]:

$$B_n = K_n \cdot B^{0,4} \cdot u^{0,6} \quad (9)$$

Po dosazení (7) do (9) a pro  $t \rightarrow \infty$  je pak

$$B_n = 0,251189 \cdot B \cdot K_n \cdot \left( e^{\frac{1,2H-q}{45\sigma_r}} - 1 \right)^{0,6} \quad (10)$$

Koeficient  $K_n$ , charakterizující vztah mezi pásmem nepružných deformací v důlním nebo podzemním díle o rozměru  $B$  a konvergencí ve vztahu (9), byl v minulosti vyhodnocen jedinou deterministickou hodnotou,  $K_n = 8,3$  ([4], [5] a [14]). Bylo tomu tak proto, že s proměnlivou hodnotou, nebo lépe řečeno se souborem proměnlivých hodnot  $K_n$ , bylo obtížné či dokonce nemožné operativně počítat, i když byly k dispozici. Podobně tomu bylo při výpočtech i v případě rozměru  $B$  nebo redukované pevnosti  $\sigma_r$ , které se používaly jako deterministické hodnoty i přesto, že tomu tak ve skutečnosti není.

Zatížení, které by měla svorníková výztuž přenášet, musí odpovídat rozsahu pásma nepružných deformací  $B_n$ , tíže hornin  $\gamma$  a také určité samonosnosti horninových vrstev, která v pásmu nepružných deformací existuje. Po dobrých zkušenostech s aplikací geomechanického klasifikačního parametru RMR dle Bienawského (1989) [3], bylo zatížení svorníkové výztuže určeno vztahem:

$$Q = B_n \cdot B \cdot \gamma \cdot \frac{100 - RMR}{100} = 2,51189 B^2 \gamma \frac{100 - RMR}{100} K_n \left( e^{\frac{1,2H-q}{45\sigma_r}} - 1 \right)^{0,6} \quad (11)$$

Ve vztahu (5) představuje veličina  $\gamma$  objemovou hmotnost hornin v  $[10^3 \text{ kg/m}^3]$ . Zatížení  $Q$  pak představuje celkové zatížení svorníkové výztuže na běžný metr díla v [kN]. Kvalifikační parametr RMR se vyhodnocuje dle Bienavského (1989) [3].

Posudek spolehlivosti svorníkové výztuže důlních děl je založen na analýze funkce spolehlivosti, jež je dána výrazem:

$$FS = Q_{sv} - Q \quad (12)$$

kde  $Q_{sv}$  představuje únosnost svorníků a  $Q$  jejich zatížení na běžný metr díla.

Pro stanovení únosnosti svorníků se vychází ze vztahu:

$$Q_{sv} = n_{sv} q_{sv} = \frac{n \cdot q_{sv}}{d_s} = \frac{n \pi (d_1 - d_2)^2 \cdot \sigma_{sv}}{4 d_s} \quad (13)$$

kde  $n_{sv}$  představuje celkový počet kotev na běžný m díla,  $n$  počet kotev v řadě zpravidla kolmo na osu díla,  $q_{sv}$  únosnost jednoho svorníku,  $d_1$  vnější průměr svorníku,  $d_2$  vnitřní průměr svorníku,  $d_s$  vzdálenost řad kotev a  $\sigma_{sv}$  normálové napětí v jednom svorníku.

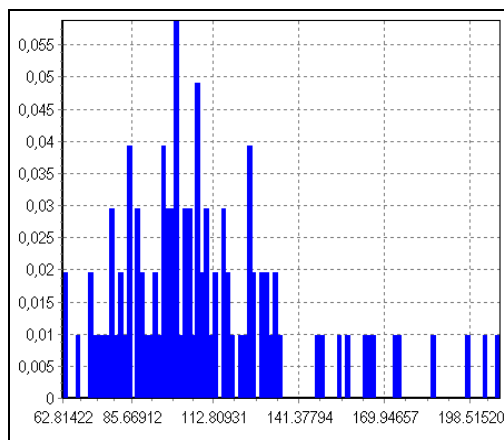
Vedle zatížení, respektive požadované únosnosti kotevní výztuže, je dalším důležitým parametrem určení potřebné délky kotev. Délka kotev by měla odpovídat pásmu nepružných deformací  $B_n$  v okolí důlního či podzemního díla. Z praktických pozorování a měření v důlních podmínkách se ukázalo, že při aplikaci kotevní výztuže je konvergence do důlního díla menší než odpovídá vztahu (7), kdy se konvergence určuje v dílech vyztužených podpěrnou výztuží. Je tomu tak proto, že tato výztuž vyvoluje odpor proti posunutí horninového masivu až po vytvoření kontaktu hornina-výztuž, což je spojeno s většími deformačními projevy horninového masivu, než je tomu u kotevní výztuže. Ze srovnání deformačních projevů v dílech vyztužených kotevní výztuží a hodnotou  $u$  dle vztahu (7) byl získán soubor, který umožňuje vypočítat délku kotev  $l$  ve stropě díla dle:

$$l = 0,251189 \cdot K_n \cdot B \cdot K \cdot \left( e^{\frac{1,5H-q}{45\sigma}} - 1 \right)^{0,6} \quad (14)$$

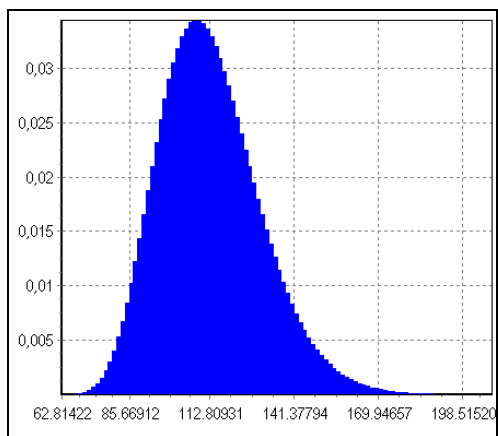
Ve vztahu (14) představuje veličina  $K$  soubor experimentálně získaných hodnot, který je pracovním označován jako konvergenční součinitel, i když, na rozdíl od postupu aplikovaného v [15], kde byl deterministicky určen, má proměnlivý charakter.

Jednotlivé databáze vstupních náhodných veličin byly sestaveny na základě měření u výrobců kotevních prvků a v dolech, kde byla svorníková výztuž realizována. Šířka důlního díla, která závisí především na technologii ražení (výložníkové razičí stroje, trhací práce) byla podrobně měřena na dolech v OKR v chodbách se svorníkovou výztuží. Databáze jednoosé pevnosti a objemové hmotnosti hornin byla sestavena na základě rozsáhlého laboratorního výzkumu jader průzkumných vrtů z karbonského masivu, provedeného ve VVUÚ Radvanice a v Ústavu geoniky AV ČR v posledních cca 40 letech. Rovněž hodnoty součinitelů  $K$  a  $K_n$  vycházejí z rozsáhlých měření konvergenzí v porubních chodbách na dolech OKR, realizovaných v minulosti VVUÚ Radvanice a Ústavem geoniky AV ČR. Databáze tahové pevnosti kotevních prvků byla získána z archivu výrobce Ankra Petřvald, přičemž měření byla provedena v laboratořích státních zkušebních ústavů a Ústavu geoniky AVČR.

Zpracované SW prostředky umožňují prvotní data zjištěné měřeními sestavit do histogramů vytvořených z těchto dat a následně vyjádřit parametricky. Z desítek známých parametrických rozdělení se přitom vyhodnotí dle velikosti tzv. koeficientu těsnosti nejvhodnější rozdělení. Na obr. 1 je příklad histogramu prvotních dat sestaveného ze 102 naměřených hodnot pevnosti v tlaku karbonského pískovce. Na horizontální ose jsou přitom pevnosti v tlaku v [MPa], na svislé ose pravděpodobnosti výskytu. Počet tříd se přitom volil roven počtu primárních dat. Na obr. 2 je parametrické vyhodnocení toho histogramu. Pro parametrické rozdělení Gamma (viz obr. 2), které je v daném případě nejvhodnější, je těsnost 0,951. Pokud budeme volit jiné rozdělení, případně větší počet tříd, což je možné, bude hodnota těsnosti menší.



Obr.1: Histogram prvotních dat pevnosti v tlaku karbonského pískovce [MPa].

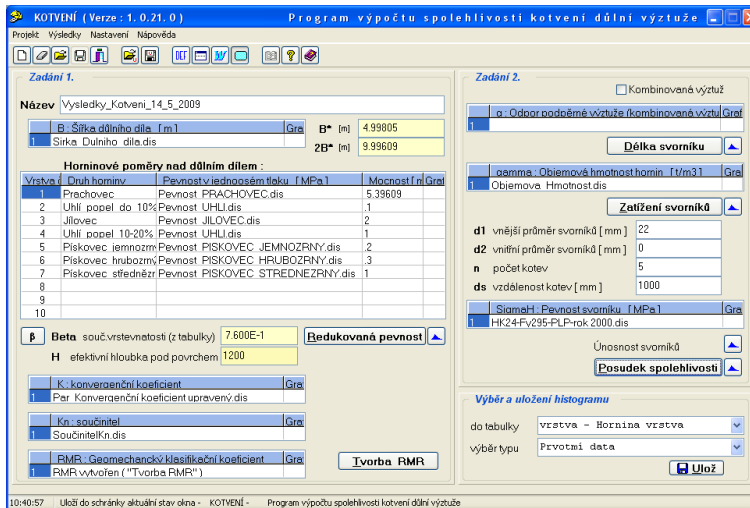


Obr.2: Histogram parametrického rozdělení pevnosti v tlaku karbonského pískovce [MPa].

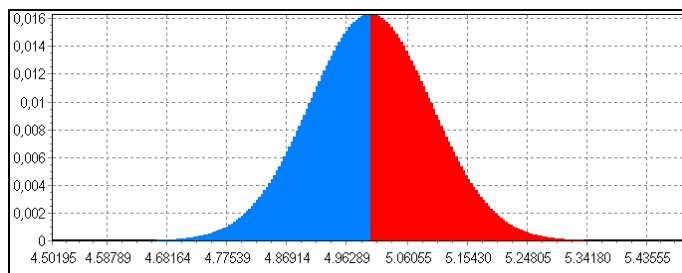
### 3 SOFTWARE PRO PRAVDĚPODOBNOSTNÍ VÝPOČET SPOLEHLIVOSTI KOTEVNÍ VÝZTUŽE

Pro pravděpodobnostní posouzení spolehlivosti kotevní výztuže důlního díla byl vytvořen program Kotvení, aplikující metodu Přímého Determinovaného Pravděpodobnostního výpočtu (PDPV). Pracovní plocha tohoto programu je na obr.3.

Do vstupního formuláře se zadávají hodnoty mající pravděpodobnostní charakter, jako je šířka důlního díla  $B$  (obr.4), pevnost v jednoosém tlaku  $\sigma_d$  v jednotlivých vrstvách, konvergenční součinitel  $K$ , součinitel vlivu kotvení výztuže na snížení konvergence  $K_n$  (obr.5), objemová hmotnost hornin  $\gamma$ , odpor podpěrné výztuže  $q$  v případě kombinované výztuže a pevnost svorníku  $\sigma_H$ . K volbě uvedených veličin lze využít zpracované databáze, které jsou přístupné zpracovaným programem.



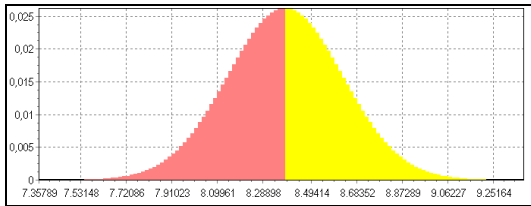
Obr.3: Pracovní plocha programu Kotvení.



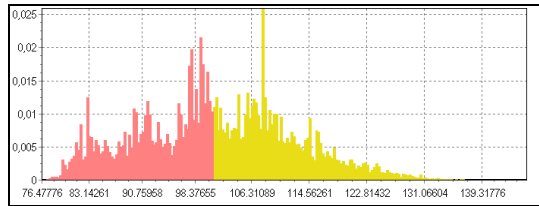
Obr.4: Histogram šířky důlního díla  $B$  [m].

Deterministicky vyjádřenými vstupními veličinami zůstává součinitel vrstevnatosti  $\beta$ , efektivní hloubka pod povrchem  $H$ , mocnosti jednotlivých vrstev  $m_i$ , vnější a vnitřní průměr svorníků  $d_1$  a  $d_2$  a vzdálenost řad kotev  $d_s$ .

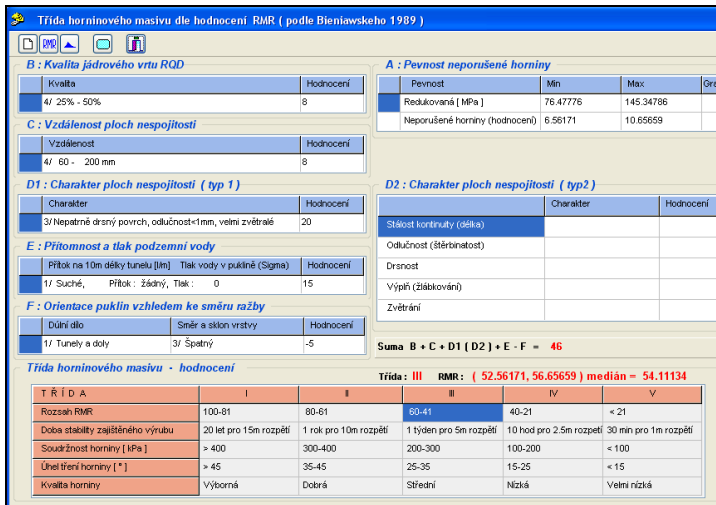
V první etapě pravděpodobnostního výpočtu lze nejprve určit histogram redukované pevnosti nadložních hornin  $\sigma$  dle (8) (obr.6). Je potřebný k určení délky kotev a jejich zatížení včetně geomechanického klasifikačního koeficientu RMR dle Bienawského (1989), pro jehož stanovení slouží samostatná tabulka programu (obr.7). Výsledkem zpracování je histogram geomechanického klasifikačního koeficientu RMR (obr.8).



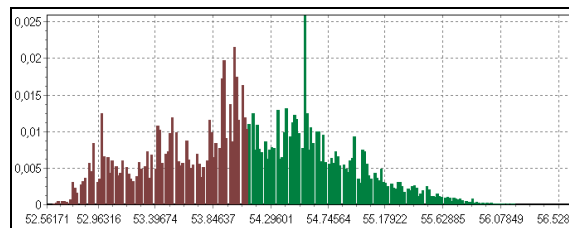
Obr.5: Součinitel  $K_n$ .



Obr.6: Histogram redukované pevnosti nadložních hornin [MPa].



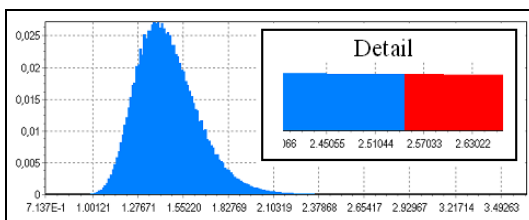
Obr.7: Pracovní plocha programu s tabulkou pro stanovení geomechanického klasifikačního koeficientu RMR dle Bienawského (1989).



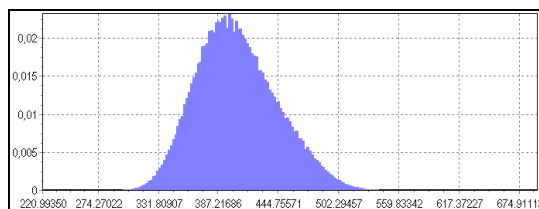
Obr.8: Histogram geomechanického klasifikačního koeficientu RMR dle Bienawského (1989).

V dalším výpočtu pak lze stanovit histogram pro délku navrhovaného svorníku  $l$  dle (14) (obr.9). Vyplývá z něj, že pro úroveň spolehlivosti 0,9999 je potřebná délka svorníku 2,54 m.

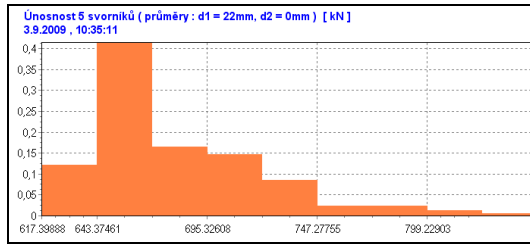
Na obr. 10 je histogram pro zatížení svorníku  $Q$  dle (11). Únosnost svorníků  $Q_{sv}$  se pak stanoví na základě vztahu (13) (obr.11). Histogramy  $Q$  a  $Q_{sv}$  pak lze dosadit do funkce spolehlivosti (12) a provést výsledné pravděpodobnostní posouzení na základě určení pravděpodobnosti poruchy  $P_f$  (obr.12).



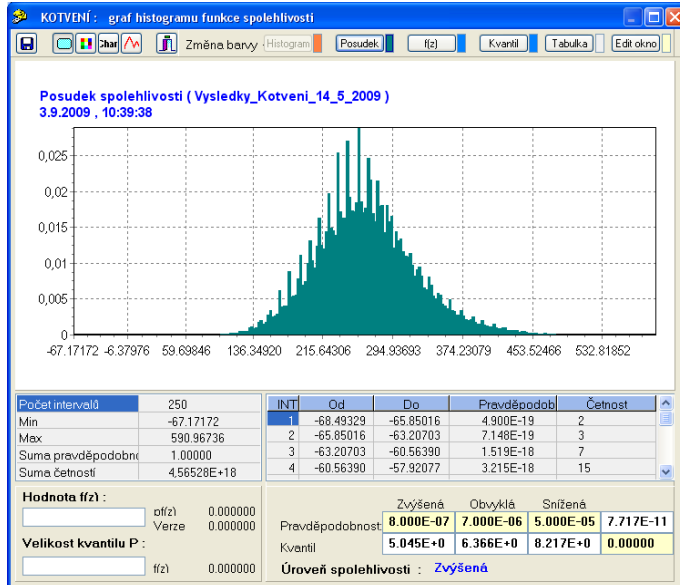
Obr.9: Histogram délky svorníku  $l$  [m].



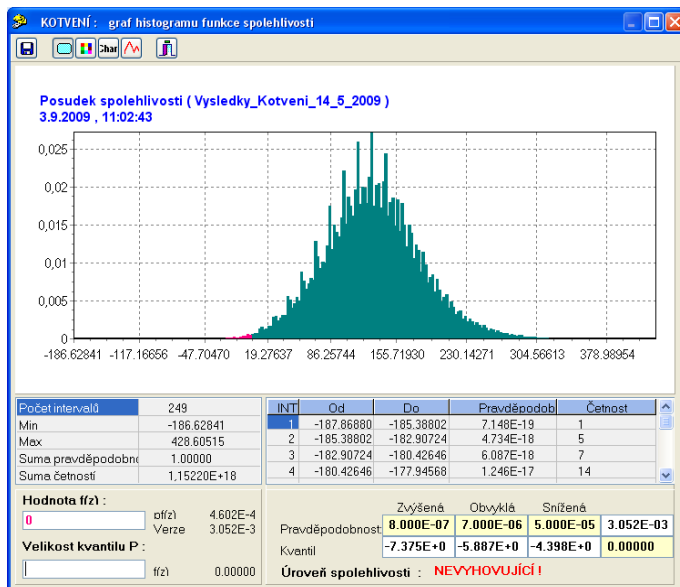
Obr.10: Histogram zatížení svorníků  $Q$  [kN/m].



Obr.11: Histogram únosnosti svorníků  $Q_{sv}$  [kN].



Obr.12: Histogram funkce spolehlivosti  $FS$  s výslednou pravděpodobností poruchy  $P_f=7,72 \cdot 10^{-11}$  pro 5 kotev na běžný metr díla.



Obr.13: Histogram funkce spolehlivosti  $FS$  s výslednou pravděpodobností poruchy  $P_f=3,05 \cdot 10^{-3}$  pro 4 kotvy na běžný metr díla.



V daném případě byla výsledná pravděpodobnost poruchy určena hodnotou  $P_f=7,72 \cdot 10^{-11}$  a pro přísná kritéria uvedená v ČSN 73 1401 – Navrhování ocelových konstrukcí (1998) by kotevní výztuž vyhovovala, neboť návrhová pravděpodobnost  $P_d$  pro zvýšenou úroveň spolehlivosti je rovna  $8 \cdot 10^{-7}$  a podmínka spolehlivost  $P_f \leq P_d$  je splněna. Počet ocelových kotev byl volen 5 na běžný m díla a jejich průměr 22 mm. Pokud by se volil menší počet kotev, např. 4, pak by situace byla jiná, neboť při stejném průměru kotev a stejné oceli by platilo  $P_f=3,05 \cdot 10^{-3}$  (viz obr.13). Podmínka spolehlivost  $P_f \leq P_d$  by nebyla splněna ani pro sníženou pravděpodobnost ve smyslu uvedené ČSN. Posuzování a navrhování kotevní výztuže lze s využitím programu Kotvení realizovat velmi operativně.

### 3 ZÁVĚR

Tento příspěvek obsahuje konkrétní příklad využití PDPV k navrhování kotevní výztuže důlních děl. Publikovaná metodika vychází z postupů dimenzování výztuže v podmínkách uhelných dolů v Ostravsko karvinském revíru a nelze ji s ohledem na vytvořenou datovou základnu přímo aplikovat v jiných podmínkách zejména podzemních a tunelových staveb. Cílem publikace tohoto příspěvku je především metodicky ukázat postup pravděpodobnostního posuzování konstrukcí výztuže s využitím metody Přímého determinovaného pravděpodobnostního výpočtu a zpracovaným softwarovým prostředkem pro její využití ve vymezených podmínkách.

Základním předpokladem pro aplikaci metody v jiných oblastech je vytvoření databázi parametrů nezbytných pro pravděpodobnostní výpočty (soubory náhodných veličin) a případné upřesnění algoritmů pro dimenzování kotevní výztuže ve specifických podmínkách.

### PODĚKOVÁNÍ

Projekt byl realizován za finanční podpory ze státních prostředků prostřednictvím Grantové agentury České republiky. Registrační číslo projektu je 105/07/1265.

### LITERATURA

- [1] JANAS, P., KREJSA, M.: Numerický výpočet pravděpodobnosti užitím useknutých histogramů při posuzování spolehlivosti konstrukcí. *Sborník vědeckých prací Vysoké školy báňské – Technické univerzity Ostrava*, číslo 1, rok 2002, ročník II, řada stavební, str.47-58, ISBN: 80-248-0397-6, ISSN 1213-1962.
- [2] JANAS, P., ŠŇUPÁREK, R., KREJSA, M., KREJSA, V.: Pravděpodobnostní přístup k navrhování kotevní výztuže důlních děl v podmínkách OKR. *Časopis Tunel*, 2009, v tisku.
- [3] BIENAWSKI, Z.T.: *Engineering rock mass classifications*, Wiley New York, 1989.
- [4] JANAS, P., BLÁHA, F.: Dimenzování výztuže dlouhých důlních děl, křížů a odboček v podmínkách ostravsko-karvinského revíru. *Časopis Uhlí*, č. 9, 1987.
- [5] JANAS, P.: *Dimensioning of roadway supports in conditions of the Ostrava-Karviná coal field*. A.A.Balkema/Rotterdam/Brookfield, 1990.
- [6] JANAS, P., KREJSA, M., Krejsa, V.: Structural Reliability Assessment Using Direct Determined Fully Probabilistic Calculation. In *International ASRANet Colloquium*, Glasgow, UK, ISBN 0-9553550-0-1/978-0-9553550-0-4, 2006.
- [7] JANAS, P., KREJSA, M., KREJSA, V.: Současné možnosti Přímého determinovaného pravděpodobnostního výpočtu při posuzování spolehlivosti konstrukcí. *Sborník vědeckých prací Vysoké školy báňské - Technické univerzity Ostrava*, řada stavební, číslo 1, ročník VI, ISSN 1213-1962; ISBN 80-248-1248-7, 2006.
- [8] JANAS, P., KREJSA, M., KREJSA, V.: Current Possibilities of Direct Determined Fully Probabilistic Method (DDPFM). In *4<sup>th</sup> International ASRANet Colloquium*, Athens, Greece, ISBN 978-0-9553550-2-8, 2008.
- [9] JANAS, P., KREJSA, M., KREJSA, V.: Současné možnosti metody PDPV. In *Medzinárodná konferencia 70 rokov SvF STU*, Bratislava, Slovensko, 2008.

- [10] KRÁLÍK, J.: Porovnání efektivnosti pravděpodobnostných metod na řešení spolehlivosti konstrukcí v MKP. In *IX. celostátní konference se zahraniční účastí „Spolehlivost konstrukcí“*, 14. a 15. dubna 2008, Praha, ISBN 978-80-02-02007-3.
- [11] MAREK, P., GUŠTAR, M., ANAGNOS, T.: *Simulation-Based Reliability Assessment for Structural Engineers*, CRC Press Inc., Boca Raton, 1995, ISBN 0-8493-8286-6.
- [12] NOVÁK, D., VOŘECHOVSKÝ, M. RUSINA, R.: Small-sample probabilistic assessment – software FREET. In *9<sup>th</sup> International Conference on Applications of Statistics and Probability in Civil Engineering – ICASP 9*, San Francisco, USA, 91-96, Rotterdam: Millpress, 2003.
- [13] PRUŠKA, J.: *Vliv svorníkové výztuže na napjatost a deformaci diskontinuítního horninového masivu*, habilitační práce, ČVUT v Praze, Fakulta stavební, 2002.
- [14] ŠKRABIŠ, A.: *Předvídání a hodnocení tlakových a deformáčnických projevů v horizontálních otvirkových a přípravných důlních dílech v podmínkách československé části hornoslezské pánve empiricko-analytickou metodou*, doktorská disertační práce, Praha, 1977.
- [15] ŠŇUPÁREK, R., JANAS, P., SLAVÍK, J.: Výpočet svorníkové výztuže, *Geotechnika*, 1994.
- [16] ŠŇUPÁREK, R.: *Svorníková výztuž v hornictví a v podzemním stavitelství*, habilitační práce, FAST VŠB-TU Ostrava, 2001.
- [17] JANAS, P., KREJSA, M.: Analýza optimalizačních kroků přímého determinovaného pravděpodobnostního výpočtu a jejich využití při posuzování spolehlivosti konstrukce, III. mezinárodní konference „Nové trendy v statice a dynamice stavebních konstrukcí“, 21.-22. októbra 2004, str. 247 až 254, Stavebná fakulta STU v Bratislave, ISBN: 80-227-2116-6.

#### **Oponentní posudek vypracoval:**

Doc. Dr. Ing. Jan PRUŠKA., FSv ČVUT v Praze, Thákurova 7, 166 29, Praha 6.

**Poznámka:** Grupování v metodě PDPV je popsáno v [17]. Určuje-li se např. redukovaná pevnost hornin dle dále uvedeného vztahu (8), pak lze postupovat tak, že se pevnosti jednotlivých vrstev (zadané histogramy) násobí podílem příslušné vrstvy a celkovou mocností uvažovaných vrstev  $2B$ . Takto vytvořené histogramy se mohou postupně sčítat (ze dvou histogramů po součtu vznikne nový histogram, k němuž lze následně připočíst další atd.) až se vytvoří histogram dle vztahu (8). Tento postup je racionální a korektní. Lze ovšem postupovat tak, že se sčítají všechny histogramy vstupujícího do vztahu (8) najednou. Vytváří se tak postupně daný histogram. Tento postup je také korektní, vyžaduje však více početních operací a je proto časově náročnější a méně efektivní. Ještě méně efektivní je postup, kdy výpočet redukované pevnosti je součástí pravděpodobnostního výpočtu zatížení svorníků (11), posudku spolehlivosti kotev (12), nebo určení délky kotvy (dle vztahu 14). Obdobně jako se sčítáním lze postupovat i s násobením a dělením histogramů. Platí, že grupování je možné, vstupují-li histogramy do výpočtu pouze jednou. Vstupovaly-li by dvakrát a vícekrát, pak by výpočet nebyl korektní. Při operacemi s histogramy např. neplatí, že  $a.(b+c)=ab + ac$ . Korektní a správné je nejdříve vytvoření součtového histogramu  $(b+c)$  a následně jeho vynásobení histogramem  $a$ . Histogram vytvořený roznásobením  $ab + ac$  je chybný, výpočet není korektní.